فصلنامه علمی

اقتصاد مقداری

(بررسی‌های اقتصادی سابق)

دانشکده اقتصاد و علوم اجتماعی دانشگاه شهید چمران اهواز

دوره بیست و سوم، شماره دوم، تابستان ۱۴۰۵

(شماره مسلسل ۸۹)

بر اساس تأییدیه شماره ۳/۲۶۰۲ مورخ ۱۳۸۷/۴/۵ کمیسیون بررسی نشریات علمی کشور، این نشریه دارای درجه‌ی **علمی ـ پژوهشی** است.

این نشریه هم اکنون در سایت‌های پایگاه استنادی علوم جهان اسلام (ISC) به آدرس (www.isc.gov.ir)، پایگاه نظام نمایه سازي مرکز منطقه‌اي اطلاع رساني علوم و فناوري (ایران ژورنال) به آدرس (www.ricest.ac.ir) پایگاه اطلاعات علمی جهاد دانشگاهی (SID) به آدرس (www.sid.ir)، بانک اطلاعات نشریات کشور به آدرس (www.magiran.com)، پایگاه تخصصی نور به آدرس (www.noormags.ir) و همچنین مقالات این نشریه در سایت علمی google scholar به آدرس (https://scholar.google.com/)، پایگاه مجلات با دسترسی آزاد (DOAJ) به آدرس https://doaj.org، وب سایت EBSCO به آدرس www.ebsco.com نمایه شده است. چاپ مقاله‌هاي اين نشريه به معني تأييد مواضع نويسندگان نيست.

نشریه اقتصاد مقداری جهت تعاملات دوسویه و استفاده از ظرفیت‌های موجود، با انجمن علمی اقتصاد توسعه منطقه‌ای ایران تفاهم نامه ی همکاری امضا کرده است.

فصلنامه علمی اقتصاد مقداری

عنوان اختصاری: JQE
محورهای مطالعاتی: اقتصاد نظری و اقتصاد کاربردی
دوره انتشار: فصلنامه
صاحب امتیاز: دانشگاه شهید چمران اهواز
پروانه انتشار: شماره۱۲٤/۷۲۰ مورخ ۱۳۸۳/۱/۲۹ به زبان فارسی- انگلیسی
نشانی: اهواز- دانشگاه شهید چمران اهواز- دانشکده اقتصاد و علوم اجتماعی- دفتر فصلنامه علمی- پژوهشی اقتصاد مقداری (بررسی‌های اقتصادی سابق)؛ کد پستی: ٦١٣٥٧٤٣٣٣٧؛ صندوق پستی: ٦١٣٥٥/١٥٦؛ تلفکس: ۳۳۳۵۶۶۴- ۰۶۱۳
پست الکترونیکی: jqe@scu.ac.ir؛
آدرس سامانه: jqe.scu.ac.ir
آدرس: اهواز- گلستان- دانشگاه شهید چمران اهواز- دانشکده اقتصاد و علوم اجتماعی- دفتر مجله اقصاد مقداری (بررسی های اقتصادی سابق)
DOI: 10.22055 / JQE
دسترسی: آزاد
دارای مجوز: CC BY-NC 4.0
زبان: فارسی - انگلیسی
نوع داوری: داوری همتا، دو سویه نامشخص
هزینه ارسال مقاله :۱۰۰۰۰۰۰ ریال که بعد از تایید مقاله برای ارسال به داوری اخذ می‌شود.
هزینه چاپ مقاله: ۲۵۰۰۰۰۰ ریال که بعد از پذیرش مقاله برای چاپ اخذ می‌شود.
شاپا چاپی: ۲۰۰۸-۵۸۵۰
شاپا الکترونیکی: ۲۷۱۷-٤۲۷۱
کپی رایت © ۲۰۲۳ دانشگاه شهید چمران اهواز.

تمامی مقالات ارسالی به این مجله، توسط سامانه مشابهت یاب Ithenticate برای مقالات انگلیسی و سمیم نور و همانندجو برای مقالات فارسی ارزیابی می شود.

فصلنامه علمی ـ پژوهشی

اقتصاد مقداری (بررسی‌های اقتصادی سابق)

دانشکده اقتصاد و علوم اجتماعی دانشگاه شهید چمران اهواز

دوره بیست و سوم، شماره دوم، تابستان ۱۴۰۵

صاحب امتیاز: دانشگاه شهید چمران اهواز

مدیر مسئول: دکتر حسن فرازمند

سردبیر: دکتر سید عزیز آرمن

دبیر اجرائی: دکتر سید مرتضی افقه

مدیر داخلی: دکتر سید امین منصوری

ویراستار انگلیسی: دکتر امیر مشهدی

ویراستار فنی و صفحه آرا: آزاده بدوی

هیات تحریریه:

دکتر سید عزیز آرمن	استاد دانشگاه شهید چمران اهواز
دکتر حسن فرازمند	استاد دانشگاه شهید چمران اهواز
دکتر سید مرتضی افقه	دانشیار دانشگاه شهید چمران اهواز
دکتر سهیلا پروین	استاد دانشگاه علامه طباطبایی تهران
دکتر احمد جعفری صمیمی	استاد دانشگاه مازندران
دکتر رحیم چینی پرداز	استاد دانشگاه شهید چمران اهواز
دکتر مرتضی سامتی	استاد دانشگاه اصفهان
دکتر مصطفی سلیمی فر	استاد دانشگاه فردوسی مشهد
دکتر سید عبدالمجید جلائی	استاد اقتصاد دانشگاه باهنر کرمان
دکتر منصور زراء نژاد	استاد دانشگاه شهید چمران اهواز
دکتر محمدقلی یوسفی	استاد دانشگاه علامه طباطبایی تهران
دکتر حمید کردبچه	دانشیار اقتصاد دانشگاه الزهرا
دکتر مجید صامتی	استاد اقتصاد دانشگاه اصفهان
دکتر سید امین منصوری	دانشیار دانشگاه شهید چمران اهواز
دکتر مسعود خداپناه	دانشیار دانشگاه شهید چمران اهواز
دکتر ابراهیم انواری	استاد دانشگاه شهید چمران اهواز

هیات تحریریه بین المللی:

دکتر محسن بهمنی اسکویی	استاد برجسته دانشگاه ویسکانسین-میلواکی
دکتر جواد صالحی اصفهانی	استاد دانشکده اقتصاد انستیتوی پلی تکنیک ویرجینیا
دکتر امیر کیا	استاد دانشکده اقتصاد گروه مالی و اقتصاد، دانشگاه یوتا ولی
دکتر غلامرضا نخعی زاده	استاد دانشگاه کارلزروحیه آلمان
دکتر محسن افشاریان	پسادکتری دانشگاه فنی مؤسسه کنترل و حسابداری برونشوویگ آلمان

همکاران علمی:

دکتر مرتضی عزتی	پژوهشکده اقتصاد دانشگاه تربیت مدرس
دکتر لطفعلی عاقلی کهنه شهری	پژوهشکده اقتصاد دانشگاه تربیت مدرس
دکتر علی ارشدی	پژوهشکده پولی بانک مرکزی
دکتر علی حسن زاده	پژوهشکده پولی و بانکی بانک مرکزی
دکتر شهزاد برومند	پژوهشکده ی امور اقتصادی دانشگاه علامه طباطبایی
دکتر ابوالفضل شاه آبادی	دانشکده اقتصاد دانشگاه الزهرا
دکتر عزت الله عباسیان	دانشکده مدیریت دانشگاه تهران
دکتر علی اکبر قلی زاده	دانشکده اقتصاد دانشگاه بوعلی سینا همدان
دکتر محمد حسن فطرس	دانشکده اقتصاد دانشگاه بوعلی سینا همدان
دکتر نادر مهرگان	دانشکده اقتصاد دانشگاه بوعلی سینا همدان
دکتر اصغر شاهمرادی	دانشکده اقتصاد دانشگاه تهران
دکتر حسین عباسی نژاد	دانشکده اقتصاد دانشگاه تهران
دکتر قهرمان عبدلی	دانشکده اقتصاد دانشگاه تهران
دکتر محسن مهرآرا	دانشکده اقتصاد دانشگاه تهران
دکتر جعفر عبادی	دانشکده اقتصاد دانشگاه تهران
دکتر محمدنبی شهیکی تاش	دانشکده اقتصاد دانشگاه زاهدان
دکتر حسین مرزبان	دانشکده اقتصاد دانشگاه شیراز
دکتر رضا اکبریان	دانشکده اقتصاد دانشگاه شیراز
دکتر ابراهیم هادیان	دانشکده اقتصاد دانشگاه شیراز
دکتر اسفندیار جهانگرد	دانشکده اقتصاد دانشگاه علامه طباطبایی
دکتر جمشید پژویان	دانشکده اقتصاد دانشگاه علامه طباطبایی
دکتر حمید رضا ارباب	دانشکده اقتصاد دانشگاه علامه طباطبایی
دکتر حمید رضا برادران شرکاء	دانشکده اقتصاد دانشگاه علامه طباطبایی
دکتر سهیلا پروین	دانشکده اقتصاد دانشگاه علامه طباطبایی
دکتر سید محمد رضا سید نورانی	دانشکده اقتصاد دانشگاه علامه طباطبایی
دکتر علی اصغر بانویی	دانشکده اقتصاد دانشگاه علامه طباطبایی
دکتر محمد قلی یوسفی	دانشکده اقتصاد دانشگاه علامه طباطبایی
دکتر علی امامی میبدی	دانشکده اقتصاد دانشگاه علامه طباطبایی
دکتر ناصر خیابانی	دانشکده اقتصاد دانشگاه علامه طباطبایی
دکتر سعید مشیری	دانشکده اقتصاد دانشگاه علامه طباطبایی
دکتر مهدی تقوی	دانشکده اقتصاد دانشگاه علامه طباطبایی
دکتر فتح الله تاری	دانشکده اقتصاد دانشگاه علامه طباطبایی
دکتر محسن ابراهیمی	دانشکده اقتصاد دانشگاه خوارزمی تهران
دکتر حمید کرد بچه	دانشکده علوم اجتماعی و اقتصادی دانشگاه الزهرا
دکتر احمد صلاح‌منش	دانشکده اقتصاد و علوم اجتماعی دانشگاه شهید چمران اهواز

دکتر امیر حسین منتظر حجت	دانشکده اقتصاد و علوم اجتماعی دانشگاه شهید چمران اهواز
دکتر حسن فرازمند	دانشکده اقتصاد و علوم اجتماعی دانشگاه شهید چمران اهواز
دکتر سید امین منصوری	دانشکده اقتصاد و علوم اجتماعی دانشگاه شهید چمران اهواز
دکتر عبدالمجید آهنگری	دانشکده اقتصاد و علوم اجتماعی دانشگاه شهید چمران اهواز
دکتر مسعود خداپناه	دانشکده اقتصاد و علوم اجتماعی دانشگاه شهید چمران اهواز
دکتر ابراهیم انواری	دانشکده اقتصاد و علوم اجتماعی دانشگاه شهید چمران اهواز
دکتر سید عزیز آرمن	دانشکده اقتصاد و علوم اجتماعی دانشگاه شهید چمران اهواز
دکتر مرتضی افقه	دانشکده اقتصاد و علوم اجتماعی دانشگاه شهید چمران اهواز
دکتر مصیب پهلوانی	دانشکده اقتصاد و علوم اداری دانشگاه سیستان و بلوچستان
دکتر حسن حیدری	دانشکده اقتصاد و مدیریت دانشگاه ارومیه
دکتر کیومرث شهبازی	دانشکده اقتصاد و مدیریت دانشگاه ارومیه
دکتر فاطمه بزازان	دانشکده علوم اجتماعی و اقتصاد دانشگاه الزهراء
دکتر محمود حائریان	دانشکده علوم اجتماعی و اقتصاد دانشگاه الزهراء
دکتر مهدی پدرام	دانشکده علوم اجتماعی و اقتصاد دانشگاه الزهراء
دکتر شمس الله شیرین بخش	دانشکده علوم اجتماعی و اقتصاد دانشگاه الزهراء
دکتر خدیجه نصراللهی	دانشکده علوم اداری و اقتصاد دانشگاه اصفهان
دکتر محمد واعظ	دانشکده علوم اداری و اقتصاد دانشگاه اصفهان
دکتر مرتضی سامتی	دانشکده علوم اداری و اقتصاد دانشگاه اصفهان
دکتر سعید صمدی	دانشکده علوم اداری و اقتصاد دانشگاه اصفهان
دکتر سید کمیل طیبی	دانشکده علوم اداری و اقتصاد دانشگاه اصفهان
دکتر مصطفی عمادزاده	دانشکده علوم اداری و اقتصاد دانشگاه اصفهان
دکتر محمد طاهر احمدی	دانشکده علوم اداری و اقتصاد دانشگاه فردوسی مشهد
دکتر محمدحسین حسین‌زاده	دانشکده علوم اداری و اقتصاد دانشگاه فردوسی مشهد
دکتر مهدی خداپرست	دانشکده علوم اداری و اقتصاد دانشگاه فردوسی مشهد
دکتر سید مهدی مصطفوی	دانشکده علوم اداری و اقتصاد دانشگاه فردوسی مشهد
دکتر علی اکبر ناجی میدانی	دانشکده علوم اداری و اقتصاد دانشگاه فردوسی مشهد
دکتر محمد رضا لطفعلی پور	دانشکده علوم اداری و اقتصاد دانشگاه فردوسی مشهد
دکتر مصطفی سلیمی فر	دانشکده علوم اداری و اقتصاد دانشگاه فردوسی مشهد
دکتر اسمعیل ابونوری	دانشکده علوم اقتصادی و اداری دانشگاه مازندران
دکتر زهرا کریمی	دانشکده علوم اقتصادی و اداری دانشگاه مازندران
دکتر سعید راسخی	دانشکده علوم اقتصادی و اداری دانشگاه مازندران
دکتر علیرضا پور فرج	دانشکده علوم اقتصادی و اداری دانشگاه مازندران
دکتر محمد تقی گیلک حکیم‌آبادی	دانشکده علوم اقتصادی و اداری دانشگاه مازندران
دکتر نورالدین شریفی	دانشکده علوم اقتصادی و اداری دانشگاه مازندران
دکتر وحید تقی نژاد عمران	دانشکده علوم اقتصادی و اداری دانشگاه مازندران
دکتر یوسف محنت فر	دانشکده علوم اقتصادی و اداری دانشگاه مازندران
دکتر احمد جعفری صمیمی	دانشکده علوم اقتصادی و اداری دانشگاه مازندران

دکتر کامبیز هژبر کیانی	دانشکده علوم اقتصادی و سیاسی دانشگاه شهید بهشتی
دکتر سعید عابدین درکوش	دانشکده علوم اقتصادی و سیاسی دانشگاه شهید بهشتی
دکتر محمد حسین پور کاظمی	دانشکده علوم اقتصادی و سیاسی دانشگاه شهید بهشتی
دکتر محمد نوفرستی	دانشکده علوم اقتصادی و سیاسی دانشگاه شهید بهشتی
دکتر حشمت الله عسگری	دانشکده علوم انسانی دانشگاه ایلام
دکتر سید ابراهیم حسینی نسب	دانشکده علوم انسانی دانشگاه تربیت مدرس
دکتر علی قنبری	دانشکده علوم انسانی دانشگاه تربیت مدرس
دکتر رضا نجارزاده	دانشکده علوم انسانی دانشگاه تربیت مدرس
دکتر عباس عصاری آرانی	دانشکده علوم انسانی دانشگاه تربیت مدرس
دکتر زهرا نصراللهی	دانشکده علوم انسانی دانشگاه یزد
دکتر سید نظام الدین مکیان	دانشکده علوم انسانی دانشگاه یزد
دکتر حبیب انصاری سامانی	دانشکده علوم انسانی دانشگاه یزد
دکتر بهزاد سلمانی	دانشکده علوم انسانی و اجتماعی دانشگاه تبریز
دکتر جعفر حقیقت	دانشکده علوم انسانی و اجتماعی دانشگاه تبریز
دکتر حسین اصغر پور	دانشکده علوم انسانی و اجتماعی دانشگاه تبریز
دکتر حسین پناهی	دانشکده علوم انسانی و اجتماعی دانشگاه تبریز
دکتر داوود بهبودی	دانشکده علوم انسانی و اجتماعی دانشگاه تبریز
دکتر محسن پور عبادالهان	دانشکده علوم انسانی و اجتماعی دانشگاه تبریز
دکتر محمد باقر بهشتی	دانشکده علوم انسانی و اجتماعی دانشگاه تبریز
دکتر رضا رنچپور	دانشکده علوم انسانی و اجتماعی دانشگاه تبریز
دکتر رحیم چینی پرداز	دانشکده علوم ریاضی و آمار دانشگاه شهید چمران اهواز
دکتر حسین اکبری فرد	دانشکده مدیریت و اقتصاد دانشگاه شهید باهنر کرمان
دکتر عادل پیغامی	دانشگاه امام صادق (ع)
دکتر محمد مهدی عسگری	دانشگاه امام صادق (ع)
دکتر عبداله شایان زینیوند	دانشگاه ایلام
دکتر روح الله زارع	دانشگاه آزاد اسلامی
دکتر فخرالدین فخرحسینی	دانشگاه آزاد اسلامی
دکتر هاشم زارع	دانشگاه آزاد اسلامی
دکتر فرشید پورشهابی	دانشگاه بجنورد
دکتر فرهاد خداداد کاشی	دانشگاه پیام نور
دکتر مجتبی بهمنی	دانشگاه شهید باهنر کرمان
دکتر سید احمدرضا جلالی نائینی	موسسه عالی آموزش و پژوهش مدیریت و برنامه ریزی

راهنمای تدوین و شرایط پذیرش و ارسال مقالات

شرایط ارسال مقاله در فصلنامه اقتصاد مقداری:

۱- موضوع مقاله در ارتباط با پژوهش‌های مقداری یا اقتصاد کاربردی باشد.

۲- مقاله حاصل مطالعات، تجربه ها و تحقیقات نویسنده (یا نویسندگان) و به لحاظ محتوا، مقاله علمی پژوهشی باشد. مسوولیت صحت و سقم مطالب مقاله به عهده ی نویسنده است.

۳- مقاله قبلا برای هیچ یک از نشریات (داخلی یا خارجی) ارسال یا در هیچ یک از نشریات (یا مجموعه مقالات همایش‌ها) چاپ نشده باشد.

٤- مقاله اصلی شامل عنوان، نویسندگان، چکیده، واژه های کلیدی، طبقه بندی JEL، مقدمه، بدنه ی اصلی، پیوست‌ها و فهرست منابع باشد.

تبصره: فایل اصلی مقاله "بدون نام نویسندگان" باشد.

تبصره۲: اعضای هئیت علمی می بایست از ایمیل سازمانی به منظور ارسال مقاله استفاده نمایند.

تبصره۳: به منظور رفاه نویسندگان، رعایت رسم الخط مجله اقتصاد مقداری در مرحله ی اول ارسال برای مجله اجباری نیست، با این وجود می بایست بخش های کلیدی یک مقاله ی پژوهشی را دارا باشد.

- نویسندگان محترم توجه کنند که همانگونه که فایل مشخصات نویسندگان را ارسال می کنند، در سامانه مجله نیز ترتیب نویسندگان مقاله، نویسنده ی مسئول و مشخصات آن ها همانند فرمت فایل ارسال شده باشد. تبعات عدم تطابق و رعایت این مسئله، به عهده ی نویسنده (گان) است.
- درجه ی علمی نویسنده و رشته، دانشکده .....، دانشگاه.....، شهر، کشور. به عنوان مثال:
- استادیار اقتصاد، دانشکده ی اقتصاد و علوم اجتماعی، دانشگاه شهید چمران اهواز، اهواز، ایران
- در صورتی که نویسندگان مقاله بعد از ارسال آن، درخواست تغییر در مشخصات نویسندگان را مقاله داشته باشند، لازم است بصورت مکتوب که در آن تمامی نویسندگان به همراه افیلیشن آن ها طبق فرمت استاندارد مجله تنظیم شده و توسط تمام نویسندگان جدید و قدیم امضاء شده باشد، از طریق ایمیل به مجله ارسال نمایند.
- چارچوب مقاله به صورت استاندارد فصلنامه طبق فایل نمونه فایل راهنمای نویسندگان باشد.

۵- به غیر از چکیده ی فارسی کوتاه که در فرمت اصلی مقاله ارسال می شود، چکیده گسترده (Extended Abstract) به صورت فارسی و انگلیسی حداقل ٤۵۰ کلمه (مطابق با فرم شماره٤) ارسال شود.

٦- برای متون (چکیده یا مقاله) انگلیسی گواهی معتبر ترجمه (Native) به همراه مقاله ارسال شود (بخش فایل‌های تکمیلی/اضافی).

۷- **هزینه ارسال مقاله :**۱۰۰ هزار ریال است که بعد از تایید مقاله و قبل از ارسال به داوری اخذ می‌شود و **هزینه چاپ مقاله** ۲۵۰ هزار ریال که بعد از پذیرش مقاله برای چاپ اخذ می‌شود.

۸- با توجه به سیاست جدید مجله مبنی بر ارزیابی درجه ی مشابهت، در صورتی که مقالات ارسالی زیر ۱۵ درصد مشابهت داشته باشند، برای داوری ارسال خواهد شد و در صورتی که مقالات بالای ۳۰ درصد مشابهت داشته باشد، رد خواهد شد.

۹- مقاله دریافت شده ابتدا توسط هیات تحریریه مورد بررسی قرار می گیرد و در صورتی که مناسب تشخیص داده شود، توسط حداقل دو نفر از صاحب نظران به صورت محرمانه داوری خواهد شد.

۱۰- مقاله همراه با تعهد نامه نویسنده مسئول، در زمان ارسال فایل مقاله به عنوان فایل تکمیلی (فرم های شماره ۱، ۲، ۳ و ٤) ارسال گردد. پس از دریافت فایل الکترونیکی مقاله، کد رهگیری برای اطلاع از فرآیند بررسی، داوری و سایر پیگیری ها به نویسنده مسئول اختصاص و به آدرس الکترونیکی وی ارسال می شود.

۱۱- مقاله دریافت شده ابتدا توسط هیات تحریریه مورد بررسی قرار می گیرد و در صورتی که مناسب تشخیص داده شود، توسط حداقل دو نفر از صاحب نظران به صورت محرمانه داوری خواهد شد.

فهرست مقالات

بررسی اثر آستانه‌ای نرخ تورم بر کسری بودجه با رویکرد رگرسیون انتقال ملایم (STR)..۱
سلیمان فیضی ینگجه، ابراهیم قائد، محمد سلمانی، مهدیه رحیم دل گل تپه
تاثیر فضایی ریسک‌های اقتصادی و مالی بر روی توسعه مالی (شاخص ترکیبی).....۳٤
علاء طالب ماطور، یوسف محمدزاده، صمد حکمتی فرید
بررسی اثر سرریز فضایی عوامل نهادی بر کاهش نابرابری درآمدی.....۷۰
اقبال میرزایی، پروین علی مرادی افشار، زانا مظفری
بررسی اثرات مستقیم و غیرمستقیم زیرساخت حمل‌ونقل جاده‌ای بر رشد منطقه‌ای شهرستان‌های استان خوزستان..... ۱۰٤
سید امین منصوری، سید مرتضی افقه، مصطفی محمدی ده چشمه، معصومه ابراهیمی
اثر نابرابری اقتصادی بر سیاست مالی در چرخه سیاسی، مطالعه‌ای در استان‌های ایران..... ۱۵۱
اسمعیل ابونوری، مجید مداح، نسیبه کرامتی زاده
تاثیر اندازه دولت بر نابرابری توزیع درآمد در استان های ایران..... ۱۷۹
محسن زبیدی، مسعود خداپناه، امیرحسن منتظرحجت
تأثیر پیچیدگی اقتصادی بر ردپای اکولوژیکی در آلوده کننده های بزرگ آسیایی: شواهدی جدید از برآوردهای آستانه‌ای و غیر آستانه‌ای.....۲۰۷
سمیه اعظمی، فایزه پور اکبری، سید محمد باقر نجفی
تأثیر رانت منابع طبیعی بر ضریب ظرفیت بار زیست‌محیطی در کشورهای منطقه MENA در چارچوب فرضیه منحنی ظرفیت بار (LCC).....۲٤۳
ابوالقاسم گل‌خندان
بررسی تطابق الگوی جمعی(CM) بر اساس عوامل توزیعِ« تفاوت تحصیلی» و «سهم درآمدی» با رفتار کار بازاری متاهلینِ ایرانی.....۲۹۱
لیلا سادات زعفرانچی

فصلنامه‌ی اقتصاد مقداری (بررسی‌های اقتصادی سابق) تابستان ۱۴۰۵ ۲۳(۲) ۳۳-۱



فصلنامه‌ی اقتصاد مقداری

صفحه ی اصلی وب سایت مجله:
www.jqe.scu.ac.ir
شاپا الکترونیکی: ۴۲۷۱-۲۷۱۷
شاپا چاپی: ۵۸۵۰-۲۰۰۸

بررسی اثر آستانه‌ای نرخ تورم بر کسری بودجه با رویکرد رگرسیون انتقال ملایم (STR)

سلیمان فیضی ینگجه*، ابراهیم قائد**، محمد سلمانی***، مهدیه رحیم دل گل تپه****

** استادیار اقتصاد، دانشکده‌ی اقتصاد و مدیریت، دانشگاه ارومیه، ارومیه، ایران*

*** دانش‌آموخته دکتری اقتصاد پولی، دانشکده علوم اداری و اقتصادی، دانشگاه فردوسی مشهد، مشهد، ایران (نویسنده‌ی مسئول).*

****کارشناسی ارشد اقتصاد نظری، دانشکده‌ی اقتصاد و مدیریت، دانشگاه ارومیه، ارومیه، ایران*

*****کارشناسی ارشد توسعه اقتصادی و برنامه‌ریزی، دانشکده‌ی اقتصاد و مدیریت، دانشگاه ارومیه، ارومیه، ایران*

اطلاعات مقاله

تاریخ دریافت: ۱۹ شهریور ۱۴۰۱
تاریخ بازنگری: ۸ اسفند ۱۴۰۱
تاریخ پذیرش: ۱۰ مهر ۱۴۰۲

ارتباط با نویسنده (گان) مسئول:
ایمیل: Ebrahimghaed@mail.um.ac.ir
0000-0003-2113-8378

آدرس پستی:
مشهد، میدان آزادی، دانشگاه فردوسی مشهد، دانشکده علوم اداری و اقتصادی، گروه اقتصاد، کد پستی: ۹۱۷۷۹۴۶۹۸۴

طبقه‌بندی JEL: H68, E31, C23

واژگان کلیدی: تأثیر آستانه‌ای، نرخ تورم، کسری بودجه، مدل رگرسیون انتقال ملایم (STR)

اطلاعات تکمیلی:

این مقاله حاصل بخشی از پایان نامه کارشناسی ارشد آقای محمد سلمانی در رشته علوم اقتصادی به راهنمایی دکتر سلیمان فیضی ینگجه در دانشگاه ارومیه می‌باشد.

قدردانی: از تمامی افراد و موسساتی که در انجام این تحقیق مولف را مساعدت نمودند، قدردانی می‌شود.
تضاد منافع: نویسندگان مقاله اعلام می‌کنند که در انتشار مقاله ارائه شده تضاد منافعی وجود ندارد.
منابع مالی: نویسنده‌ها هیچگونه حمایت مالی برای تحقیق، تألیف و انتشار این مقاله دریافت نکرده‌اند.

چکیده

رابطه کسري بودجه، و تورم از مباحثي است که در سطوح اقتصاد کلان بحث و بررسي مي شود. سياست کسري بودجه در بسياري از کشورها به عنوان يکي از ابزارهاي سياست مالي است. شواهد آماري مربوط به تحقيقات تجربي درباره متغيرهاي نرخ تورم و نسبت کسري بودجه دولت به توليد کشورهاي جهان نشان مي دهد که ارتباط بين کسري بودجه دولت با تورم براي همه کشورها يکسان نيست و با توجه به اينکه اقتصاد ايران همواره با کسری بودجه مواجه بوده است و همگام با این وضعیت روند استمرار تورم وجود داشته است. تورم نیز از دو بعد درآمدی و هزینه‌ای بر کسری بودجه مؤثر بوده است. هدف از مطالعه حاضر بررسی اثر نرخ تورم بر کسری بودجه ایران با استفاده از مدل رگرسیون انتقال ملایم (STR) طی سال‌های ۱۴۰۰-۱۳۵۸ است. نتایج تحقیق حاکی از آن است که مجموع ضرایب نرخ تورم در دو رژیم اول و دوم اثرات مثبتی بر کسری بودجه داشته است. از طرفی مجموع ضرایب نرخ ارز در دو رژیم اول و دوم موجب افزایش کسری بودجه شده است که نشان می‌دهد نرخ ارز در هر دو رژیم دارای اثرات همسویی بر کسری بودجه است. سایر نتایج حاکی از آن است که مجموع ضرایب نرخ رشد اقتصادی در هر دو رژیم اول و دوم موجب کاهش کسری بودجه گردیده است. نهایتاً مجموع ضرایب درآمدهای نفتی در رژیم اول اثر منفی و در رژیم دوم اثر مثبتی بر کسری بودجه داشته است. بنابراین بر اساس نتایج مطرح شده توصیه سیاستی این است که، با توجه به اینکه کسری بودجه خود نیز عامل تورم است چنان چه دولت اقدام به انضباط مالی و کوچک سازی خود نماید هم تورم و هم کسری بودجه کاهش پیدا می کند.

ارجاع به مقاله:

فیضی ینگجه، سلیمان.، قائد، ابراهیم.، سلمانی، محمد.، دل گل تپه و مهدیه رحیم. (۱۴۰۵). بررسی اثر آستانه‌ای نرخ تورم بر کسری بودجه با رویکرد رگرسیون انتقال ملایم (STR). *فصلنامه‌ی اقتصاد مقداری (بررسی های اقتصادی سابق)*، ۲۳(۲)، ۳۳-۱.

10.22055/jqe.2023.41856.2514

© 2026 Shahid Chamran University of Ahvaz, Ahvaz, Iran. This article is an open access article distributed under the terms and conditions of the Creative Commons Attribution-NonCommercial 4.0 International (CC BY-NC 4.0 license) (http://creativecommons.org/licenses/by-nc/4.0/)

۱- مقدمه

بیش از نیم قرن است که مجادلات نظری و تجربی گسترده‌ای حول رابطه بین کسری بودجه دولت و تورم - به عنوان دو شاخص متعارف عملکرد اقتصاد کلان – شکل گرفته است. اینکه ۱ - تأثیر نرخ تورم بر کسری بودجه در رژیم‌های مختلف چگونه است؟ ۲ – نرخ رشد تولید ناخالص داخلي در رژیم‌های مختلف چه اثری بر کسری بودجه دارد؟ ۳- درآمدهای نفتی در رژیم‌های مختلف چه اثری بر کسری بودجه دارد؟ و ۴- نرخ ارز بازار در رژیم‌های مختلف چه اثری بر کسری بودجه دارد؟ سوالاتی هستند که هنوز به لحاظ نظری و یا تجربی پاسخ مشخصی به آن داده نشده است. در بحث علیّت از سمت کسری بودجه به تورم، فریدمن[1] (۱۹۹۵) کسری بودجه تأمین مالی شده با پول را تورم‌زا می‌داند و سارجنت و والاس[2](۱۹۸۱) و میشکین[3] (۲۰۰۴) بر این باور هستند که اثر تورمی کسری بودجه دولت بستگی به تداوم آن و تأمین مالی آن از طریق پول دارد (Olalekan Olaniyi, 2020).

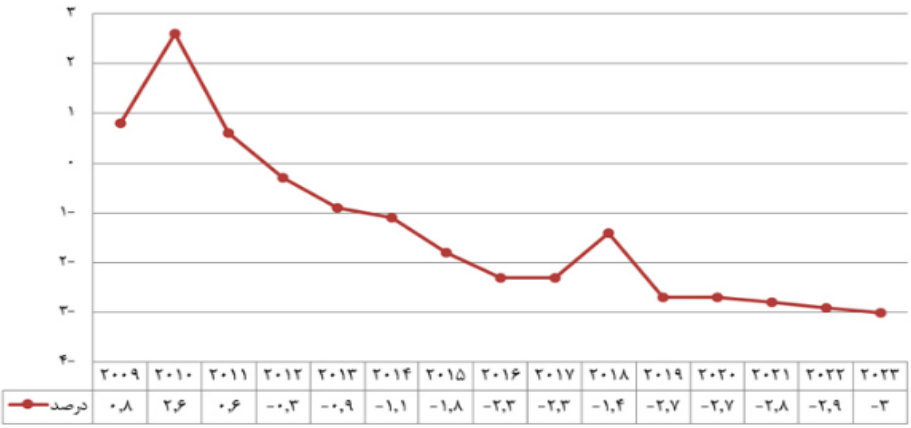
در بحث علیّت از سمت تورم به کسری بودجه، تانزی[4] (۱۹۷۸) استدلال کرده است که تورم، کسری بودجه دولت را از طریق کاهش ارزش واقعی مالیاتهای جمع‌آوری شده (اثر تانزی)، افزایش می‌دهد (Ruge-Murcia, 1999) و پاتینکین[5] (۱۹۹۳) استدلال می‌کند که تورم، کسری بودجه دولت را از طریق کاهش ارزش واقعی مخارج دولت (اثر پاتینکین) کاهش می‌دهد (Seghezza, 2022). نهایتا و در تبیین وجود علیّت غیرخطی بین تورم و کسری بودجه، کینزین‌ها استدلال می‌کنند که آثار تورمی کسری بودجه دولت بستگی به دوره‌های رکود و رونق اقتصادی دارد. به این‌گونه که در دوره رکود شدید اقتصادی، احتمال تورم‌زا بودن کسری بودجه دولت کمتر است، اما در دوره رونق اقتصادی و نزدیکی اقتصاد به اشتغال کامل، احتمال تورم‌زا بودن کسری بودجه دولت بیشتر است. همچنین کاردوزو (۱۹۹۸) با تأکید بر غیریکنواختی[6] رابطه بین کسری بودجه دولت و تورم، بیان می‌کند که تورم در سطوح پایین ممکن است اثر متفاوتی بر کسری بودجه دولت بگذارد تا تورم در سطوح بالا. یا به عبارت دیگر؛ تورم در سطوح بالا، کسری بودجه دولت را از طریق کاهش

[1] Friedman
[2] Sargent & Wallace
[3] Mishkin
[4] Tanzi effect
[5] Patinkin effect
[6] Non-Monotonic

ارزش واقعی مخارج دولت کاهش می‌دهد اما تورم در سطوح پایین، کسری بودجه دولت را از طریق کاهش ارزش واقعی مالیات جمع‌آوری شده افزایش می‌دهد (Cardoso, 1998).

بنابراین، به نظر می‌رسد بهترین روش در پاسخگویی به این تناقضات نظری و تجربی، بررسی تجربی اثر تورم بر کسری بودجه دولت به صورت مجزا در هر کشوری است، با این شرط که نباید از احتمال وجود غیریکنواختی مورد تأکید کاردوزو (۱۹۹۸) در تبیین رابطه بین کسری بودجه دولت و تورم و همچنین این نقطه نظر همیلتون (۱۹۹٤) که رفتار بسیاری از متغیرهای سری ٤۳ همیلتون زمانی در دوره‌های مختلف و حسب مقتضیات زمانی متفاوت خواهد بود، غافل شد (Hamilton, 1994). همیلتون (۱۹۹٤) تأکید کرده است که عواملی نظیر بحران‌های اقتصادی، تغییر در سیاست‌های دولت، جنگ و هراس مالی، می‌توانند رژیم‌ها یا وضعیت‌های متفاوتی را برای متغیرهای اقتصادی ایجاد نمایند. بنابراین مطالعه رفتار متغیرها در چنین بستری در قالب رویکردهای غیر خطی ممکن است عاری از خطا نباشد (Paudel & Raut, 2022).

در ایران نیز، به ویژه در سال‌هاي پس از انقلاب اسلامی، نسبت پرداختی‌هاي دولت به تولید ناخالص داخلی و همچنین، اندازهٔ دولت افزایش یافته که سبب کسري‌هاي مداوم بودجه شده است. از طرف دیگر، در این سالها، به علت کنترل تمام عیار بر تغییرات پولی و نظام بانکی، دولت کسري خود را با استقراض از نظام بانکی جبران کرده است. این موضوع، با افزایش پایهٔ پولی و اثراتی که بر اقتصاد کلان می‌گذارد، حایز اهمیت است. ارتباط بین کسری بودجهٔ دولت، رشد عرضهٔ پول و تورم، یکی از مهمترین مباحثی است که در اقتصاد کلان مورد بررسی قرار می‌گیرد، به گونه‌ای که بر اساس بررسی‌های صورت گرفته می‌توان گفت به ازای هر ۱۰ هزار میلیارد تومان کسری بودجه، ۲٪ درصد نرخ تورم افزایش پیدا می‌کند (Dehghani, Ehyaei & Safavi, 2016). با توجه به داده‌های موجود در **نمودار ۱**، روند زمانی نسبت کسری بودجه (تراز عملیاتی و سرمایه) به تولید ناخالص داخلی را در ۱۵ سال گذشته نشان می‌دهد (Central Statistical Organization of Iran, 2022).



نمودار ۱. نسبت کسری بودجه (تراز عملیاتی و سرمایه) به تولید ناخالص داخلی (مرکز آمار ایران، ۱۴۰۱).
مأخذ: یافته‌های تحقیق

Figure 1. Budget Deficit Ratio (Operational and Capital Balance) to Gross Domestic Product (Central Statistical Organization of Iran, 2022).
Source: Source: Research Findings

* علامت مثبت یا منفی ردیف آخر نشان دهنده مازاد یا کسری بودجه است.

* The positive or negative sign of the last row indicates the budget surplus or deficit.

بر اساس **نمودار ۱**، دولت ایران از سال ۲۰۱۱ یعنی از زمان آغاز تحریم‌های بانکی و نفتی علیه این کشور بر سر مسائل هسته‌ای، همواره با مشکل کسری بودجه دست و پنجه نرم کرده است. حتی پس از توافق هسته‌ای با کشورهای ۵+۱ در تابستان ۲۰۱۵ و اجرای توافقنامه موسوم به برجام از اوایل سال ۲۰۱٦ نیز دولت ایران به‌رغم بازگشت قدرتمندانه به بازار نفت و افزایش درآمدهای صادراتی خود نتوانسته است بر مشکل کسری بودجه فائق آید. کسری بودجه دولت ایران، در سال ۲۰۱۷ معادل ۲٫۳ درصد تولید ناخالص داخلی این کشور بوده است، در سال جاری میلادی با ۰٫۹ درصد کاهش به ۱٫٤ درصد خواهد رسید اما در سال‌های آینده این نسبت روندی صعودی را در پیش خواهد گرفت، به‌طوری‌که انتظار می‌رود در سال ۲۰۲۳ دولت ایران با کسری بودجه‌ای در حدود ۳ درصد تولید ناخالص داخلی این کشور مواجه شود (Ahmadi Rahbarian & Sadeghi, 2022).

بنابراین ناتوانی دولت در حفظ توازن بین منابع و مصارف در بودجه در بیشتر سال‌ها بیانگر انباشت بدهی و ناپایداری در بودجه است (Montazeri Shur Kachali, Zahid & Gharavi & Ehsani, 2021.). نوسان‌های مالی دولت ناشی از بروز مجموعه‌ای از تحول‌های اقتصادی و سیاسی داخلی و خارجی است که به نحوی بر ناترازی بودجه همان سال یا

سالهای بعد تأثیرگذار بوده‌اند. به نظر می‌رسد تغییرهای عمده در مولفه‌های بودجه (اعم از درآمدها و هزینه‌ها)، ساختار اقتصاد کلان، شرایط اقتصاد سیاسی کشور و همچنین، رونق‌های ناشی از جهش قیمت نفت و رکودهای عمیق به واسطهٔ کاهش صدور نفت و شوک سال‌های انقلاب، جنگ تحمیلي، و تحریم‌ها مهمترین عوامل مؤثر کسری بودجه به شمار می‌روند (Saedi Sarkhanlou & Dargahi, 2021). در پژوهش‌هاي انجام‌شده، بیشتر، انطباق شرایط تورمي با یکي از نظریه‌هاي مکاتب مختلف فکري بررسي شده است. در بعضي از پژوهش‌هاي مذکور، بررسي پولي‌بودن تورم، مورد توجه بوده و در این زمینه، رابطهٔ حجم نقدینگي و تورم بررسي شده است. در برخي دیگر نیز تأثیر عوامل هزینه‌اي و در رأس آنها، نرخ ارز در تورم بررسي شده است؛ هرچند در نتایج پژوهش‌هاي مذکور، در تشریح علل تورم در ایران، بیشتر بر تأثیر عوامل پولي، هزینه‌اي و ساختاري تأکید شده و صرفا عامل خاصی مورد توجه قرار نگرفته است (Esmaeili, 2021). بر این اساس، مطالعه حاضر با استفاده از مدل رگرسیون انتقال ملایم[۷] (STR) به بررسی اثر آستانه‌ای نرخ تورم بر کسری بودجه - به عنوان دو چالش عمده در سال‌های بعد از پیروزی انقلاب - در اقتصاد ایران طی سالهای ۱۴۰۰-۱۳۵۸ می‌پردازد. این مقاله در پنج بخش ساماندهی شده که در بخش بعدی ادبیات تحقیق مورد بررسی قرار گرفته است. در بخش سوم الگو و روش‌شناسی تحقیق ارائه شده و بخش چهارم به برآورد الگو و تفسیر نتایج اختصاص داده شده است. نهایتاً، در بخش پنجم نتیجه‌گیري و بحث ارائه شده است.

۲- ادبیات تحقیق

۲-۱- مبانی نظری

در تبیین رابطه بین کسری‌بودجه دولت و تورم، مجادلات نظری گسترده‌ای میان مکاتب و اقتصاددانان مختلف شکل گرفته، که می‌توان این دیدگاه‌های نظری را حسب مسأله وجود یا عدم وجود و یا جهت رابطه علّی بین کسری بودجه و تورم از یکدیگر تمیز داد.

گروه اول از این دیدگاه‌های نظری را می‌توان به مکاتب کلاسیکي، کینزی و پول‌گرایان[۸] و اقتصاددانانی نظیر متزلر (۱۹۵۱)، سارجنت و والاس (۱۹۸۱)، میلر (۱۹۸۳)، پرمچاند (۱۹۸۷) و علیفریس و همکاران (۱۹۹۷) نسبت داد که اعتقاد به وجود رابطه علّی از سمت کسری

[7] Smooth Transition Regression Model (STR)
[8] Monetarism

بودجه به تورم دارند (Metzler, 1951, Sargent & Wallace, 1981, Miller,1983, Premchand,1987 & Aliferis, Cooper, Pollack, Buchanan & Wagner, 1997). بر اساس مکتب اقتصاد کلان کلاسیك، افزایش مخارج دولت به علت قرار داشتن اقتصاد در وضعیت اشتغال کامل، تورم‌زا است. این مکتب، تورم را پدیده‌ای پولی دانسته و بر این باور است پول، عامل اصلی تعیین‌کننده سطح عمومی قیمتها است و بخش پولی و بخش حقیقی اقتصاد مستقل از هم عمل می‌کنند. دستمزد حقیقی در بخش حقیقی اقتصاد تعیین می‌شود و با تغییر در عرضه پول، دستمزد اسمی تغییر می‌کند. بنابراین افزایش عرضه پول در نتیجه کسری بودجه دولت هیچ اثری بر بخش حقیقی اقتصاد ندارد و تنها سطح عمومی قیمتها را افزایش می‌دهد. در حالی که بر اساس مکتب اقتصاد کلان کینزی، حداقل در کوتاه‌مدت رکود اقتصادی به خودی خود از بین نمی‌رود و دخالت دولت در اقتصاد کلان با اعمال سیاست‌های انبساطی مالی و پولی برای از بین بردن رکود اقتصادی ضروری است (Sadeh, Radu, Feniser & Borşa, 2020). اقتصاددانان کینزی باور به تعادل بلندمدت پایدار اقتصاد و کسری کوتاه‌مدت بودجه دولت دارند و وظیفه دولت را تحقق تعادل اقتصادی می‌دانند و نه تحقق تعادل بودجه دولت و بر این باور هستند که تعادل اقتصاد گاهی به مدد کسری بودجه دولت محقق می‌شود (Ngo & Nguyen, 2020) و کسری بودجه دولت می‌تواند خصوصاً در دوران رکود اقتصادی برای تحریک تقاضای کل اقتصاد به منظور افزایش رشد اقتصادی مورد استفاده قرار گیرد و از این‌رو نگران کسری بودجه دولت نیستند (Olalekan Olaniyi, 2020). از نظر کینزین‌ها کسری بودجه دولت تنها در شرایط اشتغال کامل و براساس تئوری مازاد تقاضا، تورم‌زا است، چرا که در شرایط اشتغال کامل، کسری بودجه دولت، مازاد تقاضا ایجاد می‌کند و سود بنگاه‌ها در همان دستمزدهای اسمی ثابت، افزایش می‌یابد و تقاضای بنگاه‌ها برای نیروی کار جهت پاسخ به افزایش تقاضای کل، افزایش می‌یابد و در نتیجه دستمزد نیروی کار افزایش می‌یابد و به تبع آن سطح عمومی قیمتها و نرخ تورم افزایش می‌یابد (Pirpour & Samsami Mazrae Akhoond, 2026). بنابراین کسری بودجه دولت در شرایط اشتغال کامل، سطح عمومی قیمتها و نرخ تورم را افزایش می‌دهد (Koyuncu, 2014). در تبیین اثرگذاری مثبت کسری بودجه بر تورم، پول‌گرایان، مسأله پولی‌کردن کسری بودجه یا مسأله مالیات تورمی[9] را مورد بحث قرار داده‌اند. بر اساس این نگرش، مالیات تورمی یا تامین مالی کسری بودجه با پول به عنوان آسانترین روش تامین

[9] Inflation tax

مالی کسری بودجه دولت، تورم‌زا است، در حالی که تامین مالی کسری بودجه با اوراق قرضه لزوماً تورم‌زا نیست و تورم‌زایی آن بستگی به نگرش سیاسی مقامات پولی کشور دارد (NajafiZadeh et al., 2026). اگر مقامات پولی، نرخ بهره را تثبت کرده باشند، تأمین مالی کسری بودجه با اوراق قرضه تورم‌زا است. زیرا منتهی به افزایش عرضه پول می‌شود و در نهایت سطح عمومی قیمتها و تورم افزایش می‌یابد (Bayir & Guvenoglu, 2020). متزلر (۱۹۵۱) در تبیین رابطه بین کسری بودجه دولت و تورم استدلال کرد که کسری بودجه دولت، با افزایش دادن ارزش واقعی اوراق قرضه معوق دولتی و خالص ثروت ادراک شده[10] افراد، تقاضای کالا و خدمات خانوارها و مخارج کل اقتصاد را افزایش می‌دهد و به تبع آن مستقیماً سطح عمومی قیمتها و نرخ تورم بدون واسطه - صرف نظر از اثر ازدحام و یا پولی شدن کسری بودجه - افزایش می‌یابند (Durguti, 2020). سارجنت و والاس (۱۹۸۱) اگر چه کسری بودجه مستمر دولت را در بلندمدت و نه لزوماً در کوتاه‌مدت، تورم‌زا می‌دانند (Alam, Sadekin & Saha, 2022). اما دیدگاه مکتب اقتصاد کلان پولی در تبیین رابطه کسری بودجه با تورم را گمراه کننده می‌دانند. مبنای نظری سارجنت و والاس (۱۹۸۱) در تبیین رابطه کسری بودجه دولت با تورم، تئوری تسلط رژیم پولی[11]و مالي[12] است. به این معنا که در رژیم‌های مسلط پولی، مقامات پولی اقتصاد بر مقامات مالی اقتصاد مسلط هستند و می‌توانند سیاست پولی را مستقلا اعمال کنند و مقامات مالی در هنگام سیاست‌گذاری مالی با محدودیت بودجه تحمیل شده از طرف مقامات پولی مواجه هستند. در این صورت مقامات پولی می‌توانند عرضه پول را کنترل کنند و در نتیجه کسری بودجه دولت، اثر تورمی ندارد. در مقابل در رژیم‌های مسلط مالی، مقامات مالی اقتصاد بر مقامات پولی اقتصاد مسلط هستند و مقامات پولی نمی‌توانند عرضه پول را کنترل کنند که در این صورت مقامات پولی با تقاضای دولت برای اوراق قرضه و پولی کردن کسری بودجه دولت مواجه خواهند بود و دولت پیوسته کسری بودجه را با مالیات تورمی تأمین مالی می‌کند و در نتیجه کسری بودجه اثر تورمی دارد (Kaur, 2021). علاوه بر این، سارجنت و والاس (۱۹۸۱) نشان داده‌اند که تحت شرایط خاص، اگر مسیرهای زمانی[13] مخارج دولت و مالیات‌ها برون‌زا باشند، تامین مالی کسری بودجه دولت با اوراق قرضه به علت فشار بیش از حد بر نرخ بهره، پایدار

[10] Perceived net wealth
[11] Monetary dominance
[12] Fiscal dominance
[13] Time paths

نخواهد بود و بانک مرکزی نهایتاً مجبور می‌شود که کسری بودجه دولت را پولی کند که این اقدام بانک مرکزی، عرضه پول را افزایش می‌دهد و به تبع آن نرخ تورم نیز در بلندمدت افزایش می‌یابد (Angelina & Nugraha, 2020). میلر[14] (۱۹۸۳) کسری بودجه دولت را صرف نظر از اینکه پولی شود و یا پولی نشود، تورم‌زا می‌داند (Bayir & Guvenoglu, 2020). میلر بر این باور است که سیاست کسری بودجه می‌تواند از کانال‌های متعددی اثر تورمی داشته باشد. زیرا بانک مرکزی ممکن است با همان استدلال سارجنت و والاس (۱۹۸۱)، مجبور به همسازی پولی[15] کسری بودجه دولت شود و در نتیجه آن، نرخ تورم افزایش یابد. اما حتی اگر بانک مرکزی، کسری بودجه دولت را پولی نکند، کسری بودجه دولت به مدد اثر، ازدحام[16] مي‌تواند اثر تورمی داشته باشد. این گونه که کسری بودجه غیر پولی شده، به واسطه افزایش عرضه اوراق قرضه دولتی، نرخ بهره را افزایش می‌دهد و افزایش نرخ بهره موجب ازدحام برای سرمایه‌گذاری خصوصی و در نتیجه کاهش سرمایه‌گذاری خصوصی می‌شود و به تبع آن نرخ رشد تولید واقعی کاهش می‌یابد و در نتیجه آن نرخ تورم افزایش می‌یابد (Bayir & Guvenoglu, 2020). از طرفی دیگر، تئوری برابری ریکاردویی[17] پیش‌بینی می‌کند چون کاهش مالیات در دوره جاری با افزایش متناسب مالیات در دوره آینده تأمین مالی می‌شود، بنابراین کسری بودجه دولت منتهی به افزایش تقاضا و قیمت‌ها نمی‌شود و نمی‌توان هیچ نوع رابطه علّی بین کسری بودجه و تورم متصور شد(Oyeleke, 2021). در استدالالي مشابه، پرمچاند (۱۹۸۷) بیان کرده است که تأمین مالی کسری بودجه دولت از طریق استقراض از مردم، مستلزم تشدید عرضه اوراق قرضه دولتی است که در نتیجه قیمت اوراق قرضه کاهش می‌یابد و منجر به افزایش نرخ بهره می‌شود. این افزایش نرخ بهره، به نوبه خود منجر به ازدحام مالی[18] بخش خصوصي مي‌شود و سرمایه‌گذاری بخش خصوصی را کاهش می‌دهد و در نتیجه نرخ رشد اقتصادی و مقدار عرضه کالا در همان سطح اولیه نقدینگی کاهش و سطح عمومی قیمت‌ها و نرخ تورم افزایش می‌یابد (Kaur, 2021). همچنین علیفریس و همکاران (۱۹۹۷)، در تبیین رابطه بین کسری بودجه دولت و تورم بیان

---

[14] Miller

[15] سیاست همسازی پولی (Monetary accommodative or accommodation monetary policy) یکی از سیاست های بانک مرکزی است که در آن به منظور تحریک رشد اقتصادی، نرخ‌های بهره کوتاه‌مدت کاهش داده می‌شود تا وام گرفتن ارزان‌تر تمام شود.

[16] Crowding out

[17] Ricardian equivalence proposition

[18] Financial crowding out

کردند، هنگامی که دولت دچار کسری بودجه باشد، بانک مرکزی، اوراق قرضه دولتی را برای پایین نگه داشتن نرخ بهره اوراق قرضه دولتی می‌خرد، در نتیجه پول پرقدرت، عرضه پول، سطح عمومی قیمتها و نرخ تورم افزایش می‌یابند (Aliferis, Cooper, Pollack, Buchanan & Wagner, 1997).

در نقطه مقابل دیدگاه‌های مطرح شده، گروه دیگری از نظریات، وجود یک رابطه علّی از سمت تورم به کسری بودجه دولت را مورد بحث قرار داده‌اند. یافته‌های برشیانی-تورونی[19] (۱۹۳۷) برای اولین بار نشان داد که با شتاب تورم، رابطه کسری بودجه دولت و تورم منفی می‌شود و کسری بودجه دولت کاهش می‌یابد (Cardoso, 1998). بارو (۱۹۷٤) استدلال کرده است که کسری بودجه دولت، نتیجه تورم است و تورم نتیجه کسری بودجه دولت نیست، زیرا افزایش کسری بودجه دولت، منتهی به افزایش ارزش اسمی اوراق قرضه معوق دولتی می‌شود (Barro, 1974). حال اگر نرخ تورم انتظاری افزایش یابد، ارزش اسمی اوراق قرضه دولتی نیز باید افزایش یابد تا ارزش انتظاری واقعی اوراق قرضه معوق دولتی در همان مقدار اولیه ثابت بماند و دولت کسری بودجه را به منظور برقراری ارزش انتظاری واقعی اوراق قرضه دولتی در همان سطح اولیه افزایش می‌دهد. از این‌رو کسری بودجه دولت، نتیجه تورم است (Ahmad & Aworinde, 2019). تانزي (۱۹۷۸) نشان می‌دهد که تورم به واسطه کاهش ارزش واقعی درآمد مالیاتی دولت، کسری بودجه دولت را افزایش می‌دهد (اثر تانزی). استدلال تانزی (۱۹۷۸) این است که افزایش تورم می‌تواند موجب کاهش یا افزایش ارزش واقعی درآمد مالیاتی دولت شود که به وقفه‌های جمع‌آوری مالیات[20]، کشش‌پذیري[21] و شاخص‌بندي[22] درآمد مالیاتي بستگي دارد. در کشورهای درحال توسعه که وقفه جمع‌آوری مالیات بیشتر از کشورهای صنعتی است، تورم به واسطه اثر تانزی، کسری بودجه دولت را افزایش می‌دهد (Cardoso, 1998). یافته‌های پاتینکین (۱۹۹۳) که به اثر پاتینکین معروف شده است نشان می‌دهد که تورم به واسطه کاهش ارزش واقعی مخارج دولت کسری بودجه دولت را کاهش می‌دهد (Pekarski, 2011). زیرا با افزایش نرخ تورم، نرخ بهره واقعی کاهش می‌یابد و همچنین در خلال دوره تورم بالا، معمولا دولت‌ها حقوق و دستمزد نیروی کار را با تأخیر می‌دهند که این دو عامل، ارزش واقعی مخارج دولت را کاهش

[19] Bresciani-Turroni
[20] Lags in tax collection
[21] Built- In elasticity
[22] Indexation

می‌دهد و به تبع آن کسری بودجه دولت کاهش می‌یابد. از سوی دیگر اگر دولت، مالیات را کاملا شاخص‌بندی کرده باشد و وقفه‌های جمع‌آوری مالیات را کاهش داده باشد، آنگاه تورم، ارزش واقعی مخارج دولت را کاهش می‌دهد اما ارزش واقعی درآمد مالیاتی دولت را کاهش نمی‌دهد که در نهایت کسری بودجه دولت کاهش می‌یابد (Mohammadi, Bahrami & Fahimifar, 2022). اگر اثر پاتنکین مسلط باشد، آنگاه با افزایش نرخ تورم، ارزش واقعی مخارج دولت کاهش می‌یابد و کمتر از هنگامی می‌شود که تورم وجود نداشت و به تبع آن کسری بودجه دولت کاهش می‌یابد و با کاهش نرخ تورم، ارزش واقعی مخارج دولت شروع به افزایش می‌کند و به تبع آن کسری بودجه دولت افزایش می‌یابد(Cardoso, 1998). علیرغم تمام این مجادلات در خصوص جهت رابطه علّی بین کسری بودجه و تورم و نحوه اثرگذاری آنها بر یکدیگر، گروه دیگری از نظریات بر این مسأله تأکید دارند که رابطه بین کسری بودجه و تورم بسته به شرایط اقتصاد کلان، شدت تورم، میزان انعطاف‌پذیری بازار سرمایه و کیفیت مالیات‌ستانی دولت می‌تواند متفاوت باشد (Abdi Seyyedkolaee, Tehranchian, Jafari Samimi & Favero,2022). براساس مبانی نظری مکتب اقتصاد کلان کینز، آثار تورمی کسری بودجه دولت بستگی به دوره‌های رکود و رونق اقتصادی دارد. به این‌گونه که در دوره رکود شدید اقتصادی احتمال تورم‌زا بودن کسری بودجه دولت کمتر است، اما در دوره رونق اقتصادی و نزدیک به اشتغال کامل، احتمال تورم‌زا بودن کسری بودجه دولت بیشتر است. بنابراین رابطه کسری بودجه و تورم می‌تواند غیریکنواخت باشد و در گذر زمان و بسته به شرایط متفاوت باشد. بر اساس کاردوزو (۱۹۹۸)، علت وجود رابطه غیریکنواخت بین کسری بودجه و تورم می‌تواند شدت تورم باشد. هنگامی‌که نرخ تورم پایین است، با افزایش تورم، کسری بودجه دولت افزایش می‌یابد و هنگامی‌که نرخ تورم بالا است، با افزایش تورم، کسری بودجه دولت کاهش می‌یابد. زیرا در نرخ‌های تورم پایین، دولت‌ها انگیزه‌ای برای شاخص‌بندی مالیات‌ها و کاهش وقفه‌ی جمع‌آوری مالیات ندارند و اثر تانزی، ارتباط کسری بودجه دولت و تورم را مستقیم می‌کند. در مقابل در نرخ‌های تورم بالا، دولت‌ها انگیزه‌ای قوی برای شاخص‌بندی مالیات و کاهش وقفه‌ی جمع‌آوری مالیات دارند و اثر پاتنکین ارتباط کسری بودجه دولت و تورم را منفی می‌کند. بنابراین اثر تورمی کسری بودجه دولت به نرخ اولیه تورم در کشور بستگی دارد(Cardoso, 1998). نهایتاً، اویلکه (۲۰۲۱) بیان می‌کنند، اگر در کشوری بازار سرمایه پرتحرک و توسعه یافته‌ای وجود نداشته باشد که دولت بتواند در آن بازار اوراق قرضه دولتی را به آسانی بفروشد و کسری بودجه را تأمین مالی کند، دولت

چنان بانک مرکزی را به ایجاد اعتبار هدایت می‌کند تا کسری بودجه دولت تأمین مالی شود و لذا کسری بودجه آثار تورمی خواهد داشت. همچنین در کشورهایی که در جمع‌آوری مالیات کارایی کمتری دارند و یا دچار بی‌ثباتی سیاسی هستند و دسترسی کافی به استقراض خارجی ندارند، هزینه نسبی پولی کردن کسری بودجه یا مالیات تورمی کم است و دولت برای تأمین مالی کسری بودجه به مالیات تورمی وابسته می‌شود. بنابراین اثر تورمی کسری بودجه دولت بستگی به وجود بازار مالی پرتحرک، کارایی دولت در جمع‌آوری مالیات و دسترسی دولت به استقراض خارجی دارد (Duodu, Baidoo, Yusif & Frimpong, 2022).

به صورت خلاصه و بر اساس ۳ دسته نظریات مورد بحث که به ترتیب بر وجود رابطه علّی از کسری بودجه به تورم؛ وجود رابطه علّی از سمت تورم به کسری بودجه و غیر یکنواختی رابطه علّی بین کسری بودجه و تورم را مورد تأکید قرار داده‌اند، می‌توان گفت که به لحاظ نظری در خصوص وجود یا عدم وجود و یا جهت رابطه علّی بین کسری بودجه دولت و تورم هیچ‌گونه اجماع و توافقی بین مکاتب مختلف اقتصادی و یا اقتصاددانان مشاهده نمی‌شود و بسته به شرایط حاکم بر یک اقتصاد، هر کدام از نظریات فوق می‌تواند صحیح باشند.

۲-۲- پیشینه تحقیق

در این بخش برخی مطالعات داخلی و خارجی درخصوص موضوع تحقیق مطرح می‌شود. بررسی مطالعات تجربی در خصوص مسأله وجود یا عدم وجود و یا جهت رابطه علّی بین کسری بودجه دولت و تورم نیز به تناقضاتی مشابه منتج می‌شود که خلاصه این بررسی‌ها در قالب **جدول ۱** ارائه شده است:

جدول ۱. خلاصه مطالعات تجربی انجام گرفته در داخل و خارج کشور
مأخذ: یافته‌های تحقیق

Table 1. Summary of Experimental Studies Conducted Inside and Outside the Country
Source: Research Findings

محقق یا محققان Researcher or Researchers	نمونه و دوره تحت بررسی Sample and Course Under Review	روش و تکنیک Method and Technique	نحوه اثرگذاری How Effect
الف) مطالعاتی که وجود علیّت از سمت کسری بودجه به تورم را گزارش کرده‌اند: **A)** Studies That Have Reported the Existence of Causality from The Side of Budget Deficit to Inflation:			
Erkam & Çetinkaya (2014)	ترکیه (۱۹۸۷-۲۰۰۳)	علیت گرنجر	مثبت

Ishaq & Mohsin (2015)	یازده کشور آسیایی (۱۹۸۱-۲۰۱۰)	گشتاورهاي تعميم يافته (GMM)	مثبت
Olubiyi & Bolarinwa (2018)	کشورهای منتخب آفریقایی (۱۹۹٤-۲۰۱۵)	خودرگرسیون با وقفه-های توزیعی (ARDL)	مثبت
Ssebulime & Edward (2019)	اوگاندا (۱۹۸۷-۲۰۱٦)	علیت گرنجر	مثبت
ب) مطالعاتی که وجود علیّت از تورم به کسری بودجه را گزارش کرده‌اند: **B)** Studies That Have Reported the Existence of Causality from Inflation to Budget Deficit:			
Safdar & Padda (2017)	پاکستان (۱۹۸٤-۲۰۱٤)	هم انباشتگی یوهانسن -جوسیلیوس	مثبت
Epaphra (2017)	تانزانیا (۱۹٦٦-۲۰۱۵)	تصحیح خطای برداری (VECM)	مثبت
Baradaran Khanian et al (2017)	ایران (۱۳۷۰-۱۳۹۳)	رهیافت رگرسیون کوانتیل	منفي
Zaroki et al (2020)	ایران (۱۳٦۹-۱۳۹۷)	خودرگرسیون با وقفه های توزیعی غیرخطی (NARDL)	منفي
ج) مطالعاتی که رابطه علیّت دو طرفه بین کسری بودجه دولت و تورم را گزارش کرده‌اند: **C)** Studies That Have Reported a Two-Way Causal Relationship Between the Government Budget Deficit and Inflation:			
Şahin (2019)	ترکیه (۱۹۸۰-۲۰۱۷)	خودرگرسیون با وقفه های توزیعی (ARDL)	مثبت
Narayan et al (2019)	فیجي (۱۹۹۱-۲۰۱۰)	علیت گرنجر	مثبت
Chukwuani& Egiyi (2020)	نیجریه (۱۹۹۵-۲۰۱۹)	علیت گرنجر	مثبت
Hosseinipour (2018)	ایران (۱۳٦۰-۱۳۹۷)	علیت گرنجر	مثبت
د) مطالعاتی که عدم وجود رابطه علّی بین کسری بودجه و تورم را گزارش کرده‌اند: **D)** Studies That Have Reported the Absence of a Causal Relationship Between Budget Deficit and Inflation:			
Nwakoby et al (2016)	نیجریه (۱۹۸۱-۲۰۱۵)	علیت گرنجر	عدم تأثیرگذاري
Kaur (2018)	هند (۱۹۷۱-۲۰۱۵)	علیت گرنجر	عدم تأثیرگذاري

Olalekan Olaniyi (2020)	نیجریه (۲۰۱٦-۱۹۸۱)	شبیه‌سازی بوت استارپ (Boot Strap)	عدم تأثیرگذاری
Azizi (2006)	ایران (۱۳۸۳-۱۳٥٤)	خودرگرسیون برداری (VAR)	عدم تأثیرگذاری
۵) مطالعاتی که وجود رابطه غیرخطی بین کسری بودجه و تورم را گزارش کرده‌اند: **H)** Studies That Have Reported the Existence of a Non-Linear Relationship Between Budget Deficit and Inflation:			
Ramos-Francia et al (2020)	مکزیك (۲۰۱۹-۱۹٦۹)	مارکوف سوئیچینگ	قبل از سال ۱۹۷۱ سیاست مالی و پولی در حفظ ثبات قیمتها موفق بوده است و کسری بودجه، تورم را افزایش نداده است اما پس از سال ۱۹۷۰ کسری بودجه، پایه پولی را افزایش داده است و به تبع آن تورم افزایش یافته است.
Khieu (2021)	ویتنام (۲۰۱۲-۱۹۹٥)	خودرگرسیون برداری (SVAR)	رشد پول اثرات مثبتی بر تورم دارد در حالی که رشد کسری بودجه تأثیری بر رشد پول و در نتیجه تورم ندارد. علاوه بر این، کسری بودجه از شوک‌ها به سایر متغیرها مستقل است.
Oyeleke (2021)	نیجریه (1981-2015)	خودرگرسیون با وقفه های توزیعی غیرخطی (NARDL)	افزایش کسری بودجه، نرخ تورم را در بلند مدت به صورت غیرخطی افزایش می دهد.
Montazeri Shur Kachali (2021)	ایران (۱۳۹٦-۱۳٥۷)	مارکوف سوئیچینگ	یک رابطه علّی یک طرفه از کسری بودجه دولت به تورم وجود دارد و براساس یافته‌های این مطالعه، می توان از ضرورت استقلال مقامات مالی و پولی به عنوان یک پیش شرط اساسی جهت کنترل تورم در ایران نام برد

به عنوان یک جمع‌بندی از مطالعات خارجی و داخلی انجام گرفته، باید به دو نکته اشاره کرد: اولا، اکثر این مطالعات بسته به نمونه تحت بررسی نتایج متفاوت و متناقضی را گزارش کرده‌اند. ثانیا، توجه به این مسأله که رابطه علّی بین کسری بودجه دولت و تورم می‌تواند یکنواخت نباشد و حسب مقتضیات زمانی و شرایط اقتصاد کلان می‌تواند متفاوت باشد، یک اصل ضروری در مطالعات این حوزه است. بنابراین به نظر می‌رسد بهترین روش جهت اتخاذ رویکردهای سیاستی، بررسی دقیق اثر متغیرهاي نرخ تورم بر کسری بودجه در هر کشوری است، با این شرط که مقتضیات زمانی و غیریکنواختی این رابطه در مطالعات لحاظ شود.

بنابراین با بررسی مطالعات انجام شده، می‌توان نتیجه گرفت که مطالعه‌اي که با استفاده از مدل رگرسیون انتقال ملایم (STR) به بررسی اثر آستانه‌ای نرخ تورم بر کسری بودجه پرداخته شده باشد، انجام نشده است. با توجه به این خلاء مطالعاتی، انجام مطالعه پیشرو حائز اهمیت است.

۳- الگو و روش‌شناسی تحقیق

در این مطالعه به منظور بررسي تأثیر آستانه‌اي نرخ تورم بر کسری بودجه ایران طي دوره زماني ۱۴۰۰-۱۳۵۸، از مدل رگرسیون انتقال ملایم (STR) استفاده شده است. الگوی اقتصادسنجی مورد استفاده در این تحقیق برگرفته از مدل مورد استفاده توسط Chiu & SUN (2016) به صورت رابطه (۱) می‌باشد:

$$BD_t = \phi'\omega_t + (\theta'\omega_t)G(s_t.\gamma.c.) + u_t \quad (۱)$$

که در آن[23] BD_t، کسری بودجه دولت به عنوان متغیر وابسته(بر حسب میلیارد ریال) می‌باشد، ω_t نیز برداری متغیرهای کنترل به شرح زیر می‌باشند:

- INF[24] نرخ تورم که از شاخص کل بهاي کالاها و خدمات مصرفي به دست آمده است.
- GDP[25] نرخ رشد تولید ناخالص داخلي بر اساس برابري قدرت خرید پول (به قیمت ثابت سال پایه ۲۰۰۵) بدست آمده است.
- $OILR$[26] درآمدهای نفتی (بر حسب میلیارد ریال) می‌باشد.

[23] Budget Deficit
[24] Inflation
[25] Gross domestic product
[26] Oil Revenues

• EX[27] شاخص نرخ ارز (برحسب درصد سالیانه) می‌باشد.

$\theta' = (\theta_0.\theta_1.\ldots.\theta_p)`$ بردار ضرایب قسمت خطی و $\phi' = (\phi_0.\phi_1.\ldots.\phi_p)`$ بردار ضرایب قسمت غیرخطی می‌باشد. s_t نشانگر متغیر انتقال، γ پارامتر سرعت انتقال از یک رژیم به رژیم دیگر و c نشان‌دهنده حد آستانه یا محل وقوع تغییر رژیم می‌باشد. u_t جزء اخلال این معادله می‌باشد که فرض می‌شود شرط $u_t \approx iid(0.\sigma^2)$ را تأمین می‌کند. لازم به ذکر می باشد داده‌های استفاده شده در این تحقیق از بانک اطلاعات سری زمانی و گزارش‌های بانک مرکزی[28]استخراج گردیده است. هم‌چنین به منظور برآورد الگو و تجزیه و تحلیل‌های آماری نیز از نرم‌افزارهای JMULTI و Eviews13 استفاده شده است.

مدل رگرسیون انتقال ملایم (STR) یکی از رویکردهای غیرخطی است که در ادبیات سری زمانی مورد استفاده قرار می‌گیرد. مدل STR نوع خاصی از مدل رگرسیونی تغییر وضعیت می‌باشد که توسط باکون و واتس (۱۹۷۱) بکار گرفته شد (Bacon & Watts, 1971). آنها با در نظر گرفتن دو خط رگرسیونی به طراحی این مدل پرداختند که در آن گذار از یک خط به خط دیگر به صورت ملایم اتفاق می‌افتد. در ادبیات سری زمانی Chan & Tong (1986) برای نخستین بار به تشریح و پیشنهاد مدل STR در مطالعات خود پرداختند. البته قبل از آن‌ها برخی دیگر از اقتصاددانان از قبیل Goldfeld & Quant (1972) & Maddala (1977) در مطالعات خود به این نوع از مدل‌های غیرخطی اشاره کرده بودند. در سال‌های اخیر استفاده از مدل‌های غیرخطی رواج بیشتری یافته و محققین بسیاری در جهت توسعه این مدل‌ها کوشیده‌اند که شاخص ترین آن‌ها Teräsvirta (2004) است (Mokhtari Torshizi, Salehnia & Ahmadi Shadmehri, 1398). یک مدل STR استاندارد با تابع انتقال لاجستیک[29]در حالت کلی به صورت زیر معرفی می‌شود:

$$EG_t = \phi'\omega_t + (\theta'\omega_t)G(s_t.\gamma.c) + u_t \qquad (۲)$$

که در رابطه (۲) ϕ' بردار پارامترهای خطی و θ' بردار پارامترهای غیرخطی می‌باشد. ω_t نیز بردار متغیرهای برون‌زای مدل شامل وقفه‌هایی از متغیر درون‌زا و متغیر برون‌زا است. همانطور که قبلا هم بیان شد G بیانگر تابع انتقال لاجستیک است که نحوه انتقال از رژیمی

[27] Exchange rate
[28] Central Bank of Iran (CBI)
[29] Logestic Function

به رژیم دیگر را نشان می‌دهد. در ادبیات موجود، شکل تابعی معمول که برای این تابع در نظر گرفته شده به صورت رابطه (۳) تعریف می‌گردد:

$$G(s_t.\gamma.c) = \left(1 + exp\{-\gamma \prod_{j=1}^{J}(s_t - c_j\}\right)^{-1}.\ \gamma > 0 \qquad (۳)$$

تابع G یک تابع پیوسته و کراندار بین صفر و یک می‌باشد و شامل پارامتر شیب γ و پارامتر موقعیتc است. پارامتر شیب، سرعت انتقال را بین دو الگوی حدی مشخص می‌کند و پارامتر موقعیت، تعیین کننده حد آستانه بین این رژیم‌ها است. پارامتر j تعداد دفعات تغییر رژی را نشان می‌دهد.

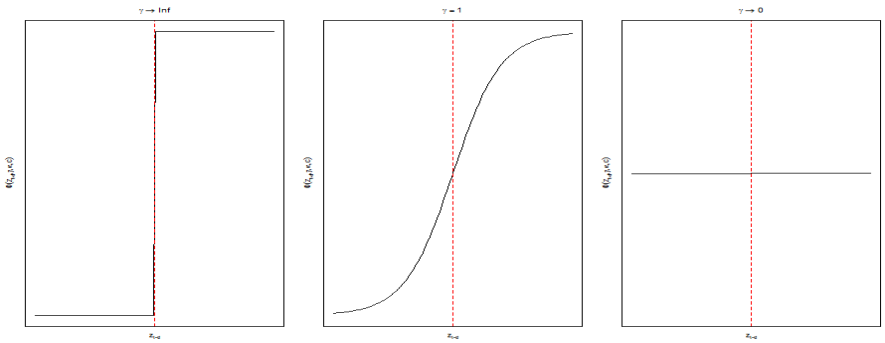
به منظور بررسی ویژگی‌های مدل STR با تابع انتقال لاجستیک بر اساس روش Van Dijk (1999)، فرض می کنیم متغیر وابسته‌ی y تنها تابعی از مقادیر وقفه‌دار خودش باشد. در

این صورت با فرض یک تابع انتقال دورژیمی داریم:

$$y_t = \left(\theta_0 + \theta_1 y_{t-1} + \cdots + \theta_p y_{t-p}\right) + \left(\phi_0 + \phi_1 y_{t-1} + \cdots + \phi_p y_{t-p}\right) G(s_t.\gamma.c) + u_t \qquad (۴)$$

$$G(\gamma.c.s_t) = \frac{1}{1+exp\{-\gamma(s_t-c\}} \qquad (۵)$$

این مدل یک مدل LSTR دو رژیمی نامیده می‌شود که پارامتر مکان، c نقطه‌ای مابین دو رژیم حدی $G(s_t.\gamma.c) = 0$ و $G(s_t.\gamma.c) = 1$ را نشان می‌دهدکه $G(s_t.\gamma.c) = 0.5$ می‌باشد. γ نشانگر سرعت انتقال بین رژیم‌ها بوده و مقادیر بیش‌تر γ بیانگر تغییر سریع‌تر رژیم می‌باشد. **نمودار ۲** نمونه‌هایی از تابع انتقال لاجستیک دو رژیمی با مقادیر مختلف γ را نشان می‌دهد. همان‌طور که از نمودار مشخص است با افزایش مقادیر آن به مقدار γ سرعت انتقال از یک رژیم به رژیم دیگر افزایش می‌یابد.



نمودار ۲. تابع انتقال لاجستیک دو رژیمی با مقادیر متفاوت γ و مقدار آستانه‌ای G = 0 (Van Dijk, 1999).
مأخذ: یافته‌های تحقیق

Figure 2. Two-Regime Logistic Transfer Function with Different Values of γ and Threshold Value G=0 (Van Dijk, 1999).
Source: Research Findings

هنگامی که $\gamma \to \infty$ و $s_t.c$ آنگاه G = 1 بوده و زمانی که $s_t.c$ است G = 0 خواهد بود؛ به صورت کلی برآورد مدل STR دارای سه مرحله اساسی می‌باشد. گام اول تشخیص مدل می‌باشد. شروع این مرحله با تنظیم یک مدل خطی AR است که به عنوان نطقه شروع برای تحلیل مورد استفاده قرار می‌گیرد. مرحله دوم شامل آزمون وجود رابطه غیرخطی بین متغیرها، انتخاب s_t و تصمیم‌گیری در مورد تعداد دفعات تغییر رژیم می‌باشد. در این مرحله به منظور بررسی وجود رابطه غیرخطی LSTR، تشخیص متغیر انتقال و تعیین تعداد رژیم‌ها، رگرسیون خطی زیر بکار برده می‌شود:

$$EG_t = \beta_0^{'}\omega_t + \sum_{j=1}^{3}\beta_j^{'}\tilde{\omega}_t s_t^j \qquad (۶)$$

که در آن $\omega_t = (1.\tilde{\omega}_t)^{`}$ می‌باشد. اگر s_t قسمتی از ω_t نباشد، خواهیم داشت:

$$EG_t = \beta_0^{'}\omega_t + \sum_{j=1}^{3}\beta_j^{'}\omega_t s_t^j \qquad (۷)$$

فرضیه صفر خطی بودن مدل به صورت $H_0: \beta_1 = \beta_2 = \beta_3 = 0$ می‌باشد که آماره آزمون مورد استفاده برای آزمون فرضیه نیز آماره آزمون F می‌باشد. بعد از آن‌که فرضیه خطی بودن رابطه‌ی بین متغیرها رد شد، می‌بایست از بین مدل‌های LSTR1 و LSTR2 مدلی را که تصریح کننده بهتری است انتخاب کنیم. اساس تصمیم‌گیری، آزمون فرضیه‌های زیر است:

1. $H_{04}: \beta_3 = 0$
2. $H_{03}: \beta_2 = 0 / \beta_3 = 0$

3. $H_{02}: \beta_1 = 0 / \beta_2 = \beta_3 = 0$

آماره آزمون‌های مربوط به فرضیه‌های صفر فوق به ترتیب با F_4، F_3 و F_2 می‌باشند. در صورت رد فرضیه‌ی H_{03}، مدل LSTR2 (مدل LSTR با دو رژیم) یا ESTR (مدل انتقال رونمایی) تأیید می‌شود *که با آزمودن فرضیه‌ی صفر* $c_1 = c_2$ می‌توان یکی از این دو را انتخاب نمود. در صورت رد فرضیه‌های H_{02} و H_{04} مدل LSTR1 (مدل LSTR با یک بار تغییر رژیم) انتخاب می‌شود.

گام دوم در تخمین مدل STR تخمین مدل بوده که این مرحله شامل یافتن مقادیر مناسب اولیه برای تخمین غیرخطی و تخمین مدل با استفاده از الگوریتم نیوتن - رافسون[30] و روش حداکثر درستنمایی می‌باشد.

مرحله آخر برآورد مدل STR ارزیابی مدل می‌باشد. این مرحله معمولا شامل تحلیل‌های گرافیکی همراه با آزمون‌های مختلف نظیر عدم وجود خطاهای خودهمبستگی، ثابت بودن پارامترها بین رژیم‌های مختلف، عدم وجود رابطه غیرخطی باقیمانده در پسماندها می باشد (Gujarati, 2008).

۴- برآورد الگو و تجزیه و تحلیل یافته‌های تحقیق

۴-۱- آزمون ایستایی

اولین گام در برآورد یک مدل STR بررسی وضعیت ایستایی متغیرها است. بر این اساس در مطالعه حاضر با استفاده از آزمون‌های فیلیپس و پرون[31] و دیکی فولر تعمیم یافته، پایایی متغیرها مورد بررسی قرار می‌گیرد.

جدول ۲. نتایج آزمون ریشه واحد فیلیپس و پرون (PP)
مأخذ: یافته‌های تحقیق

Table 2. Unit Root Test Results Phillips and Peron (PP)
Source: Research Findings

متغیر	مقدار آماره	سطح احتمال	مرتبه تفاضل‌گیری
BD	-۸/۳۲۵	۰/۰۰۰	I(1)
INF	-۶/۷۳۶	۰/۰۰۳	I(1)
GDP	-۱۰/۵۳۴	۰/۰۰۰	I(0)
OILR	-٤/٦٨١	۰/۰۰۰	I(1)
EX	-٤/٨٣٩	۰/۰۰۰	I(1)

[30] Newton-Raphson
[31] Phillips & Perron

جدول ۳. نتایج آزمون ریشه واحد دیکی فولر تعمیم یافته (ADF)
مأخذ: یافته‌های تحقیق

Table 3. Unit Root Test Results of the Generalized Dickey-Fuller (ADF)
Source: Research Findings

متغیر	مقدار آماره	سطح احتمال	مرتبه تفاضل‌گیری
BD	-۵/۳۸۴	۰/۰۰۰	I(1)
INF	-۳/۸۳۵	۰/۰۰۱	I(1)
GDP	-۳/۴۳۶	۰/۰۰۱	I(0)
OILR	-۲/۲۹۱	۰/۰۰۲	I(1)
EX	-۲/۳۷۲	۰/۰۰۰	I(1)

با توجه به نتایج **جدول ۲** و **جدول ۳** مشاهده می‌شود که به جز متغیر تولید ناخالص داخلی که در سطح ایستا شد، تمامی متغیرهای تحقیق با یک مرتبه تفاضل‌گیری I(1) ایستا گردیده اند. حال پس از بررسی وضعیت ایستایی متغیرها، مرحله اول در تخمین مدل STR، تعیین وقفه‌های متغیرهای مورد استفاده در مدل می‌باشد. این کار با استفاده از معیارهای آکائیک[۳۲]، شوارتز[۳۳] و حنان کوئین[۳۴] انجام می‌گیرد. با توجه به تعداد مشاهدات معیار شوارتز به عنوان ملاک برای تعیین وقفه در نظر گرفته شده است؛ که بر اساس این معیار وقفه بهینه برای متغیرهای نرخ تورم و کسری بودجه وقفه یک تعیین می‌گردد.

بعد از تعیین وقفه بهینه برای متغیرهای تحقیق، گام بعدی در برآورد مدل STR، آزمون وجود رابطه غیرخطی بین متغیرها می‌باشد که در صورت تأیید وجود رابطه غیر خطی، باید متغیر انتقال مناسب و تعداد رژیم های مدل غیر خطی[۳۵] (LSTR) بر اساس آماره آزمون های F، F2، F3 و F4 تعیین گردد. نتایج برآورد این مرحله از تحقیق در قالب **جدول ٤** ارائه شده است.

[32] Akaike info criterion
[33] Schwarz criterion
[34] Hannan-Quinn criterion
[35] Logistic Smooth Transition Regression (LSTR) approach

جدول ٤. انتخاب نوع مدل و متغیر انتقال
مأخذ: یافته‌های تحقیق

Table 4. Selection of Model type and Transmission Variable
Source: Research Findings

متغیر انتقال	ارزش احتمال آماره F	ارزش احتمال آماره F4	ارزش احتمال آماره F3	ارزش احتمال آماره F2	مدل پیشنهادی
INF(t)	۰/۰٦	۰/۹۸	۰/۰۲	۰/۰۱	Linear
GDP(t)	۰/۰٤	۰/۳۷	۰/۱۱	۰/۰۰۱	LSTR1
OILR(t)	۰/۰۳	۰/٤۸	۰/۰٦	۰/۰۰۲	LSTR1
EX(t)	۰/۳۳	۰/۲	۰/۱۲	۰/۱٤	Linear
INF(t-1)	۰/۰۰۱	۰/۰۰٦	۰/۳۲	۰/۰۰۲	LSTR1*
GDP(t-1)	۰/۳٤	۰/۳۸	۰/۱۳	۰/٦	Linear
OILR(t-1)	۰/۲۳	۰/۸۹	۰/٦۱	۰/۱۳	Linear
EX(t-1)	۰/٦۷	۰/۷٦	۰/٦	۰/۳	Linear

* مناسب‌ترین متغیر انتقال پیشنهادی را نشان می‌دهد
* It Shows the Most Suitable Variable of the Proposed Transition

با توجه به ارزش احتمال آماره آزمون F در **جدول ٤**، فرضیه صفر این آزمون مبنی بر مبنی بر خطی بودن مدل[۳٦] (Linear) برای متغیرهای دوم تولید ناخالص داخلي (GDP)، سوم درآمدهای نفتی (OILR) و پنجم نرخ تورم (INF) رد می‌شود و فرض وجود رابطه غیرخطی بودن برای این متغیرها پذیرفته می‌شود. گام بعدی انتخاب متغیر انتقال مناسب از بین متغیرهای انتقال پیشنهادی برای مدل غیرخطی است. اولویت با متغیر انتقالی است که فرضیه صفر آزمون F آن به طور قوی‌تری رد گردد. بر این اساس مناسب‌ترین متغیر انتقال با توجه به نتایج آورده شده در **جدول ٤** متغیر INF(t-1) تعیین می‌شود. انتخاب الگوی مناسب برای متغیر انتقال INF(t-1) با توجه به آماره‌های F2، F3 و F4 گام بعدی در برآورد یک مدل STR است. با توجه به نتایج ارائه شده در **جدول ٤** الگوی پیشنهادی مناسب برای متغیر انتقال INF(t-1) مدل رگرسیون انتقال ملایم با تابع لجستیک دو رژیمی (LSTR1) است.

مرحله دوم در مدلسازی یک مدل STR، مرحله تخمین می‌باشد. با توجه به ماهیت غیر خطی این مدل‌ها، این مرحله با یافتن مقادیر مناسب اولیه برای تخمین مدل

[36] Linear Regression Model (Linear)

شروع می‌شود که با استفاده از الگوی نیوتون-رافسن و حداکثرسازی تابع ML پارامترها برآورد می‌شوند که نتایج در قالب

جدول ۵ گزارش شده‌اند. شایان ذکر است که در قسمت‌های خطی و غیرخطی، متغیرهایی که از لحاظ آماری معنی‌دار نبودند، از مدل برآورد شده حذف شده‌اند.

مقادیر نهایی تخمین‌زده شده برای پارامتر سرعت انتقال (γ) ۱۰/۰۰ و برای مقدار آستانه‌ای نرخ تورم (c) برابر با ۰/۱۳ درصد می‌باشد. بنابراین تابع انتقال به صورت رابطه (۸) خواهد بود:

$$G(INF(t-1).10.00.0.13) = \{1 + exp[-10.00 \prod_{j=1}^{J}(INF(t-1) - 0.13]\}^{-1} \qquad (۸)$$

جدول ۵. نتایج تخمین نهایی مدل

مأخذ: یافته‌های تحقیق

Table 5. Final Estimation Results of the Model

قسمت خطی	ضریب (ϕ)	مقدار آماره t	ارزش احتمال آماره t
CONST	-۰/۰۱	-۷/۰۱	۰/۰۱
BD(t-1)	۰/۱۲	٤۰/۰۱	۰/۰٦
BD(t-2)	-۰/۲۲	-۱٦/۰۱	۰/۰۲
INF(t)	۰/۱۵	۸/۰۲	۰/۰۳
INF(t-1)	۱/۷۷	۱۱/٤۰	۰/٤٤
GDP(t)	-۰/۰۲	-۹/۰۳	۰/۰۰
GDP(t-1)	-۰/۰۵	-۱۳/۰۰	۰/۰۰
OILR(t)	-۰/۱٤	-۷/۰۱	۰/۰۰
OILR(t-1)	-۰/۰۱	-۱۲/۰٤	۰/۰۳
EX(t)	۰/۰۰۰۱	۱۵/۰٦	۰/۰۲
قسمت غیرخطی	ضریب (θ)	ارزش احتمال آماره t	ارزش احتمال آماره t
CONST	-۰/۰۱	-۱/۰۱	۰/۰۱
BD(t-1)	۰/۱۱	۲/۱٤	۰/۰۲
BD(t-2)	۱/۱۲	۲/۸	۰/۸
INF(t)	۰/۱۷	٦/۰٤	۰/۰۱
INF(t-1)	۱/۳	۲/۰٤	۰/۰۳
GDP(t)	-۰/۰۳	-٦/۰۱	۰/۰۰
GDP(t-1)	۰/۰۳	۱/۰۳	۰/۰۰
OILR(t)	۰/۱۲	۲/۰۵	۰/۰۱
OILR(t-1)	۰/۰٦	۱۲/۰۱	۰/۰۲
EX(t)	۰/۰۳	۳/۰۱	۰/۰۱

R2= ۰/۹۵	AIC= -۸/۰۲	SC= -۸/۸۵	HQ= -۴۳/۵۱
آزمون‌های ارزیابی			
۰/۲۱<P-value F(Test of No Error Autocorrelation) <۰/۷۶			
P-value F(Test of No Remaining Nonlinearity) = ۰/۳۸			
P-value F(Test of Parameter Constancy Test) = ۰/۰۴			
P-value F(ARCH-LM TEST with 8 lags) = ۰/۱۸			
P-Value Chi^2(JARQUE-BERA TEST) = ۰/۴۲			

با توجه به مطالب اشاره شده در بخش روش‌شناسی تحقیق، در رژیم اول $G = 0$ و در رژیم دوم $G = 1$ می‌باشد. رژیم حدی اول متناظر با حالتی است که پارامتر شیب به سمت بی-نهایت میل می‌کند و مقدار متغیر انتقال (نرخ تورم) کمتر از حد آستانه‌ای (مکان تغییر رژیم) است که در این حالت تابع انتقال مقدار عددی صفر دارد و به صورت رابطه (۹) تصریح می‌گردد:

$$BD_t = -0.01 + 0.12BD_{t-1} - 0.22BD_{t-2} + 0.15INF_t + 1.77INF_{t-1} - 0.02GDP_t - 0.05GDP_{t-1} + 0.14OILR_t - 0.01OILR_{t-1} + 0.0001EX_t \quad (۹)$$

رژیم حدی دوم نیز سازگار با حالتی است که پارامتر شیب به سمت بی‌نهایت میل می‌کند. اما مقدار متغیر انتقال (نرخ تورم) بیش از حد آستانه‌ای (مکان تغییر رژیم) است که در این حالت تابع انتقال مقدار عددی یک دارد و به صورت رابطه (۱۰) تصریح می‌گردد:

$$BD_t = -0.01 + 0.11BD_{t-1} - 1.12BD_{t-2} + 0.17INF_t + 1.3INF_{t-1} - 0.03GDP_t - 0.03GDP_{t-1} - 0.12OILR_t + 0.06OILR_{t-1} + 0.03EX_t \quad (۱۰)$$

با توجه به ضرایب متفاوت متغیرها در رژیم‌های مختلف می‌توان استنباط کرد که اثرگذاری متغیرهای کسری بودجه، نرخ ارز، نرخ رشد اقتصادی، درآمدهای نفتی و نرخ تورم بر روی کسری بودجه بسته به سطح متغیر نرخ تورم متفاوت است. در رژیم اول، وقفه دوم کسری بودجه، درآمدهای نفتی دوره جاری، وقفه اول نرخ رشد اقتصادی و وقفه اول درآمدهای نفتی اثر منفی بر کسری بودجه دارند. همچنین وقفه اول کسری بودجه، نرخ ارز دوره جاری، نرخ رشد اقتصادی دوره جاری، نرخ تورم دوره جاری و وقفه اول نرخ تورم اثری مثبت بر کسری بودجه دارند.

از طرفی در رژیم دوم، وقفه اول و دوم کسری بودجه، نرخ ارز دوره جاری، وقفه اول نرخ تورم و وقفه اول درآمدهای نفتی تاثیر مثبت بر کسری بودجه دارند. همچنین نرخ

رشد اقتصادی دوره جاری، نرخ تورم دوره جاری، درآمدهای نفتی دوره جاری و وقفه اول رشد اقتصادی اثر منفی بر کسری بودجه داشته‌اند.

مجموع ضرایب نرخ تورم در دو رژیم اول و دوم به ترتیب برابر ۰/۱۵ و ۰/۱۷ است که نشان می‌دهد نرخ تورم در هر دو رژیم دارای اثرات همسویی است. این بدان معنی است که نرخ تورم در هر دو رژیم اثر مثبت بر کسری بودجه داشته و رفتار متقارنی از خود نشان می‌دهد. افزایش نرخ تورم ممکن است موجب کاهش درآمدهای مالیاتی حقیقی گردد و این امر باعث تشدید کسری بودجه شود که این اثر در کشورهای در حال توسعه رایج تر است.

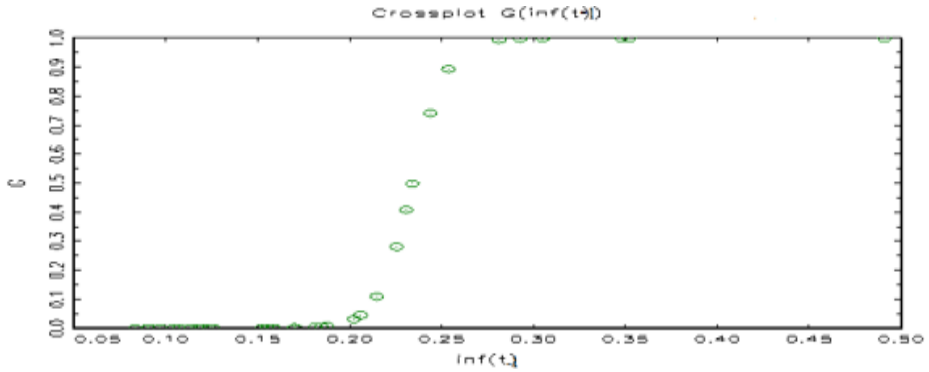
مجموع ضرایب نرخ ارز در دو رژیم اول و دوم به ترتیب برابر ۰/۰۰۰۱ و ۰/۰۳ است که نشان می‌دهد نرخ ارز در هر دو رژیم دارای اثرات همسویی است. این بدان معنی است که نرخ ارز در هر دو رژیم اثر مثبت بر کسری بودجه داشته و رفتار متقارنی از خود نشان می‌دهد. با افزایش نرخ ارز و افزایش احتمالی هزینه‌های دولت می‌توان شاهد کسری بودجه گردید.

مجموع ضرایب نرخ رشد تولید ناخالص داخلي در دو رژیم اول و دوم به ترتیب برابر ۰/۰۲- و ۰/۰۳- است که نشان می‌دهد نرخ رشد تولید ناخالص داخلي در هر دو رژیم دارای اثرات همسویی است. این بدان معنی است که نرخ رشد تولید ناخالص داخلي در هر دو رژیم اثر منفی بر کسری بودجه داشته و رفتار متقارنی از خود نشان می‌دهد. تولید ناخالص داخلی ، نشانگر عرضه کل اقتصاد است. بنابراین افزایش آن به عنوان کاهش شکاف ایجاد شده میان عرضه و تقاضای کل و در نتیجه کاهش تورم است. مطابق با تئوری های اقتصاد کلان، رشد تولید ناخالص داخلی منجر به کاهش سطح عمومی قیمت‌ها و کاهش تورم خواهد شد. لذا رشد تولید ناخالص داخلی می‌تواند منجر به کاهش کسری بودجه شود. از سوی دیگر با رشد تولید ناخالص داخلی، درآمد مالیاتی دولت کاهش یافته و از این کانال موجب کاهش کسری بودجه دولت خواهد شد.

مجموع ضرایب درآمدهای نفتی در دو رژیم اول و دوم به ترتیب برابر ۰/۱۴- و ۰/۱۲ است که نشان می‌دهد درآمدهای نفتی اثرات ناهمسویی بر کسری بودجه داشته است. یکی از مهم‌ترین منابع تأمین بودجه کشور مربوط به درآمدهای نفتی است. اتکای بودجه دولت به درآمدهای نفتی بیشتر است. بر این اساس با کاهش یا افزایش درآمد نفت، کسری بودجه دولت افزایش و کاهش می‌یابد. نتایج حاصل از برآورد نشان می‌دهد که اثر مجموع ضرایب درآمدهای نفتی برکسری بودجه دولت در رژیم اول منفی و در رژیم دوم مثبت و

معنی دار بوده است، یعنی با افزایش درآمدهای نفتی در رژیم اول کسری بودجه دولت کاهش و در رژیم دوم با کاهش درآمدهای نفتی، کسری بودجه افزایش می‌یابد.

مرحله سوم و به عبارتي مرحله بعد از تخمين مدل، مرحله ارزيابي مدل مي‌باشد. اين قسمت را با تحليل گرافيكي آغاز مي‌كنيم. با توجه به تابع لاجستیک مربوط به تغییر رژیم در **نمودار ۳** ملاحظه می‌شود که فرض انتقال ملایم بین رژیم‌ها برای یک مدل LSTR دو رژیمی پذیرفته می‌شود.



نمودار ۳. نمودار تابع انتقال لاجستیک مربوط به تغییر رژیم
مأخذ: یافته‌هاي پژوهش

Figure 3. Logistic Transfer Function Diagram Related to Regime Change
Source: Source: Research Findings

در مرحله ارزیابی علاوه بر تحلیل گرافیکی می‌توان آزمون‌های ARCH-LM و آزمون Jarque-Bera را به ترتیب برای بررسی خطاهای وجود ناهمسانی واریانس و نرمال نبودن باقیمانده‌ها به کار برد. براساس آزمون ARCH-LM ارزش احتمال آماره‌های F و χ^2 به ترتیب برابر ۰/۹۰ و ۰/۶۸ برآورد شده است. براساس ارزش احتمال هر دو این آماره‌ها فرضیه صفر این آزمون مبنی بر عدم وجود ناهمسانی واریانس مشروط به خود رگرسیونی در سطح اعتماد مناسبی رد نمی‌شود. در ضمن ارزش احتمال آماره آزمون Jarque-Bera، ۰/۴۲ برآورد شده است که براساس آن فرضیه صفر مبنی بر نرمال بودن پسماندها رد نمی‌گردد. به طور کلی مطابق آزمون‌های ارزیابی مدل، رویکرد غیرخطی تخمین زده شده از نظر کیفی قابل قبول ارزیابی می‌شود.

۵- نتیجه‌گیري و بحث

با توجه به اهمیت تعیین رابطه بین نرخ تورم و کسري بودجه، مطالعه حاضر با استفاده از از رهیافت غیرخطي رگرسیون انتقال ملایم اثرگذاري نرخ تورم بر کسری بودجه در طي سال هاي ۱۴۰۰-۱۳۵۸ را مورد بررسي قرار داد. به طور کلی نتایج تحقیق حاکی از آن است که مجموع ضرایب نرخ تورم در دو رژیم اول و دوم به ترتیب برابر ۰/۱۵ و ۰/۱۷ است که نشان می‌دهد نرخ تورم در هر دو رژیم دارای اثرات همسویی است. این بدان معنی است که نرخ تورم در هر دو رژیم اثر مثبت بر کسری بودجه داشته و رفتار متقارنی از خود نشان می‌دهد. نتایج گزارش شده مبني بر ارتباط مثبت میان نرخ تورم و کسری بودجه با مطالعاتی چون برادران خانیان و همکاران (۱۳۹۶) و زروکي و همکاران (۱۳۹۹) اختلاف نظر دارد اما با مطالعاتی چون حسینی‌پور (۱۳۹۷)، صفدر و پادا (۲۰۱۷)، اپافرا (۲۰۱۷)، شاهین (۲۰۱۹)، نارایان و همکاران (۲۰۱۹) و چوکووانی و همکاران (۲۰۲۰) سازگار است.

مجموع ضرایب نرخ ارز در دو رژیم اول و دوم به ترتیب برابر ۰/۰۰۰۱ و ۰/۰۳ است که نشان می‌دهد نرخ ارز در هر دو رژیم دارای اثرات همسویی است. این بدان معنی است که نرخ ارز در هر دو رژیم اثر مثبت بر کسری بودجه داشته و رفتار متقارنی از خود نشان می‌دهد. مجموع ضرایب نرخ رشد تولید ناخالص داخلي در دو رژیم اول و دوم به ترتیب برابر ۰/۰۲- و ۰/۰۳- است که نشان می‌دهد نرخ رشد تولید ناخالص داخلي در هر دو رژیم دارای اثرات همسویی است. این بدان معنی است که نرخ رشد تولید ناخالص داخلي در هر دو رژیم اثر منفی بر کسری بودجه داشته و رفتار متقارنی از خود نشان می‌دهد. مجموع ضرایب درآمدهای نفتی در دو رژیم اول و دوم به ترتیب برابر ۰/۱۴- و ۰/۱۲ است که نشان می‌دهد درآمدهای نفتی اثرات ناهمسویی بر کسری بودجه داشته است. سؤال‌های تحقیق حاضر با استفاده از روش اقتصاد سنجی رگرسیون انتقال ملایم مورد بررسی قرار گرفتند و به شرح ذیل است:

سؤال اول تحقیق نیز بیانگر آن است که " تأثیر نرخ تورم بر کسری بودجه در رژیم‌های مختلف چگونه است؟" نتایج حاصل از تحقیق نشانگر آن است که نرخ تورم در هر دو رژیم تأثیر مثبت بر کسری بودجه دارد.

سؤال دوم تحقیق نیز بیانگر آن است که "نرخ رشد تولید ناخالص داخلي در رژیم‌های مختلف چه اثری بر کسری بودجه دارد؟" براساس نتایج حاصل از تحقیق نرخ رشد اقتصادی در هر دو رژیم تاثیر منفی بر کسری بودجه دارد.

سؤال سوم تحقیق حاکی از آن است که " درآمدهای نفتی در رژیم‌های مختلف چه اثری بر کسری بودجه دارد؟" براساس نتایج حاصل از تحقیق که درآمدهای نفتی در رژیم اول اثر منفی و در رژیم دوم تاثیر مثبت بر کسری بودجه دارد.

سؤال چهارم تحقیق نشانگر آن است که " نرخ ارز بازار در رژیم‌های مختلف چه اثری بر کسری بودجه دارد؟" براساس نتایج حاصل از تحقیق نرخ ارز در هر دو رژیم تاثیر مثبت بر کسری بودجه دارد.

کسری بودجه از خصوصیات بیشتر کشورهای در حال توسعه است، از طرفی تورم اثر برجسته‌ای بر درآمدها و هزینه‌های دولت دارد، لذا ارائه پیشنهادهای سیاست‌گذاری برای این دو متغیر به دقت نظر ویژه‌ای نیاز دارد، اما آنچه که با استفاده از این تحقیق می‌توان در قالب پیشنهاد بیان کرد به صورت زیر است:

۱- با توجه به نتایج تحقیق در هر دو رژیم، افزایش تورم موجب تشدید کسری بودجه دولت شده است با توجه به اینکه خود کسری بودجه دولت می‌تواند یکی از علل و عوامل اصلی مؤثر در تورم باشد لذا یک رابطه دو طرفه ای بین تورم و کسری بودجه وجود دارد لذا می‌توان به این نتیجه رسید که اولا برای کاهش تورم بودجه دولت به لحاظ منابع درآمدی و هزینه ای مورد بازنگری قرار گیرد به صورتی که:

الف). سهم درآمدهای مالیاتی، عوارض و... افزایش پیدا کند و در سهم مالیات تورمی در تأمین بودجه دولت کاهش پیدا کند.

ب). اتکا دولت برای تأمین درآمد از بانک مرکزی (حق الضرب) کاهش پیدا کند.

ج). دولت هزینه‌های خود را مدیریت کند و با کاهش هزینه‌ها در موارد غیر ضروری منبع کسری بودجه را محدود کند.

د). دولت با کوچک سازی و انضباط مالی و محدود کردن حوزه نفوذ بودجه، کسری بودجه را کاهش دهد. زیرا با کوچک شدن دولت و کاهش فعالیت‌های آن، اولا هزینه‌ها کاهش پیدا می‌کند و ثانیا بخش خصوصی قدرت پیدا می‌کند و محل تأمین مالیات افزایش پیدا می‌کند.

بنابراین بر اساس پیشنهادات مطرح شده اولا کسری بودجه کاهش پیدا می‌کند و با توجه به رابطه دو طرفه بین کسری بودجه و تورم، تورم نیز کاهش پیدا می‌کند و ثانیا زمانی که تورم کاهش پیدا کرد در واقع کسری بودجه دولت مجدد در مرحله دوم بیشتر

کاهش می‌یابد. لذا این عامل موجب می‌شود تا نهایتا کسری بودجه و تورم مسیر کاهشی را طی نمایند.

Acknowledgments: We appreciate all the people and institutions that helped the author in conducting this research.
Conflict of Interest: The authors declare no conflict of interest.
Funding: The authors received no financial support for the research, authorship, and publication of this article.

Reference

Ahmad, A. H., & Aworinde, O. B. (2019). Are fiscal deficits inflationary in African countries? A new evidence from an asymmetric cointegration analysis. *The North American Journal of Economics and Finance*, 50, 100999. 10.1016/j.najef.2019.100999

Ahmadi Rahbarian, H., & Sadeghi , M. (2022). Budget Deficit Trend and Strategies to overcome it in the Qajar Period, *Journal of Iranian Islamic Period History*, 13(30), 1-25. https://tuhistory.tabrizu.ac.ir/article_14871_f63fd66591bec74e3c32cda50f16c147.pdf [In Persian]

Alam, M. M., Sadekin, M. N., & Saha, S. K. (2022). The impact of macroeconomic variables on the budget deficit in Bangladesh: an econometric analysis. *South Asian Journal of Business Studies*, *11*(2), 216-234. 10.1108/SAJBS-05-2020-0141

Abdi Seyyedkolaee, M. , Tehranchian, A. M. , Jafari Samimi, A. and Favero, G. (2022). Non-linear Response of Inflation: A Real Effective Exchange Rate in Iran. *Quarterly Journal of Quantitative Economics (JQE)*, *19*(1), 53-71. doi: 10.22055/jqe.2021.33724.2251 [In Persian]

Aliferis, C. F., Cooper, G. F., Pollack, M. E., Buchanan, B. G., & Wagner, M. M. (1997). Representing and developing temporally abstracted knowledge as a means towards facilitating time modeling in medical decision-support systems. *Computers in Biology and Medicine*, *27*(5), 411-434. 10.1016/S0010-4825(97)00013-9

Angelina, S., & Nugraha, N. M. (2020). Effects of Monetary Policy on Inflation and National Economy Based on Analysis of Bank Indonesia Annual Report. *Technium Soc. Sci. J.*, *10*, 423-435. https://ideas.repec.org/a/tec/journl/v10y2020i1p423-435.html

Azizi, F. (2006). Budget Deficit and Inflation (A Case Study about Iran). *Journal of Iran's Economic Essays*, 3(6), 158-220. http://iee.rihu.ac.ir/article_306_adfff98b389fb8c87a30881713962cc4.pdf [In Persian]

Bayir, M., & Guvenoglu, R. A. H. (2020). The analysis of relationship between the money supply, budget deficit and inflation rate in Azerbaijan. *International*

Journal of Business and Economics Research, 11(1), 14-22. 10.11648/j.ijber.20221101.13

Bacon, D. W., & Watts, D. G. (1971). Estimating the transition between two intersecting straight lines. *Biometrika*, *58*(3), 525-534. 10.1093/biomet/58.3.525

Baradaran Khanian, Z., Asgharpur, H., Panahi, H., & Kazerooni, AR. (2017). The Asymmetric Effect of Inflation on the Budget Deficit in Iran: Quantile Regression Approach, *Quarterly Journal of Applied Theories of Economics*, 4(3), 169-194. https://ecoj.tabrizu.ac.ir/article_6753_3a9418ca04c9e48a2731ee697435d9af.pdf [In Persian]

Barro, R. J. (1974). Are government bonds net wealth?. *Journal of political economy*, *82*(6), 1095-1117. 10.1086/260266

Bresciani-Turroni, C. (1937). On Pareto's law. *Journal of the Royal Statistical Society*, *100*(3), 421-432. 10.2307/2980528

Cardoso, E. (1998). Virtual deficits and the Patinkin effect. *Staff papers*, *45*(4), 619-646. 10.2307/3867587

Chukwuani, V. N., & Egiyi, M. A. (2020). Nexus between Budget Deficit and Inflation: Granger-Causality Test Approach. *Nexus*, *4*(10), 19-23. http://ijeais.org/wp-content/uploads/2020/10/abs/IJAAFMR201002.html

Chan, K. S., & Tong, H. (1986). On estimating thresholds in autoregressive models. *Journal of time series analysis*, *7*(3), 179-190. 10.1111/j.1467-9892.1986.tb00501.x

Chiu, Y. B., & Sun, C. H. D. (2016). The role of savings rate in exchange rate and trade imbalance nexus: Cross-countries evidence. *Economic Modelling*, *52*, 1017-1025. 10.1016/j.econmod.2015.10.040

Dehghani, A., Ehyaei, M., & Safavi, B. (2017). The Relationship between Budget Deficits, Inflation and Money Supply in Iran, Journal of Economics and Businness Research, 8(14), 31-41. https://jebr.stb.iau.ir/article_533007_225822b645be128976294cd57a6cabf4.pdf [In Persian]

Durguti, E. A. (2020). How Does the Budget Deficit Affect Inflation Rate–Evidence from Western Balkans Countries. *International Journal of Finance & Banking Studies (2147-4486)*, *9*(1), 01-10. 10.20525/ijfbs.v9i1.526

Duodu, E., Baidoo, S. T., Yusif, H., & Frimpong, P. B. (2022). Money supply, budget deficit and inflation dynamics in Ghana: An empirical investigation. *Cogent Business & Management*, *9*(1), 2043810. https://doi.org/10.1080/23311975.2022.2043810

Epaphra, M. (2017). Analysis of budget deficits and macroeconomic fundamentals: A VAR-VECM approach. *Journal of Economics & Management*, *30*, 20-57. 10.22367/jem.2017.30.02

Esmaeili, B. (2021). Study of the Relationship Between Inflation and Economic Growth and Government Spending Using the Soft Transition Regression (STR) Approach. *Economic Growth and Development Research*, *12*(45), 130-

115.https://egdr.journals.pnu.ac.ir/article_7347_e79f18da98cbe5a3389d0e63ddb00910.pdf [In Persian]

Erkam, S., & Çetinkaya, M. (2014). Budget deficits and inflation: Evidence from Turkey. *the macrotheme review*, *3*(8), 12-22. 10.1080/0003684022000025440

Friedman, M. (1995). The role of monetary policy. *Essential Readings in Economics*, 58, 215-231. 10.1007/978-1-349-24002-9_11

Goldfeld, S. M., & Quandat, R. E. (1972). Non-linear Methods in Econometrics, Amsterdam: North-Holland. 83(329), 300-302. 10.2307/2231148

Hamilton, J. D. (1994). State-space models. *Handbook of econometrics*, *4*, 3039-3080. 10.1016/S1573-4412(05)80019-4

Hosseinipour, MR. (2018) Causality Assessment among Budget Deficit, Money Supply and Inflation Rate in Iran. *Quarterly Journal of the Macro and Strategic Policies*, 6(21). 80-100. https://www.jmsp.ir/article_56128_147122dfd5b04db16d181253343ba31d.pdf [In Persian]

Iran Statistics Center (2022), *Planning and budget organization*, Tehran. https://www.mporg.ir/home.pdf [In Persian]

Ishaq, T., & Mohsin, H. M. (2015). Deficits and inflation; Are monetary and financial institutions worthy to consider or not? *Borsa Istanbul Review*, *15*(3), 180-191. 10.1016/j.bir.2015.03.002

Kaur, G. (2021). Inflation and fiscal deficit in India: An ARDL approach. *Global Business Review*, *22*(6), 1553-1573. 10.1177/0972150919828169

Kaur, G. (2018). The relationship between fiscal deficit and inflation in India: A cointegration analysis. *Journal of Business Thought*, *8*, 24-41. https://www.semanticscholar.org/paper/The-Relationship-Between-Fiscal-Deficit-and-in-A-Kaur

Khieu, H. V. (2021). Budget deficits, money growth and inflation: empirical evidence from Vietnam. *Fulbright Review of Economics and Policy*, *1*(1), 61-78. 10.1108/FREP-05-2021-0030

Koyuncu, A. F. T. (2014). Causality network between budget deficit, money supply and inflation: An application to Turkey. *International Journal of Business and Social Science*, *5*(10), 225-235. https://api.semanticscholar.org/CorpusID:56051147

Lin, H. Y., & Chu, H. P. (2013). Are fiscal deficits inflationary?. *Journal of International Money and Finance*, *32*, 214-233. 10.1016/j.jimonfin.2012.04.006

Mohammadi, T., Bahrami, J. & Fahimifar, F. (2022). Comparing the Forecasting of Iranian Inflation with many predictors. *Quarterly Journal of Quantitative Economics (JQE)*, *18*(4), 159-190. doi: 10.22055/jqe.2020.31882.2190 [In Persian]

Maddala, G. S. (1977). Self-Selectivity Problems in Econometric Models, *Amsterdam; North Holland*. 351-366. http://pascal-francis.inist.fr/vibad/index.php?action=getRecordDetail&idt=PASCAL

Metzler, L. A. (1951). Wealth, saving, and the rate of interest. *Journal of Political Economy*, *59*(2), 93-116. 10.1086/257052

Miller, P. J. (1983). Higher deficit policies lead to higher inflation. *Quarterly Review*, *7*(Win). https://EconPapers.repec.org/RePEc:fip:fedmqr:y:1983:i:win:n:v.7no.1:x:1

Mishkin, F. S. (2004). Can inflation targeting work in emerging market countries? 1-34. 10.3386/w10646

Mokhtari Torshizi, H., Salehnia, N., & Ahmadi Shadmehri, MT. (2019). The Effect of Some Economic, Institutional and Environmental Variables on Life Expectancy of Selected Men and Women From Developing Countries Using Panel Threshold Regression Method, *Master's thesis*, Ferdowsi University of Mashhad. https://ganj.irandoc.ac.ir/#/articles/abbd181b5aa131c25ed5.pdf [In Persian]

Montazeri Shur Kachali, J., Zahid Gharavi, M., & Ehsani, M. (2021). Inflation and budget deficit in Iranian economy: A Markov Switching Causality. *Quarterly Applied Economics*, 11(38), 53-69. https://jae.srbiau.ac.ir/article_19205_fb050c96b8b07fbf3d26521ddf217416.pdf [In Persian]

NajafiZadeh, S. F., Alizadeh, M., & Delfan, M. (2025). An Analysis of Factors Affecting Value-Added Tax: A Spatial Econometric Approach, *Quarterly Journal of Quantitative Economics*, 23(1), 171–200. https://doi.org/10.22055/jqe.2024.45885.2605 [In Persian]

Narayan, P. K., Narayan, S., & Prasad, A. D. (2019). Modelling the relationship between budget deficits, money supply and inflation in Fiji. *Pacific Economic Bulletin*, 21(2), 103-116. http://hdl.handle.net/1885/157821

Ngo, M. N., & Nguyen, L. D. (2020). The role of economics, politics and institutions on budget deficit in ASEAN countries. *The Journal of Asian Finance, Economics and Business*, *7*(9), 251-261. 10.13106/jafeb.2020.vol7.no9.251

Nwakoby, C., Okaro, C. S. O., & Ananwude, A. (2016). Fiscal deficit and inflation in an oil rich exporting country: Evidence from Nigeria. *Journal of Policy and Development Studies*, *10*(3), 140-155. https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=2905385

Olalekan Olaniyi, C. (2020). Application of bootstrap simulation and asymmetric causal approach to fiscal deficit-inflation nexus. *Global Journal of Emerging Market Economies*, *12*(2), 123-140. 10.1177/0974910120919021

Olubiyi, E. A., & Bolarinwa, M. A. (2018). Fiscal deficit and inflation rate in selected African Regional Blocs: A comparative analysis. *Turkish Economic Review*, *5*(1), 89-101. 10.1453/ter.v5i1.848

Oyeleke, O. J. (2021). On the Non-Linear Relationship between Fiscal Deficit and Inflation: The Nigeria Experience. *International Advances in Economic Research*, *27*(2), 105-117. 10.1007/s11294-021-09822-7

Patinkin, D. (1993). On the chronology of the General Theory. *The Economic Journal*, *103*(418), 647-663. https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=2129231

Paudel, H. P., & Raut, N. K. (2022). Nonlinear Impact of Inflation on Economic Growth in Nepal: A Smooth Transition Regression Approach. *Nepal Public Policy Review*, *2*, 235-260. 10.3126/nppr.v2i1.48676

Pirpour, H., & Samsami Mazrae Akhoond, H. (2026). Evaluating the Impact of Exchange Rate Fluctuations on Core Inflation Using the Mandel-Fleming Stochastic Model and Identifying the Mutual Relationship Between Exchange Rate Fluctuations and Inflation Deviations in Iran, *Quarterly Journal of Quantitative Economics*, 23(1), 133–170. https://doi.org/10.22055/jqe.2024.45713.2599 [In Persian]

Pekarski, S. (2011). Budget deficits and inflation feedback. *Structural Change and Economic Dynamics*, *22*(1), 1-11. 10.1016/j.strueco.2010.09.002

Premchand, A. (1987). Government budgeting and productivity. *Public Productivity Review*, *10*(3),9-19. 10.2307/3380083

Ramos-Francia, M., García-Verdú, S., & Sánchez-Martínez, M. (2018). *Inflation dynamics under fiscal deficit regime switching in Mexico* (No. 2018-21). Working Papers. http://hdl.handle.net/10419/240662

Ruge-Murcia, F. J. (1999). Government expenditure and the dynamics of high inflation. *Journal of Development Economics*, *58*(2), 333-358. 10.1016/S0304-3878(98)00117-5

Safdar, F., & Padda, I. U. H. (2017). Impact of institutions on budget deficit: the case of Pakistan. *NUML International Journal of Business & Management*, *12*(1), 77-88. https://www.proquest.com/scholarly-journals/impact-institutions-on-budget-deficit-case/docview

Sadeh, A., Radu, C. F., Feniser, C., & Borşa, A. (2020). Governmental intervention and its impact on growth, economic development, and technology in OECD countries. *Sustainability*, *13*(1), 166. 10.3390/su13010166

Şahin, B. E. (2019). Analysis of the relationship between inflation, budget deficit and money supply in Turkey by ARDL approach: 1980-2017. *Journal of Life Economics*, *6*(3), 297-306. 10.15637/jlecon.6.018

Sargent, T. J., & Wallace, N. (1981). Rational expectations and the theory of economic policy. *Rational expectations and econometric practice*, *1*, 199-214.https://books.google.com/books?id=eucWzouX_Q8C&lpg=PA199&ots=kHShVBemDG&dq

Saedi Sarkhanlou, A., & Dargahi, H. (2021). Determinants of Government Budget Deficit in the Economy of Iran Emphasizing the Economic and Political Economic Factors, *Journal of Planning and Budgeting*, 26(1), 5-32. https://jpbud.ir/article-1-1982-fa.pdf [In Persian]

Seghezza, E. (2022). The Cagan's Model, its Developments, and the Patinkin Effect. *Economia Internazionale/International Economics*, *75*(4), 601-622. https://ideas.repec.org/a/ris/ecoint/0935.html

Ssebulime, K., & Edward, B. (2019). Budget deficit and inflation nexus in Uganda 1980–2016: a cointegration and error correction modeling approach. *Journal of Economic Structures*, *8*(1), 1-14. 10.1186/s40008-019-0136-4

Tanzi, V. (1978). Inflation, real tax revenue, and the case for inflationary finance: theory with an application to Argentina. *Staff papers*, *25*(3), 417-451. 10.2307/3866679

Terasvirta, T. (2004); Smooth Transition Regression Modelling, in H. L¨utkepohl and M. Kratzig (eds); Applied Time Series Econometrics, *Cambridge University Press*, Cambridge, 17. https://books.google.com/books?id=msKMAgAAQBAJ&lpg=PT14&ots=-S7y_K_nIS&dq

van Dijk, D. (1999). *Smooth transition models: extensions and outlier robust inference* (No. 200). http://hdl.handle.net/1765/1856

Zaroki, sh., Yousefi barfurushi, A., & Moghadasi Sedehi, A. (2020). Testing the Effect of Tanzi and Patinkin in Iran's Economy. *Journal of Economic Research*, 55(2), 347-372. https://jte.ut.ac.ir/article_77897_6482da0c62ab7b37fa9fbca08cd25325.pdf [In Persian]



فصلنامه‌ی اقتصاد مقداری

صفحه ی اصلی وب سایت مجله:
www.jqe.scu.ac.ir
شاپا الکترونیکی: ۴۲۷۱-۲۷۱۷
شاپا چاپی: ۵۸۵۰-۲۰۰۸

تاثیر فضایی ریسک‌های اقتصادی و مالی بر روی توسعه مالی (شاخص ترکیبی)

علاء طالب ماطور*، یوسف محمدزاده**، صمد حکمتی فرید***

* دانشجوی دکتری علوم اقتصادی، گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد و مدیریت، دانشگاه ارومیه، ارومیه، ایران.
** دانشیار اقتصاد، گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد و مدیریت، دانشگاه ارومیه، ارومیه، ایران (نویسنده‌ی مسئول).
*** دانشیار اقتصاد، گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد و مدیریت، دانشگاه ارومیه، ارومیه، ایران

اطلاعات مقاله

تاریخ دریافت: ۲۵ فروردین ۱۴۰۳
تاریخ بازنگری: ۵ خرداد ۱۴۰۳
تاریخ پذیرش: ۱۹ مرداد ۱۴۰۳

طبقه‌بندیJEL: G32، D72، D53، P34

واژگان کلیدی:
ریسک مالی، ریسک اقتصادی، توسعه مالی، سرریز فضایی

ارتباط با نویسنده مسئول:

آدرس پستی:
ارومیه، جاده سرو، دانشگاه ارومیه، دانشکده اقتصاد و مدیریت، گروه اقتصاد، کد پستی: ۵۷۵۶۱-۵۱۸۱۸

ایمیل:
yo.mohammadzadeh@urmia.ac.ir

0000-0002-4364-5832

اطلاعات تکمیلی:

این مقاله برگرفته از پایان‌نامه دکتری آقای علاء طالب ماطور النعیم در رشته اقتصاد مالی به راهنمایی دکتر یوسف محمدزاده و دکتر صمد حکمتی فرید در دانشگاه ارومیه است.

قدردانی: نویسندگان از نظرات و پیشنهادات ارزشمند داوران که کیفیت این مقاله را بهبود بخشیده‌اند و همچنین ویراستار مجله برای راهنمایی ویرایشی متن مقاله، تشکر و قدردانی می‌کنند.
تضاد منافع: نویسندگان مقاله اعلام می‌کند که در انتشار مقاله ارائه شده تضاد منافعی وجود ندارد.
منابع مالی: نویسنده‌ها هیچگونه حمایت مالی برای تحقیق، تألیف و انتشار این مقاله دریافت نکرده اند.

چکیده

با توجه به نقش کلیدی و موثر توسعه بخش مالی در رشد و توسعه اقتصادی، بررسی عوامل تعیین‌کننده توسعه مالی مورد توجه سیاست‌گذاران و پژوهشگران بوده است. به نظر می‌رسد فضای نااطمینان و ریسکهای موجود در بخش مالی و اقتصادی، می‌تواند توسعه بخش مالی را با اخلال روبرو سازد. از این‌رو، مطالعه با هدف بررسی تاثیر شاخص ترکیبی ریسک مالی و اقتصادی بر روی شاخص چندبعدی توسعه مالی در کشورهای آسیایی انجام شده است. توسعه مالی مورد استفاده در این مقاله شامل عمق، دسترسی و کارایی نهادهای مالی است. همچنین در این مطالعه از رویکرد اثرات فضایی که در حوزه ریسک مالی و اقتصادی از اهمیت بالایی برخوردار است، استفاده شده است. نمونه مورد بررسی شامل ۳۱ کشور قاره آسیا طی سالهای ۲۰۰۰-۲۰۲۱ و برای برآورد مدلها از رویکرد پانل فضایی دوربین(رویکرد SDM) استفاده شده و جهت استحکام نتایج، ریسک مالی و اقتصادی در مدلهای جداگانه برآورد شده است. نتایج حاکی از آن است که ریسک مالی و ریسک اقتصادی تاثیر منفی بر روی شاخص ترکیبی توسعه مالی در کشورهای آسیایی داشته است. همچنین ریسک مالی و اقتصادی بصورت فضایی به توسعه مالی کشورهای همجوار نیز اثر منفی گذاشته است. کشورهایی که از درجه اقتصادی بالاتری برخوردار هستند، توسعه مالی بالاتری را تجربه می‌کنند. کشورهای شرق آسیا با اینکه از منابع انرژی و طبیعی کمتری برخوردار هستند، ولی با اینحال از توسعه مالی بالاتری نسبت به کشورهای غرب آسیا که دارای منابع زیاد نفت و گاز و معدنی هستند، برخوردار بوده‌اند. در نهایت کشورهایی که از شاخصهای حکمرانی بهتری برخوردار هستند، بازارها و نهادهای مالی توسعه یافته‌تری دارند. کنترل ریسک‌های اقتصادی و مالی، کاهش محدودیتهای تجاری، بهبود شاخصهای کیفیت نهادی، کاهش وابستگی به فروش منابع طبیعی و ایجاد همکاری‌های اقتصادی و مالی بین کشورهای آسیایی از جمله توصیه‌های مقاله حاضر است.

ارجاع به مقاله:
طالب ماطور، علاء.، محمدزاده، یوسف و حکمتی فرید، صمد. (۱۴۰۵). تاثیر فضایی ریسکهای اقتصادی و مالی بر روی توسعه مالی (شاخص ترکیبی). *اقتصاد مقداری (بررسی‌های مقداری سابق)*، ۲۳(۲)، ۶۹-۳۴.
10.22055/jqe.2024.46605.2621

© 2026 Shahid Chamran University of Ahvaz, Ahvaz, Iran. This article is an open access article distributed under the terms and conditions of the Creative Commons Attribution-NonCommercial 4.0 International (CC BY-NC 4.0 license) (http://creativecommons.org/licenses/by-nc/4.0/)

۱- مقدمه

بخش مالی اقتصاد، تامین‌کننده منابع سرمایه‌گذاری در اقتصاد بوده که در نهایت نقش تعیین‌کننده در رشد اقتصادی دارد ((King and Levine, 1993; Stiglitz, 1998)) و لذا محدودیت بخش مالی موجب محدودیت در تامین مالی سرمایه‌گذاری و در نتیجه کند شدن رشد اقتصادی می‌شود(McKinnon, 1973; Shaw, 1973; Pagano, 1993). توسعه مالی یک از مهمترین ابزارهای رشد و توسعه اقتصادی مخصوصا برای کشورهای درحال-توسعه محسوب می‌شود. مطالعات بسیاری در خصوص نقش و عملکرد توسعه مالی در رشد اقتصادی کشورها انجام شده است که عموما اثر کلیدی و موثر توسعه مالی بر روی رشد اقتصادی را نتیجه گرفته‌اند(Durusu-Ciftci et al, 2017; Calderón & Liu, 2003; Abu-Bader & Abu-Qarn, 2008; Christopoulos & Tsionas, 2004; Al-Awad & Harb, 2005; Al-Yousif, 2002; Hassan et al, 2001; Leylian et al, 2023). همچنین مطالعات مربوط به کشورهای آسیایی نیز نشان می‌دهد که توسعه مالی نقش موثری در رشد و توسعه اقتصادی کشورهای آسیایی دارد(Sinha & Macri, 2001; Habibullah & Eng, 2006; Estrada et al, 2010; Bayar, 2014; Sharma and Sharma, 2020; Chakraborty & Ghosh, 2011; Murari, 2017). لذا بررسی عوامل تعیین‌کننده توسعه مالی از اهمیت ویژه‌ای علی‌الخصوص برای کشورهای درحال-توسعه برخوردار است.

در بررسی‌های بین کشوری عواملی مانند تجارت آزاد، کیفیت نهادها، آزادی اقتصادی، ثبات اقتصادی، چارچوب قانونی، توسعه انسانی، ثبات سیاسی، تورم، رشد اقتصادی و غیره به عنوان مهمترین تعیین‌کننده‌های توسعه مالی مورد شناسایی قرار داده-اند(Cherif & Dreger, 2016; Ibrahim & Sare, 2018; Khalfaoui, 2015; Law & Habibullah, 2009; Anwar et al, 2017; Salahmanesh et al, 2021). اما به نظر می‌رسد که ریسک‌های بخش اقتصادی و مالی می‌تواند فرآیند تامین مالی و توسعه مالی را با موانعی روبروی سازد که این مساله در مطالعات قبلی کمتر مورد توجه بوده است. وقتی فضای اقتصاد کلان دچار آسیب شده و رشد اقتصادی کافی نباشد، هم از مسیر تقاضا برای منابع مالی و هم از منظر ایجاد منابع برای نظام مالی تامین سرمایه گذاری، اختلال بوجود خواهد آمد(Demirhan et al, 2011; Hsueh et al, 2013)). سرمایه‌گذاری خصوصی تا حدی زیادی به وضعیت ثبات اقتصادی بستگی دارد(Pindyck & Solimano, 1993). به

عنوان مثال نااطمینانی‌های انتظارات تورمی می‌تواند اثر بازدارنده بر روی سرمایه‌گذاری خصوصی داشته باشد(Zelekha, 2010; Bambe, 2022) از سوی دیگر، ناتوانی کشورها در پرداخت هزینه‌ها و بدهی خود، یک عامل محدود کننده تامین مالی محسوب می‌شود. در کشورهایی که دولت دریافت کننده اصلی وام بانکی است، بدهی عمومی احتمالاً به توسعه مالی آسیب می‌رساند. علاوه بر این، هر چه عمق مالی کمتر باشد، اثرات نامطلوب استقراض عمومی بر توسعه مالی و نتایج کلان اقتصادی بیشتر خواهد بود(Altaylıgil & Akkay, 2013; Ismihan & Ozkan, 2012). بدهی‌های خارجی با برهم زدن ثبات مالی یک مانع جدی برای توسعه اقتصادی ایجاد می‌کند(Holloway, 2013).

اهمیت ریسک‌های اقتصادی و مالی علی‌الخصوص در کشورهای درحال‌توسعه و در کشورهایی که بیشتر در معرض چنین ریسک‌هایی هستند، بیشتر خواهد بود. عدم قطعیت‌های اقتصاد کلان، مانع عملکرد مطلوب اقتصادی می‌شود(Shabani et al, 2025). کشورهای آسیایی تحت انواع ریسکهای کشوری قرار دارند. کشورهای آسیای شرقی با توجه به وابستگی شدید به تجارت بین‌المللی و منابع انرژی خارجی در معرض انواع ریسکهای اقتصادی مانند تغییرات قیمت نفت، تغییرات قیمت ارز، بدهی خارجی، نرخ بهره و عرضه پول هستند(Verma & Verma, 2014; Cevik et al, 2014). از سوی دیگر کشورهای غرب آسیا و خاورمیانه با انواع ریسک‌ها وابستگی به قیمت نفت، وابستگی به رشد کشورهای صنعتی، بی‌ثباتی سیاسی، ریسکهای سیاسی، حملات تروریستی و غیره هستند که فضای اقتصادی و بخش مالی و همچنین سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی را با نااطمینانی‌های زیادی مواجه می‌کند(Spulbar et al, 2022; Bayar & Gavriletea, 2018). البته می‌توان گفت وابستگی اقتصادی عمیقی بین اقتصادهای غرب و شرق آسیا وجود دارد. کشورهای غرب آسیا بیشتر تامین‌کننده انرژی و مواد اولیه صنایع کشورهای شرق آسیا هستند و لذا به نظر می‌رسد نااطمینانی‌ها و تغییرات فضای اقتصادی کشورهای آسیایی می‌تواند بر روی هم اثرگذار باشد. لذا می‌توان انتظار داشت که ریسک‌های اقتصادی و مالی بین این کشورها سرایت داشته باشد. توسعه مالی در یک کشور در صورت وجود زمینه‌ها و روابط گسترده اقتصادی با کشورهای دیگر، می‌تواند منجر به آثار مثبت مانند رشد اقتصادی در جوامع همسایه شود(Minh & Ngoc, 2023). تفاوت در سیاست‌های مالی و بودجه‌ای دولت‌ها نیز می‌تواند اثرات فضایی ریسک‌ها را تعدیل یا تشدید کند؛ به‌ویژه در کشورهایی که سیاست مالی چرخه‌ای دارند و مخارج عمومی با جذب نقدینگی از بازارهای مالی، توان واسطه‌گری

مالی را تضعیف می‌کنند(jafari & Fatholahi, 2026). دسترسی به منابع مالی می‌تواند به مناطق همجوار نیز تسری پیدا کند و برعکس ممکن است به دلیل تفاوت در مقررات و سیاستهای اقتصادی دو کشور، امکان جریان نقدینگی بین دو منطقه وجود نداشته باشد(Yu and Huang, 2023). از این‌رو، مطالعه حاضر با هدف بررسی تاثیر ریسکهای اقتصادی و مالی و سایر عوامل تعیین‌کننده، بر روی توسعه مالی در کشورهای آسیایی انجام شده است. در این مطالعه از شاخص چند بعدی توسعه مالی که هر سه بعد عمق، کارایی و دسترسی نهادها و بازارهای مالی را نشان می‌دهد، استفاده شده است. همچنین رویکرد فضایی برای بررسی سرایت و سرریز متغیرها بین کشورهای همجوار بکار گرفته شده است. نتایج این تحقیق منجر به گسترش ادبیات این حوزه و شواهد جدیدی از روابط این متغیرها را ارائه می‌دهد.

۲- ادبیات موضوع

۲-۱- مبانی نظری

توسعه مالی به مجموعه ای از عوامل، خط‌مشیها و نهادهایی اطلاق می‌شود که به ایجاد بازارهای مالی و واسطه های مالی اثربخش منجر شده و دسترسی عمیق و گسترده به سرمایه و خدمات مالی را فراهم می‌کند(Zoraki et al, 2015). منظور از توسعه مالی به معنای گسترده آن، انتقال وجوه از پس‌اندازکنندگان به سرمایه‌گذاران از طریق واسطه‌های مالی به صورت کارا است(Hye and Dolgopolova, 2011). در بخش مالی، وجوه، اعتبارها و سرمایه در چارچوب قوانین و مقررات، از طرف صاحبان پول و سرمایه به طرف متقاضیان، جریان می‌یابد. به عبارتی توسعه مالی از طریق ایجاد و گسترش ابزارها شامل سهام، اوراق قرضه و سپرده‌های دیداری و بازارهای مالی شامل بانک‌ها، بازار سرمایه و بازار بیمه به فرایند سرمایه‌گذاری و رشد اقتصادی کمک می‌کند. یک سیستم مالی توسعه‌یافته، نقشی مهمی در تجمیع پس‌انداز، کاهش ریسک از طریق متنوع‌سازی، تسهیل معاملات، تولید اطلاعات مرتبط در مورد چشم‌انداز سرمایه‌گذاری، و جذب سرمایه‌گذاری خارجی دارد. یک بازار مالی کارآمد، فضایی مناسب برای تخصیص کارآمد منابع مالی ایجاد و همزمان جنبه‌های مدیریت ریسک، شفافیت و حاکمیت شرکتی را بهبود می‌بخشند، در نتیجه منجر به افزایش کارایی تامین مالی سرمایه گذاری می‌شوند(Deidda & Fattouh, 2008). در مطالعات حوزه توسعه مالی از ابزارهای مختلفی برای سنجش میزان توسعه مالی کشورها بکار گرفته

می‌شود، یکی از ساده‌ترین این شاخصها، میزان اعتبارات اعطای بانکها به بخش خصوصی[1] و یا پول گسترده[2] است(Odhiambo & Musakwa, 2024; Salifu et al, 2024; Ganda, 2024; Aboagye & Kwakwa, 2023). اما اخیرا IMF[3] یک شاخص ترکیبی برای توسعه مالی کشورها محاسبه و منتشر می‌کند که شامل سه شاخص دسترسی، عمق و کارایی هم برای موسسات مالی و هم برای بازارهای مالی را است. این شاخص می‌تواند دید کاملتری نسبت به وضعیت توسعه مالی در کشورهای مختلف ارایه دهد(Svirydzenka, 2016).

با توجه به اهمیت و جایگاه توسعه مالی برای رشد و توسعه اقتصادی، مطالعات زیادی به بررسی تعیین‌کننده‌های توسعه مالی در نمونه‌های کشورهای مختلف پرداخته‌اند. یکی از این موارد، توسعه تجارت و درجه باز بودن اقتصاد است. گسترش تجارت مجراهای تامین مالی خارجی را فعال می‌کند و لذا دسترسی اقتصاد به منابع مالی خارجی را تسهیل می‌کند که منجر به تقویت توسعه مالی می‌شود(Do & Levchenko, 2007). از منظر اقتصاد سیاسی، گسترش تجارت، قدرت شرکتها و واسطه‌های مالی فعلی که با انگیزه‌های انحصارگری، موانعی را برای توسعه مالی ایجاد می‌کنند را تضعیف می‌کند و لذا توسعه مالی تقویت می‌شود(Braun & Raddatz, 2005). سوالرید و ولاچوس (۲۰۰۲) بر نقش تنوع ریسک تأکید دارند. در فرآیند باز بودن تجارت با قرار گرفتن بیشتر در معرض شوک‌های خارجی و رقابت خارجی، تقاضا برای خدمات مالی برای متنوع کردن چنین ریسک‌هایی را افزایش می‌یابد(Svaleryd & Vlachos, 2002). چنین استدلالی را نیوبری و استیگلیتز (۱۹۸٤) نیز مطرح کرده بودند که تجارت، با تأثیر بر کشش قیمت، به طور بالقوه می‌تواند عدم اطمینان و نوسانات درآمد را افزایش دهد(Newbery & Stiglitz, 1984). توسعه مالی می‌تواند با افزایش تقاضا برای بیمه جهت پوشش این نوسانات و نااطمینانی‌ها تقویت شود. البته محققانی مانند لویزا و راداتز(۲۰۰۷) و تورنل و همکاران(۲۰۰٤) استدلال می‌کنند که اگر باز بودن تجاری همراه با افزایش آسیب‌پذیری در برابر شوک‌های خارجی باشد، ممکن است نارسایی بازار سرمایه را بدتر کرده و در نتیجه مانع از توسعه مالی شود(Loayza & Raddatz, 2007; Tornell et al, 2004).

[1] Domestic credit to private sector
[2] Broad money supply
[3] International Monetary Fund

عامل مهم دیگر، میزان وجود منابع و ثروتهای طبیعی در کشورهاست. در خصوص نحوه اثرگذاری وفور منابع طبیعی بر روی توسعه مالی در بررسی‌های قبلی، استدلالهای نظری و نتایج تجربی متفاوتی حاصل شده است. برخی بررسی‌های به اثرات مثبت وفورر منابع بر توسعه مالی تاکید داشته‌اند. آنها استدلال می‌کنند که کشورهای دارای منابع طبیعی از نظر تعدیل کسری تجاری و همچنین افزایش فعالیت‌های اقتصادی، توسعه مالی را تقویت می‌کند. کمبود منابع طبیعی باعث ایجاد ریسک و عدم اطمینان مالی می‌شود. در حالی که دسترسی بیشتر به منابع طبیعی، کشورها را در استفاده بهینه از منابع طبیعی و ارتقای توسعه مالی بسیار کمک کرده است. منابع طبیعی توسعه مالی را با صادرات منابع طبیعی یا جمع‌آوری درآمد از منابع طبیعی بهبود می‌بخشد. کشورهای غنی از منابع طبیعی شانس بالایی برای توسعه بخش مالی خود دارند (Han et al, 2022; Shahbaz et al, 2018). اما در مقابل مطالعات دیگری به رابطه منفی بین وفور منابع طبیعی و توسعه مالی دست یافته‌اند(Elbadawi & Soto, 2012; Mehlum et al, 2006; Sachs & Warner, 2001; Sun et al, 2020). استدلال اصلی این مطالعات مربوط به تئوری نفرین منابع و بیماری هلندی می‌باشد. در کشورها با وفور منابع طبیعی به دلیل وجود نرخ بالایی از رانت‌خواری، فساد، وابستگی به صادرات تک‌محصولی و کیفیت پایین نهادی، سرمایه‌گذاری در بخش‌های تولیدی کمتر بوده و لذا این کشورها رشدهای اقتصادی پایین‌تری را تجربه می‌کنند. بر همین اساس برخی از مطالعات به بررسی کانالهای تبدیل نفرین منابع به نعمت منابع پرداخته‌اند. بیشتر مطالعات این حوزه نشان می‌دهد که بهبود کیفیت نهادها و حکمرانی خوب می‌تواند وفور منابع طبیعی را به سمت تامین مالی سالم و گسترده بخش مولد اقتصادی هدایت کرده و لذا توسعه مالی را تقویت کند. کشورهایی که از کیفیت مقررات بهتری برخوردار بوده، شفافیت مالی بالاتری دارند، میزان پاسخگویی دولت بالا بوده و ثبات سیاسی بالاتری را تجربه می‌کنند، منابع طبیعی نقش مفید و موثری را در تامین مالی سرمایه‌گذاری‌های مفید ایفا می‌کند (Khan et al, 2020(a); Chinn & Ito, 2006). البته برخی مطالعات مانند آصیف و همکاران(۲۰۲۰) نشان دادند که بین کوتاه‌مدت و بلندمدت تفاوت وجود دارد؛ وفور منابع طبیعی در کوتاه‌مدت می‌تواند باعث بهبود توسعه مالی گردد ولی در بلندمدت این اثرگذاری به دلیل فعال شدن کانالهای تئوری بلای منابع، منفی خواهد بود(Asif et al, 2020). کشورهای آسیایی طیف وسیعی از میزان برخورداری از منابع طبیعی را دارا هستند. برخی کشورها مانند کشورهای حوزه خلیج فارس به عنوان

قطب انرژی دنیا محسوب می‌شوند و اقتصاد وابسته به فروش منابع نفت و گاز دارند. در مقابل برخی کشورهای جنوب شرق آسیا مانند کره جنوبی، مالزی، اندونزی، سنگاپور و غیره از منابع طبیعی ناچیزی برخوردار هستند و وابسته به واردات منابع طبیعی مانند نفت و گاز هستند. چنین تفاوتی از میزان منابع طبیعی در این کشورها، وابستگی اقتصادی عمیقی را بین این کشورها ایجاد می‌کند و لذا تحولات اقتصادی کشورها می‌تواند سایر کشورها را تحت تاثیر قرار دهد.

عامل دیگر تعیین‌کننده توسعه مالی، کیفیت نهادها است. مطالعات زیادی در خصوص نقش و اهمیت کیفیت نهادها و حکمرانی خوب در توسعه مالی انجام شده است. در یک چارچوب نهادی می‌تواند موجب انسجام اجتماعی شده و مشارکت در تامین مالی را بهبود ببخشد (Khan et al, 2020(b)). ثبات سیاسی، کنترل فساد و کیفیت نظارتی اثر تعیین‌کننده بر روی توسعه مالی دارد. کیفیت نهادها نه تنها بطور مستقیم بر روی توسعه مالی موثر است بلکه روابط سایر متغیرها اقتصادی با توسعه مالی را نیز تحت تاثیر قرار می‌دهد. مثلا وجود منابع طبیعی در یک کشور زمانی می‌تواند موجب توسعه مالی شود که فساد و فرصتهای رانت‌جویانه محدود شوند(Khan et al, 2019(a)). لوین(۱۹۹۷) اذعان دارد که مؤسسات نقش مهمی در عملکرد بازارهای مالی دارند. برای مثال، دولت‌های بی‌ثبات نمی‌توانند به‌طور قابل اعتمادی متعهد به سیاست‌هایی شوند که می‌توانند فعالیت‌های کارآفرینی، پس‌انداز و عملکرد بازارهای مالی را تشویق و تقویت کنند(Levin, 1997). بی‌ثباتی سیاسی احتمالاً منجر به سیاست‌های اقتصاد کلان نامطمئن می‌شود و از این رو، توسعه زیرساخت‌های مالی را مختل می‌کند (Roe & Siegel, 2007). کاپاسو(۲۰۰۴) تاکید کرد که موسسات خوب بازارهای مالی را قادر می‌سازند تا منابع را به سمت فعالیت‌های تولیدی هدایت کنند و اتلاف و سوء استفاده از آنها را به حداقل برسانند(Capasso, 2004).

همچنین شرایط اقتصاد کلان به عنوان یک ویژگی تعیین‌کننده توسعه مالی کشورها است که رشد اقتصادی به عنوان یک پراکسی از شرایط اقتصادی کلان، در مدلسازی‌های توسعه اقتصادی مورد استفاده قرار گرفته شده است. رشد اقتصادی که در واقع رشد درآمد یک کشور است از طریق انباشت سرمایه و منابع مالی می‌تواند به توسعه و تامین مالی در اقتصادی اثرگذار باشد. البته خود رشد اقتصادی نتیجه بهبود بسیاری از عوامل اقتصادی و حتی اجتماعی است و لذا این شاخص می‌تواند نماینده‌ای از بهبود فضای اقتصادی حاکم بر جامعه باشد(Khan et al, 2020(a)). افزایش تقاضا برای خدمات مالی ممکن است با رشد

اقتصاد واقعی باعث گسترش بخش مالی شود؛ بدین معنی که بخش مالی به طور منفعلانه به رشد اقتصادی پاسخ می‌دهد (Calderón & Liu, 2003; Kaushal & Pathak, 2015; Jung, 1986).

از منظر رشد اقتصادی، در بیست سال گذشته کشورهای قاره آسیا، بهتر از سایر نقاط جهان عمل کرده است و همچنین تحولات عمده‌ای را در بانک‌های سنتی خود تجربه کرده است. اما تفاوتهای زیادی بین کشورهای آسیایی از لحاظ تجربه رشد اقتصادی وجود دارد. همچنین منطقه آسیا شامل اقتصادهایی است که از نظر توسعه مالی متنوع هستند. حتی در میان اقتصادهای توسعه‌یافته، امتیازات در مقیاس‌های مختلف توسعه مالی کاملاً متفاوت است. به عنوان مثال، طبق گزارش توسعه مالی مجمع جهانی اقتصاد، تا سال ۲۰۱۲، هنگ کنگ، چین در محیط تجاری و اندازه و کارایی سیستم بانکی امتیاز خوبی کسب کرد، اما در مجموع عملکرد نسبتاً کمتری داشت. سنگاپور، به نوبه خود، در ثبات مالی امتیاز خوبی کسب کرد و علاوه بر این، به بازارهای ارز خارجی، مشتقات و سهام بسیار توسعه یافته دست یافته است. ولی این کشور فاقد بازار اوراق قرضه توسعه‌یافته بود. علاوه بر این، افشای اطلاعات مالی نسبتاً ضعیف بود. ژاپن برای خدمات مالی بانکی و غیربانکی و بازارهای مالی از امتیازات بالایی برخوردار بود. در مقابل، محیط تجاری و دسترسی مالی آن به عنوان یک کشور توسعه یافته نسبتا ضعیف بود. جمهوری کره در دسترسی مالی عملکرد خوبی داشت اما در محیط نهادی و ثبات مالی ضعیف عمل کرد. (Le et al, 2016). کشورهای غرب آسیا علی‌الخصوص کشورهای خاورمیانه از ثروتهای طبیعی زیادی برخوردار هستند ولی برخی از این کشورها نتوانسته‌اند این درآمدها را در جهت توسعه مالی خود استفاده کنند.

اما آنچه در مطالعات قبلی کمتر مورد توجه قرار گرفته است، اثر ریسک‌های اقتصادی و مالی بر روی توسعه مالی در اقتصادهای مختلف است. درحالیکه به نظر می‌رسد ریسک‌های بخش مالی و اقتصادی بطور مستقیم و غیرمستقیم می‌تواند تاثیر قوی بر روی توسعه مالی قرار دهد. بهرحال یکی از مهمترین بحثهای بخش مالی، ریسک و نااطمینانی است. در بازارهای مالی عموما ریسک را به دو نوع ریسک سیستماتیک و ریسک غیرسیستماتیک تقسیم می کنند. ریسک غیرسیستماتیک که ریسک قابل کنترل نیز گفته می شود در درون یک نهاد قابل مدیریت است ولی ریسک سیستماتیک به عوامل خارجی مربوط می شود. ریسک سیستماتیک شامل ریسکهای سیاسی، ریسکهای شرایط کلان اقتصادی مانند تورم، نوسانات نرخ ارز، ریسک تجاری، ریسک نقدینگی، ریسکهای مالی و

غیره می شود(Sukrianingrum & Manda, 2020). همچنین ریسک را در سه سطح بین الملل، سطح کشور، سطح شرکت و سطح پروژه های سرمایه گذاری طبقه بندی کرد. در سطح ملی میتوان ریسک سطح کشور را به ریسک مالی، ریسک اقتصادی و ریسک سیاسی تقسیم کرد(Erb et al, 1996). بر اساس تعریف موسسه PRS ریسک اقتصادی ابزاری برای ارزیابی نقاط قوت و ضعف اقتصادی یک کشور است. مؤلفه های ریسک اقتصادی شامل مشکلات مربوط به تولید ناخالص داخلی سرانه، رشد اقتصادی حقیقی، نرخ تورم، کسری بودجه به صورت درصدی از تولید ناخالص داخلی سرانه و کسری تراز تجاری به صورت درصدی از تولید ناخالص داخلی سرانه است. از سوی دیگر، ریسک مالی به وضعیتی گفته می شود که بحران های مالی سیستماتیک، ثبات اقتصاد کلان را تهدید نماید. بر اساس تعریف PRS، ریسک مالی ابزاری برای ارزیابی توانایی کشور در پرداخت هزینه های خود است. در واقع، ریسک مالی یک سیستم اندازه گیری برای توان یک کشور در تأمین مالی رسمی، تعهدات تجاری و بدهی تجاری آن است. مؤلفه های شاخص ریسک مالی عبارت اند از: بدهی خارجی به صورت درصدی از GDP، بدهی خارجی در بخش خدمات به عنوان درصدی از صادرات کالاها و خدمات، تراز تجاری به عنوان درصدی از صادرات کالاها و خدمات، خالص نقدینگی بین المللی به عنوان پوشش واردات در یک ماه و ثبات نرخ ارز.

بطور کلی فضای با ثبات و آرام مالی و اقتصادی، هم باعث تحریک پس انداز و هم سرمایه گذاری خصوصی خواهد شد. لذا وجود کسری های بودجه و بدهی های خارجی محدودیتهای جدی برای تامین مالی سرمایه گذاری ایجاد می کند و لذا عملکرد و کارایی نظام مالی را تضعیف می کند(Hwang et al, 2010). زمانی که ریسکهای اقتصاد کلان بیشتر باشد، سرمایه گذاری خصوصی و نظام تامین مالی آن تضعیف خواهد شد(Lee, 2004) بر اساس نظریه شتاب سرمایه گذاری، تقاضا برای محصول به تغییرات در کالای سرمایه‌ای و بنابراین سرمایه‌گذاری منجر می‌شود. لذا زمانی که ریسکهای اقتصادی پایین بوده و رشد اقتصادی همراه با تورم پایین و ثبات نرخ ارز برقرار باشد، تقاضا برای سرمایه گذاری افزایش یافته و در نتیجه تقاضا برای منابع مالی افزایش می یابد(Knox, 1952). از سوی دیگر موفقیتهای اقتصادی بصورت رشد اقتصادی، بهبود تراز تجاری و مازاد بودجه دولتی، موجب تشکیل منابع مالی بیشتر در اقتصاد و لذا توسعه بخش مالی اقتصاد می شود. یافته های کالدرون و لیو(۲۰۰۳) و دمیرحان و همکاران(۲۰۱۱) نشان می دهد که یک رابطه علی از رشد اقتصادی به طرف توسعه مالی وجود دارد(Calderón & Liu, 2003;

(Demirhan et al, 2011). از این رو می توان انتظار داشت که ریسکهای اقتصادی بر روی توسعه مالی اثرگذار باشد. توسعه بخش مالی همچنین با ریسک مالی می‌تواند مرتبط باشد. بدهی های خارجی یک کشور، تراز تجاری منفی، کمبود نقدینگی بین المللی و بی ثباتی نرخ ارز تا حدی زیادی منابع مالی مورد نیاز در یک اقتصاد را با محدودیت روبرو می سازد. فرای(۱۹۹۳) نشان داد که کسری حساب جاری و انباشت بدهی های دولت، از طریق تأثیرات مالی و ثروت موجب فرار سرمایه از اقتصاد می شود(Fry, 1993). مطالعه بوردو و همکاران(۲۰۱۰) نشان داد که نسبت‌های بیشتر بدهی ارز خارجی به کل بدهی با افزایش خطرات ناشی از بحران‌های ارزی و بدهی همراه است(Bordo et al, 2010). بنابراین بحران‌های مالی، ناشی از قرار گرفتن در معرض ارز خارجی، منجر به زیان دائمی قابل توجهی در تولید شده است. بدهی ارز خارجی احتمال بروز بحران ارزی و بدهی را افزایش می دهد. زمانی که استقراض به ارز خارجی سریع و زیاد باشد، سیستم‌های بانکی مستعد بحران می‌شود. از این رو ریسکهای مالی نظام تامین مالی و دسترسی به منابع مالی داخلی را با مشکل مواجه می‌سازد.

در نهایت نکته مهمی که در عوامل تعیین‌کننده توسعه مالی در کشورهای آسیایی باید مورد توجه قرار داد، سرریز توسعه مالی و عوامل تعیین‌کننده آن بین کشورهای مجاور است. در کشورهای آسیایی هم بلحاظ قرارگیری در یک جغرافیا و وجود کریدورهای حمل-ونقل جاده‌ای و دریایی نزدیک بهم و هم بلحاظ وابستگی اقتصادی از تامین مواد اولیه و انرژی تا تامین تکنولوژی و بازارهای مصرفی، به نظر می‌رسد که تحولات و شرایط اقتصادی و بازارهای مالی به سایر کشورهای مجاور سرایت داشته باشد. بررسی‌ها نشان می‌دهد که میزانی از سرایت مالی بین بازارهای مالی کشورهای آسیایی وجود دارد و بدلیل وجود چنین سرایتی، بحرانهای مالی جهانی تا حدی بین کشورهای آسیایی سرریز می‌شود. البته میزان این سرریز در اقتصادهای بزرگ و کوچک متفاوت است (Tanaka & Fukuda, 2019; Gulzar et al, 2019). البته وجود ارتباطات مالی و اقتصادی بین کشورهای آسیایی، از یک‌سو ممکن است باعث همگرایی اقتصاد کشورها شود و کشورهای کمترتوسعه‌یافته‌تر به کشورهای پیش‌رو نزدیک شوند ولی از سوی دیگر ممکن است تنشهای مالی مانند استرس مالی بین کشورها سرایت پیدا کرده و اقتصادهای دیگر را نیز تحت تاثیر قرار دهد(Gil-Alana et al, 2021). بنابراین به نظر می‌رسد که در بررسی تاثیر ریسک‌های مالی و اقتصادی بر روی توسعه مالی کشورهای آسیایی باید اثرات سرریز و فضایی نیز مدنظر قرار

گیرد. البته تفاوت‌های زیادی در بین کشورهای آسیایی در مسیر حرکت به سمت توسعه در دهه‌های گذشته وجود داشته است. برخی از کشورها مانند کشورهای جنوب شرق آسیا به سرعت سرسام‌آوری رشد اقتصادی بالاتری داشته‌اند. اقتصاد چین، ژاپن و کره بزرگ شده و سهم قابل توجهی از اقتصاد جهانی را به خود اختصاص داده‌اند. در مقابل برخی از کشورها مخصوصا در آسیای میانه و غرب از توسعه جهانی به شدت عقب افتاده‌اند. از نظر سیاست‌گذاری نیز، طیف گسترده‌ای از سیاست‌های دولتی در کشورهای آسیایی تجربه می‌شود. برخی از دولت‌های آسیایی به سمت اقتصاد جهانی و آزاد حرکت کردند مانند کشورهای سنگاپور، کره جنوبی، اندونزی؛ اما در مقابل برخی کشورها مانند ایران از تجارت جهانی و سرمایه‌گذاری‌های بین‌المللی بطور قالب توجهی فاصله گرفته‌اند. به همین دلیل و همچنین برای ارائه توصیه‌های سیاستی برای ایران، این مقاله متمرکز بر کشورهای قاره آسیا بوده است.

۲-۲- مطالعات تجربی

مطالعات زیادی در خصوص تعیین‌کننده‌های توسعه مالی و تاثیر عوامل مختلف بر روی آن انجام شده است. اما تاثیر ریسک‌های اقتصادی و مالی بر روی توسعه مالی که با توجه به ادبیات نظری تحقیق، به نظر می‌رسد از اهمیت زیادی برخوردار بوده و تعیین‌کننده باشدِ، مورد توجه مطالعات قبلی نبوده است. البته بصورت جزئي ارتباط متغیرهای اقتصادی و بخش مالی با توسعه مالی در ادبیات تجربی قبلی مورد توجه قرار گرفته است.

لاو و حبیب‌اله(۲۰۰۹) با استفاده از داده‌های ۲۷ اقتصاد (G-7، اروپا، آسیای شرقی و آمریکای لاتین) طی سال‌های ۱۹۸۰-۲۰۰۱، شواهد جدیدی را از تعیین‌کننده‌های توسعه مالی ارائه می‌کند. نتایج تحلیل داده‌های پانل پویا نشان می‌دهد که درآمد سرانه واقعی و کیفیت نهادی از نظر آماری تعیین‌کننده‌های معنادار توسعه بخش بانکی و توسعه بازار سرمایه هستند. با این حال، باز بودن تجارت در ترویج توسعه بازار سرمایه برجسته‌تر است. از نظر آزادسازی مالی، نتایج تجربی نشان می‌دهد که اصلاحات بخش مالی داخلی تمایل به ارتقای توسعه بخش بانکی دارد، در حالی که آزادسازی بازار سهام در ارائه توسعه بازار سهام قوی است. با این وجود، برنامه‌های آزادسازی مالی در اقتصادهای توسعه‌یافته نتایج بهتری را به همراه دارد(Law & Habibullah, 2009). مطالعه آکینولو و اگبتوند(۲۰۱۰) برای کشورهای آفریقای علیت دو طرفه بین توسعه مالی و رشد اقتصادی را تائید می‌کند(Akinlo & Egbetunde, 2010). در خصوص سایر شاخصهای اقتصادی مانند

تورم، کیم و لین(۲۰۱۰) با رویکرد پانلی برای ۸۷ کشور نشان دادند که درآمد کم و تورم بالا در بلندمدت تاثیر منفی بر روی توسعه مالی می‌گذارد. آنها بحث می‌کنند که با اینکه ممکن است در کوتاه‌مدت تورم به توسعه مالی تاثیر مثبت داشته باشد ولی در بلندمدت این ارتباط منفی است(m and Lin, 2010). البته مطالعات درون کشوری متعددی مانند بیتنکورت(۲۰۱۱) برای برزیل، اوزتورک و کاراگوز(۲۰۱۲) برای ترکیه، آبی(۲۰۱۲) برای کشور غنا نشان می‌دهد که تورم عموما تاثیر منفی بر روی توسعه مالی کشورها دارد(Bittencourt, 2011; Ozturk & Karagoz, 2012; Abbey, 2012).

مطالعه مروری وقویی و همکاران(۲۰۱۱) که به بررسی نتایج مطالعات قبلی در خصوص تعیین‌کننده‌های اصلی توسعه مالی، می‌پردازد کیفیت نهادها و باز بودن تجاری را مهمترین عوامل موثر بر توسعه مالی شناسایی می‌کنند(Voghouei et al, 2011). لی و همکاران(۲۰۱۶) به بررسی عوامل تعیین‌کننده توسعه مالی در ۲۶ کشور آسیایی و اقیانوسیه از سال ۱۹۹۵ تا ۲۰۱۱ پرداخته‌اند. آنها از روش گشتاورهای تعمیم‌یافته پویا برای این منظور استفاده کرده‌اند. نتایج این مطالعه نشان می‌دهد که حکمرانی بهتر و کیفیت نهادی توسعه مالی را در اقتصادهای درحال‌توسعه تقویت می‌کند، و همچنین رشد اقتصادی و باز بودن تجارت، تعیین‌کننده‌های کلیدی عمق مالی در اقتصادهای توسعه‌یافته هستند(Le et al, 2016). مطالعه چریف و درگر(۲۰۱۶) در خصوص عوامل تعیین‌کننده توسعه مالی برای کشورهای خاورمیانه و شمال آفریقا(MENA)، که از توسعه بخش بانکی و بازار سهام به عنوان توسعه مالی استفاده شده است، نشان می‌دهد که کیفیت نهادها(کنترل فساد و حاکمیت قانون)، درآمد سرانه، تورم و درجه باز بودن اقتصاد از مهمترین عوامل تعیین‌کننده توسعه مالی در این کشورها بوده است(Cherif & Dreger, 2016).

انور و همکاران(۲۰۱۷) نیز به بررسی عوامل تعیین‌کننده فرآیند توسعه مالی در کشورهای منتخب اتحادیه همکاری‌های جنوب آسیا (SAARC) یعنی پاکستان، هند، سریلانکا، نپال و بنگلادش پرداخته‌اند. توسعه مالی با شاخص عمق مالی اندازه‌گیری شده که با استفاده از تجزیه‌وتحلیل مؤلفه اصلی (PCA) حاصل شده است. برای برآورد تجربی، از مدل اثرات ثابت بر روی داده‌های تابلویی دوره ۱۹۹۴ تا ۲۰۱۲ استفاده شده است. یافته‌های تجربی نشان می‌دهد که تورم تأثیر منفی بر توسعه مالی دارد در حالی که رشد اقتصادی، باز بودن تجارت، باز بودن مالی، نرخ ثبت‌نام ناخالص متوسطه اثر مثبت بر روی توسعه مالی داشته‌اند. همچنین سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی، دموکراسی و حاکمیت قانون

به طور مشترک تأثیر مثبتی بر پیشرفت مالی کشورهای SAARC دارند(Anwar et al, 2017). زین‌الدین و نورالدین(۲۰۱۷) به بررسی مهمترین عوامل تعیین‌کننده توسعه مالی در کشورهای ASEAN شامل مالزی، سنگاپور، تایلند و فیلیپین با دو تکنیک پانلی POLS و SUR پرداخته‌اند. نتایج این تحقیق نشان داد که متغیرهای درآمد واقعی و باز بودن تجارت، مهم‌ترین عوامل تعیین‌کننده توسعه مالی برای همه کشورهای منتخب ASEAN بوده است. نتایج برآورد سیستم SUR نشان داد که درآمد واقعی تنها برای سنگاپور و تایلند مهم‌ترین عامل تعیین‌کننده توسعه مالی است، در حالی که باز بودن تجارت مهم‌ترین عامل تعیین‌کننده توسعه مالی برای مالزی و فیلیپین بوده است. بنابراین، سیاست‌گذاران، دولت و سازمان‌های مربوطه ممکن است سیاست‌های لازم مانند تشویق آزادسازی تجارت بیشتر بین کشورها را ترویج کنند، زیرا این امر می‌تواند توسعه مالی و رشد اقتصادی را افزایش دهد(Zainudin & Nordin, 2017).

ایگیاموس و همکاران(۲۰۱۹) نیز با رویکرد پانل پویا برای ۱۲۵ کشور دنیا نشان داد که تولید ناخالص داخلی تأثیر مثبتی بر توسعه مالی در کشورهای با درآمد بالا و متوسط دارد و این رابطه در بیش از ۶۰ درصد کشورها غیرخطی است. نویسندگان همچنین نشان می‌دهند که تورم تأثیر منفی بر توسعه مالی در کشورهای با تورم بالا و متوسط دارد. علاوه بر این، تورم بالا اثر تولید ناخالص داخلی بر توسعه مالی را در بیش از ۷۰ درصد کشورها تعدیل می‌کند(Ehigiamusoe et al, 2019). همچنین در مطالعه دیگری، ایگیاموس و همکاران(۲۰۲۰) به بررسی اثرات ثبات اقتصاد کلان بر توسعه مالی در منطقه غرب آفریقا می‌پردازد. ثبات اقتصاد کلان بر اساس پنج متغیر نرخ تورم، نرخ ارز واقعی، بدهی دولت، کسری مالی و نرخ بهره واقعی اندازه‌گیری می‌شود. این مطالعه از مدل‌های پویا بر روی داده‌های تابلویی استفاده می‌کند. نتایج نشان می‌دهد ثبات اقتصاد کلان اثرات قابل توجهی بر توسعه مالی در منطقه دارد. به طور خاص، نرخ تورم، نرخ واقعی ارز و کسری مالی اثرات منفی دارند، در حالی که اثرات بدهی دولت و نرخ بهره واقعی مثبت است. مفهوم این مطالعه این است که متغیرهای ثبات کلان اقتصادی از عوامل تعیین‌کننده توسعه مالی هستند. از این رو، اقتصادهای در حال توسعه باید برای دستیابی به ثبات اقتصاد کلان به منظور پیشبرد توسعه مالی با هدف دستیابی به توسعه اقتصادی پایدار تلاش کنند(Ehigiamusoe et al, 2020). میرحسینی(۲۰۲۳) طی مطالعه‌ای برای ۴۰ کشور درحال توسعه نشان دادند که کسری بودجه دولتی که یکی از نشانگرهای ریسک مالی است،

تاثیر منفی بر روی توسعه اقتصادی و مالی دارد. کسری بودجه دولتی نظام مالی را در جهت تامین مالی رشد اقتصادی تضعیف می‌کند. در برخی مطالعات تناقضهایی در اثرات ریسکهای مالی بر روی توسعه مالی مشاهده می‌شوند(Mirhosseini et al, 2023). با اینکه هالووی(۲۰۱۲) نشان داد که بدهی‌های خارجی اثر محدودکننده بر توسعه مالی کشورهای آسیایی دارد(Holloway, 2012) ولی مطالعه اخیر نگوین(۲۰۲۳) با بررسی ۱۵ کشور آسیایی طی دوره ۱۹۹۲-۲۰۲۱ نشان دادند که بدهی خارجی تأثیر مثبتی بر توسعه مالی در کشورهای آسیای شرقی و اقیانوس آرام دارد، جایی که رشد اقتصادی نقش حیاتی در ارتقای توسعه مالی دارد. همچنین، آنها نشان دادند که تأثیر غیرخطی بدهی خارجی بر توسعه مالی این کشورهای آسیای شرقی و اقیانوس آرام مشاهده می‌شود(Nguyen, 2023). در نهایت در خصوص سرایت مالی بین کشورهای آسیایی مطالعاتی مانند تاناکا و فوکودا(۲۰۱۹)، گلزار و همکاران(۲۰۱۹) و گیل آلانه و همکاران(۲۰۲۱) سرایت بین بازارهای مالی، بحران‌های مالی و همچنین بخش تولید را در بین کشورهای آسیایی مورد تایید قرار داده‌اند. لذا به نظر می‌رسد که در مطالعات حوزه توسعه مالی باید بحث سرریزها و سرایت مالی نیز در نظر گرفته شود(Tanaka & Fukuda, 2019; Gulzar et al, 2019; Gil-Alana et al, 2021).

تفاوت در مطالعات به دوره زمانی، شاخصهای مورد استفاده و نمونه مورد بررسی بستگی دارد. اغلب مطالعات قبلی تنها به بررسی اثرات یکی از شاخصهای ریسک اقتصادی و ریسک مالی بر روی یک شاخص توسعه مالی توجه کرده‌اند که در بررسی این ارتباطات نیز اثرات فضایی را در نظر نگرفته‌اند. مطالعه حاضر به بررسی تاثیر مستقیم و غیرمستقیم(فضایی) رتبه کشورها در شاخصهای چندبعدی ریسک اقتصادی و ریسک مالی بر روی شاخص چندبعدی توسعه مالی IMF (شامل عمق، دسترسی و کارایی بخش مالی) پرداخته است که در مطالعات قبلی مشاهده نشده است.

۳- روش‌شناسی و مدل

در بررسی برخی روابط اقتصادی و کلان کشور، ممکن است متغیرها دارای اثرات بعد مکانی باشند. بدین صورت که آثار آن متغیر خارج از مرزهای یک منطقه نیز سرایت کند. در این موارد می توان از روشهایی که می تواند بعد مکانی را وارد استنباط و برآوردهای آماری کند، استفاده کرد. با توجه به رویکرد رگرسیون پانلی مطالعه حاضر، می توان از رویکردهای رگرسیون پانل فضایی برای مدلسازی و برآورد مدلها بهره برد. وقتی اثرات فضایی بین متغیرها

وجود داشته باشد، میتوان آنها را تحت عناوین وابستگی فضایی یا خودهمبستگی فضایی و ناهمسانی فضایی یا ساختار فضایی توضیح داد. فرم عمومی معادله رگرسیون برای داده های تابلویی فضایی بصورت معادله (۱) خواهد بود.

$$Y_{it} = \tau Y_{t-1} + \rho WY_{it} + \beta X_{it} + \theta WX_{it} + \alpha l_N + \gamma + u_{it} \quad (۱)$$
$$u_{it} = \lambda Eu_{it} + \varepsilon_{it} \quad \rightarrow \quad \varepsilon_{it} \sim N(0, \sigma^2 I_{n)}$$

که در آن i و t به ترتیب نشان‌دهنده مقطع و زمان، Y یک بردار $n \times 1$ از متغیر وابسته و X بیانگر بردار $n \times k$ از متغیرهای مستقل، W ماتریس وزنی فضایی متغیر وابسته $n \times n$ و E قالب ماتریس جملات خطا است (Elhorst, 2010). در رابطه (۱) مدلهای متفاوت فضایی قابل بیان است. مدل خود رگرسیون فضایی (SAR[1]) یک اثر فضایی خودرگرسیونی در مدل ایجاد خواهد شد($\lambda = \theta = 0$). در مدل دوربین فضایی (SDM[2]) اثرفضایی متغیر وابسته و اثر فضایی متغیرهای توضیحی در نظر گرفته خواهد شد($\lambda = 0$). در مدل خطای فضایی (SEM[3]) فقط اثر فضایی جمله اخلال در نظر گرفته می‌شود ($\rho = \theta = \tau = 0$). در نهایت در مدل خودهمبستگی فضایی (SAC[4]) نیز اثرات فضایی متغیرهای توضیحی و وقفه متغیر وابسته در نظر گرفته نمی شود($\theta = \tau = 0$). ضریب خودرگرسیون فضایی ρ بیانگر حد وابستگی متغیر وابسته در یک منطقه به تغییرات آن در منطقه مجاور است. همچنین در صورت پیوستگی فضایی اجزای اخلال، یک شوک خارجی در یک ناحیه به تغییرات متوسط در متغیر وابسته پیرامون مجاور اثرگذار خواهد بود که ضریب خطای فضایی λ مقدار آن را نشان می‌دهد. همچنین در الگوی دوربین فضایی θ بیانگر اثرات فضایی متغیرهای مستقل بر روی متغیر وابسته می باشد (Elhorst, 2014). با توجه به ماهیت برخی متغیرها برای داشتن یک رگرسیون با توضیح دهندگی بالا، وقفه متغیر می تواند تا حد زیادی رفتار آن را توضیح دهد. در این موارد استفاده از رویکردهای رگرسیون پویا می تواند بسیار سودمند باشد. شدت انرژی با توجه به زیرساختهای تولید و مصرف چنین خصوصیتی را دارد. لذا استفاده از رگرسیون پویا برای برآورد رفتار متغیر توسعه مالی مفید خواهد بود. از این رو در این مطالعه از رویکرد رگرسیون پانل فضایی پویا برای برآورد مدل مورد نظر استفاده خواهد شد. قبل از برآورد الگوهای پانل فضایی نیاز است تا آزمون‌های وابستگی فضایی و خودهمبستگی برای اطمینان از وجود اثرات فضایی انجام شود. برای انجام این

[1] Spatial Autoregressive Model
[2] Spatial Durbin Model
[3] Spatial Error Model
[4] Spatial Autocorrelation Model

هدف از آزمون موران[1] استفاده می‌شود. آزمون موران فرض وجود خودهمبستگی فضایی میان جملات اختلال را مورد آزمون قرار می‌دهد.

$$I = \sum_{i=1}^{N}\sum_{j=1}^{N} W_{ij}\,(y-\bar{y}_i).e_j / \sum_{j=1}^{N}(y-\bar{y})_i^2 \qquad (۲)$$

فرضیه صفر این آزمون عبارتست از $H_0: (\lambda = 0)$ به‌طوری‌که λ ضریب خودهمبستگی فضایی و I آماره آزمون موران است. آماره I از پراکنش نرمال استاندارد تبعیت می‌کند. در حالتی‌که فرضیه صفر نقض شود، میان جملات اختلال خودهمبستگی فضایی وجود دارد.

همچنین برای برآورد پانلهای فضایی نیاز به ضرایب مکانی برای نشان دادن همسایگی بین مناطق است که تحت عنوان ماتریس مجاورت مطرح می شود. ماتریس مجاورت عناصر ۰ و ۱ را در بر می‌گیرد که در آن مولفه‌های روی قطر اصلی برابر صفر و مولفه‌های خارج از قطر اصلی در موقعی که دو منطقه(کشور) همجوار یکدیگر باشد، مقدار یک و در غیر این صورت مقدار صفر خواهد بود. رابطه (۳) چنین ماتریسی را نشان می دهد که W_{ij} چگونگی وابستگی فضایی کشور i با کشور j را از نظر مجاورتی را نشان می‌دهد.

$$W = \begin{bmatrix} 0 & w_{12} & w_{13} & \dots & w_{1n} \\ w_{21} & 0 & w_{23} & \dots & w_{2n} \\ w_{31} & w_{32} & 0 & \dots & w_{3n} \\ \vdots & \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ w_{n1} & w_{n2} & w_{n3} & \cdots & 0 \end{bmatrix} \qquad (۳)$$

تاکنون مطالعه ای به بررسی تاثیر ریسک مالی و ریسک سیاسی بر روی شاخص چند بعدی توسعه مالی انجام نشده است و اغلب مطالعات به بررسی رابطه ریسک مالی با ریسک سیاسی پرداخته‌اند. لذا برای مدلسازی تحقیق از مطالعاتی که به شناسایی تعیین کننده‌های اصلی توسعه مالی متمرکز بوده‌اند، مانند مطالعات لی و همکاران(۲۰۱۶)، انور و همکاران(۲۰۱۷)، لاو و حبیب‌اله(۲۰۰۹)؛ زین‌الدین و نورالدین(۲۰۱۷) و چریف و درگر(۲۰۱۶) استفاده می‌شود(Le et al, 2016; Anwar et al, 2017, Law & Habibullah, 2009; Zainudin & Nordin; 2017; Cherif & Dreger, 2016). عموما در این مطالعات درجه باز بودن اقتصادی، کیفیت حکمرانی، فضای حاکم بر اقتصاد، وفور منابع و جغرافیا به عنوان مهمترین عوامل تعیین‌کننده توسعه مالی شناسایی شده‌اند. لذا مدل مطالعه حاضر با رویکرد فضایی بصورت معادله (۴) در نظر گرفته شده است.

[5] Moran

$$FD_{it} = \rho \sum_{j=1}^{n} W_{ij}\, WnIntens_{jt} + \beta_1 Finriskrank/Ecriskrank_{it} + \beta_2 Lgdpperc_{it} + \beta_3 Open_{it} + \beta_4 Concorrup_{it} + \beta_5 Natresource_{it} + \beta_5 E_W_{it} + \gamma_1 W_{ij} Firiskrank/Ecriskrank_{it} + \gamma_2 W_{ij} Lgdpperc_{it} + \gamma_3 W_{ij} Open_{it} + \gamma_4 W_{ij} Concorrup_{it} + \gamma_5 W_{ij} Natsource_{it} + \beta_5 \gamma_{ij} E_W_{it} + \varepsilon_{it} \quad (۴)$$

در این معادله، FD شاخص ترکیبی توسعه مالی شامل عمق، دسترسی و کارایی نهادهای مالی می‌شود که وضعیت توسعه بانکی، بازار سرمایه و مالیه عمومی را در بر می‌گیرد. این داده‌ها از محاسبات IMF اخذ شده است. Finriskrank رتبه ریسک مالی و Ecrieskrank رتبه ریسک سیاسی است که در مدلهای جداگانه وارد خواهد شد و علاوه بر بررسی جداگانه این دو شاخص، استحکام نتایج نیز حاصل خواهد شد. در این شاخص رتبه های اول یعنی ریسکهای بالاتر و رتبه های پایین تر به معنی ریسکهای کمتر است. هر دو شاخص چندبعدی ریسک مالی و ریسک سیاسی از گزارشات گروه PRS اخذ شده است. Lgdpperc لگاریتم درآمد سرانه به قیمت ثابت بوده یک پراکسی از وضعیت کلان اقتصادی است. Open درجه باز بودن اقتصادی است که بصورت سهم صادرات و واردات از تولید ناخالص داخلی و از داده‌های Word Bank استفاده شده است. Governance شاخص حکمرانی خوب که ترکیبی از شش شاخص پاسخگویی، اثربخشی دولت، کیفیت مقررات، حاکمیت قانون، ثبات سیاسی و کنترل فساد است که از گزارشات شاخص حکمرانی خوب WGI[1] اخذ شده است. Natsource رانت منابع طبیعی بصورت درصدی از GDP بوده و از Word Bank استخراج شده است. در نهایت E_W با توجه به تفاوت زیاد بین ساختار سیاسی، اقتصادی و ژئوپولیک کشورهای شرق و غرب آسیا این متغیر مجازی برای تفکیک دو گروه از کشورها در نظر گرفته شده است. نمونه مورد بررسی این مطالعه کشورها قاره آسیایی طی دوره ۲۰۰۰-۲۰۲۱ می باشد. البته برخی از کشورهای این منطقه فاقد داده کافی بوده‌اند که از نمونه حذف شده‌اند.

[1] Worldwide Governance Indicators

۴- نتایج تجربی

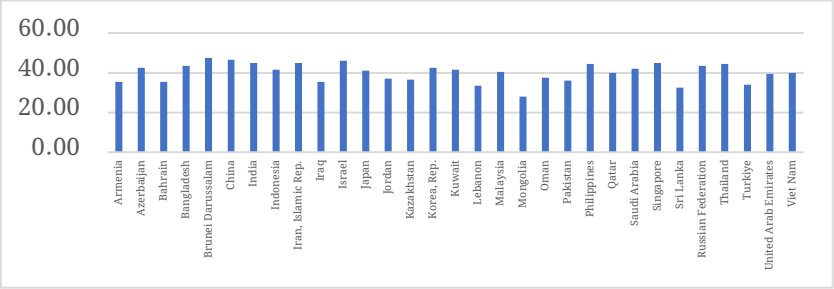
قبل از برآورد مدلها، ابتدا آمارهای توصیفی مربوط به متغیرهای مطالعه مرور می‌شود. در **جدول ۱** گزارش آمارهای توصیفی شامل تعداد مشاهدات، میانگین، انحراف معیار، مینینمم و ماکسیمم متغیرها گزارش شده است.

جدول ۱. آمارهای توصیفی
مأخذ: نتایج پژوهش

Tabel 1. Descriptive statistics
Source: Research results

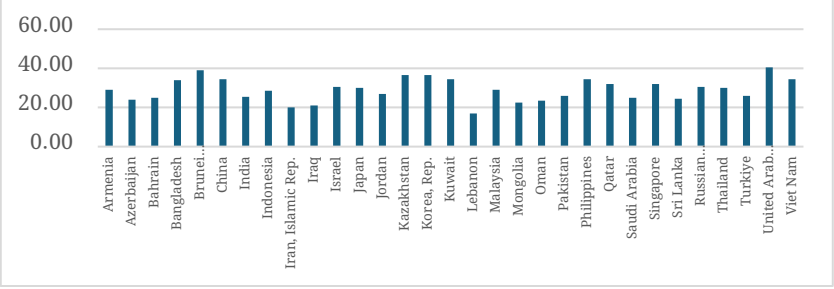
Variable	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
FD	۶۸۲	۰.۴۲۶	۰.۱۷۶	۰.۱	۰.۹۳
Firiskrank	۶۸۲	۴۰.۳۷	۵.۱۵۵	۹.۵	۵۰
Ecriskrank	۶۸۲	۳۷.۱۳۵	۶.۱۵	۶.۵	۵۰
open	۶۸۲	۹۱.۲۲	۶۲.۸۱	۱۹.۵۵	۴۳۷.۳۲
lgdpperc	۶۸۲	۸.۹۶۹	۱.۲۰۹	۶.۴۷	۱۱.۲
natsource	۶۸۲	۱۳.۲۷	۱۵.۵۴	۰.۰۰۰۲	۶۵.۳۲
Governance	۶۸۲	۴۶.۳۵	۱۹.۶۸	۱.۹۶	۸۹.۹

بر اساس **جدول ۱** کمترین مقدار شاخص توسعه مالی ۰.۱ و بیشترین مقدار ۰.۹۳ بوده است. این مقادیر به ترتیب مربوط به کشورهای آرژانتین و ژاپن بوده است. میانگین شاخص رتبه ریسک مالی و اقتصادی در کشورهای مورد بررسی قاره آسیا به ترتیب برابر با ۴۰.۳۷ و ۳۷.۱۳ بوده است. در **نمودار ۱** و **نمودار ۲** رتبه ریسک مالی و اقتصادی در کشورهای مورد بررسی (مربوط به سال ۲۰۲۱) گزارش شده است.



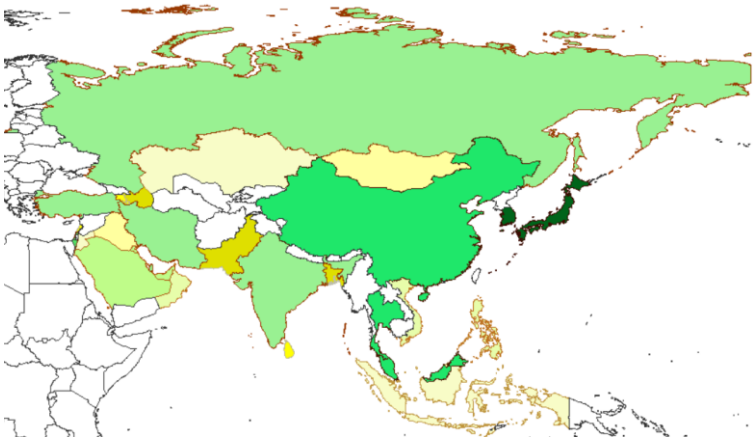
نمودار ۱. رتبه ریسک مالی در نمونه کشورهای مورد بررسی
مأخذ: نتایج پژوهش
Figure 1. Financial risk rating in the sample of countries under review
Source: Research results

کشورهای عراق، لبنان و ترکیه در رتبه های اول ریسک مالی(بالاترین ریسک مالی) قرار دارند. عراق و لبنان در ریسک اقتصادی هم جز کشورهای پر ریسک هستند. قطر و سنگاپور کمترین ریسک اقتصادی را در بین کشورها دارند.



نمودار ۲. رتبه ریسک اقتصادی در نمونه کشورهای مورد بررسی
مأخذ: نتایج پژوهش
Figure 2. Economic risk rating in the sample of countries under review
Source: Research results

از منظر شاخص توسعه مالی ترکیبی کشورهای ژاپن و کره جنوبی از بالاترین میزان این شاخص برخوردار بوده‌اند. اما کشور پاکستان از کمترین میزان آن برخوردار بوده است. در نقشه شماره ۱ وضعیت شاخص توسعه مالی در کشورهای مورد بررسی نمایش داده شده است. حرکت از رنگ زرد به رنگ سبز نشان دهنده بهبود شاخص توسعه مالی می‌باشد.



شکل ۱. شاخص توسعه مالی ترکیبی در کشورهای قاره آسیا
مأخذ: نتایج پژوهش

Shape 1. Composite financial development index in Asian countries
Source: Research results

قبل از برآورد مدل لازم است مانایی متغیرها مورد بررسی قرار گیرد تا از برآورد احتمالی رگرسیون کاذب جلوگیری شود. در **جدول ۲** نتایج بررسی مانایی متغیرهای مدل مورد نظر، با استفاده از دو شاخص Levin, Lin & Chu و Im, Pesaran and Shin گزارش شده است.

نتایج بررسی مانایی متغیرها نشان می‌دهد که از منظر هر دو آزمون مانایی لوین، لین و چو و آزمون ایم، شین و پسران، همه متغیرهای مورد نظر مطالعه نمونه مورد بررسی مانا هستند.

جدول ۲. آزمون مانایی برای متغیرهای مدل
ماخذ: نتایج پژوهش

Tabel 2. Statinary test for model variables
Source: Research results

	Levin, Lin & Chu		Im, Pesaran and Shin	
Variable	Statistic	Prob	Statistic	Prob
FD	-۳.۵۱۷۷	۰.۰۰۰۲	-۱.۶۵۵۳	۰.۰۴۲۰۵
finriskrank	-۶.۷۵۵	۰.۰۰۰۰	-۵.۳۲۳۶	۰.۰۰۰۰

ecriskrank	-۱.۸	۰.۰۳۵۹	-۵.۲۴۷۶	۰.۰۰۰۰
open	-۲.۹۱۴۵	۰.۰۰۱۸	-۱.۶۴۴۶	۰.۰۴۱۲۸
lgdpperc	-۱۲.۹۴۰۹	۰.۰۰۰۰	-۱۱.۲۲۵۱	۰.۰۰۰۰
natsource	-۳.۲۶۵۶	۰.۰۰۰۵	-۱.۶۶۶۷	۰.۰۴۶۳
governance	-۲.۱۲۶۳	۰.۰۱۶۷	-۱.۶۸۱۲	۰.۰۵

همچنین در **جدول ۳** آزمونهای مربوط به وجود آزمون اثرات فضایی آورده شده است. آزمون Global Moran MI، ضریب لاگرانژ Burridge (LM) و Robust برای وابستگی به خطای فضایی، آزمون وقفه ضریب لاگرانژ Anselin (LM) و Robust برای اثرات فضایی وقفه متغیر وابسته و همچنین آزمون خودهمبستگی عمومی فضایی رویکرد SAC برای هر دو مدل ریسک اقتصادی و ریسک مالی در **جدول ۳** آمده است. از برآیند نتایج آزمونهای **جدول ۳** می‌توان گفت که احتمال وجود اثرات فضایی در مدلهای مورد نظر وجود دارد.

جدول ۳. آزمونهای اثرات فضایی
مأخذ: نتایج پژوهش

Tabel 3. Spatial effects tests
Source: Research results

مدل ریسک اقتصادی			
Global Moran MI	۰.۱۶۶۹	P-Value(۰.۰۰۰۰)	
LM Error (Burridge)	۲۵.۴۴۳۰	P-Value(۰.۰۰۰۰)	
LM Error (Robust)	۰.۰۱۰۲	P-Value(۰.۹۱۹۵)	
Spatial AutoCorrelation Lagged Dependent Variable	LM Lag (Anselin)	۲۷.۲۶۰۵	p-Value(۰.۰۰۰۰)
	LM Lag (Robust)	۱.۸۲۷۷	p-Value(۰.۱۷۶۴)
General Apatial AutoCorrelation	LM SAC(LMErr+LMLag_R)	۲۷.۲۷۰۷	p-Value(۰.۰۰۰۰)
	LM SAC(LMLag+LMErr_R)	۲۷.۲۷۰۷	p-Value(۰.۰۰۰۰)
مدل ریسک مالی			
Global Moran MI	۰.۱۷۲۰	P-Value(۰.۰۰۰۰)	
LM Error (Burridge)	۲۷.۰۲۹۱	P-Value(۰.۰۰۰۰)	
LM Error (Robust)	۲.۱۳۵۹	P-Value(۰.۱۴۳۹)	

Spatial AutoCorrelation Lagged Dependent Variable	LM Lag (Anselin)	۲۵.۲۳۳۷	p-Value(۰.۰۰۰۰)
	LM Lag (Robust)	۰.۳۴۰۶	p-Value(۰.۵۵۹۵)
General Apatial AutoCorrelation	LM SAC(LMErr+LMLag_R)	۲۷.۳۶۹۷	p-Value(۰.۰۰۰۰)
	LM SAC(LMLag+LMErr_R)	۲۷.۳۶۹۷	p-Value(۰.۰۰۰۰)

بعد از اطمینان از وجود اثرات فضایی طبق انتظار منطقی در خصوص مدل شدت انرژي، مدل مورد نظر با رویکرد در نهایت بر اساس رویکرد SDM برآورد شده و در **جدول ٤** گزارش شده است. نتایج تخمین برای هر دو مدل ریسک مالی و ریسک اقتصادی در **جدول ٤** گزارش شده است. تعداد کشورهای مورد بررسی ۳۱ کشور و حجم داده ها ۶۸۲ می‌باشد.

جدول ۴. برآورد مدلهای ریسک مالی و ریسک اقتصادی با روش SDM
مأخذ: نتایج پژوهش

Tabel 4. Estimation of financial risk and economic risk models by SDM method
Source: Research results

	مدل ریسک مالی		مدل ریسک اقتصادی	
Variable	Coef	t	Coef	t
Finriskrank	۰.۰۰۹۱	۷.۸۸*		
Ecriskrank			۰.۰۰۲۹	۴.۸*
Lgdpperc	۰.۰۴۵۶	۷.۸۳*	۰.۰۶۶	۱۰.۶۶*
Open	۰.۰۰۱۱	۱۰.۶۵*	۰.۰۰۱۳	۸.۸*
Natsource	-۰.۰۰۳۵	-۵.۸۲*	-۰.۰۰۲۶	-۷.۲۶*
Governance	۰.۰۰۲۱	۴.۳۶*	۰.۰۰۱۴	۴.۲۲*
E_W	۰.۰۷۲۱	۵.۲۲*	۰.۱۰۸	۸.۱۳*
Wlx_ Finriskrank	۰.۰۰۰۷	۲.۵**		
Wlx_ Ecriskrank			۰.۰۰۰۹	۳.۱*
Wlx_ Lgdpperc	۰.۰۱۰۴	۴.۰۱*	۰.۰۰۲۱	۱.۵۶
Wlx_ Open	-۰.۰۰۰۲	-۳.۲*	-۰.۰۰۰۳	-۴.۱۷*
Wlx_ Natsource	-۰.۰۰۰۵	-2.6*	۰.۰۰۰۳	۱.۷۱***

Wlx_ Governance	-۰.۰۰۰۲	-۰.۶۴	-۰.۰۰۰۴	-۲.۰۹**
Wlx_ E_W	۰.۰۳۰۲	۴.۱۰*	۰.۰۳۰۲	۳.۴۸*
_cons	-۰.۷۰۷۸	-۱۳.۹*	-۰.۴۵۱۵	-۹.۷۰*
Rho1	۰.۱۷۹	۸.۲	۰.۰۸۴	۴.۱۶
Sigma	۰.۰۲۶	۳.۰۴	۰.۰۳۶	۰.۰۱۱
Wald test(Rho1=0) ۶۷.۲۴ (P-value>Chi2(1) ۰.۰)			Wald test(Rho1=0) ۱۷.۳۲ (P-value>Chi2(1) ۰.۰)	
F-test: ۳۸۲	Wald-test: ٤٥٨٩		F-test: ١٦٦٢	Wald-test: ١٩٩٥٠
R2: ۰.۹۴	R2 Adj: ۰.۹۴		R2: ۰.۹۸	R2 Adj: ۰.۹۸
Cross number: ۳۱			Sample size: ٦٨٢	

*، ** و *** به ترتیب معنی داری در سطح ۱٪، ۵٪ و ۱۰٪ می باشد.

بر اساس **جدول ٤**، نتایج نشان می دهد که ریسک مالی و ریسک اقتصادی هر دو بطور معنی دار موجب کاهش توسعه مالی می شود(با توجه به اینکه داده های ریسک مالی و ریسک سیاسی بصورت رتبه بندی بوده و رتبه های کمتر به معنی ریسکهای بیشتر و رتبه های بالا به معنی ریسک کمتر است و لذا ضریب متغیر با ملاحظه این نکته تفسیر می گردد). ضرایب رتبه بندی ریسک مالی و اقتصادی به ترتیب ۰.۰۰۹۱ و ۰.۰۰۲۹ بوده و در سطح اطمینان ۹۹ درصد معنی دار است. از طرف دیگر به توجه به ضریب Rho در هر دو مدل، می توان گفت توسعه مالی نیز دارای اثرات فضایی و همجواری می باشد. یعنی توسعه مالی در یک کشور بر روی بهبود این شاخص در کشور همسایه نیز داشته است. این نتیجه احتمالا به دلیل روابط تجاری و مبادلات و حتی رقابت اقتصادی بین دو کشور همسایه می باشد.

طبق انتظار درآمد سرانه تاثیر مثبت و معنی دار بر روی توسعه مالی کشورها داشته است. ضریب این متغیر در مدل ریسک مالی و ریسک اقتصادی به ترتیب ۰/۰۴۵۶ و ۰/۰۶۶ بوده و در سطح اطمینان ۹۹ درصد معنی دار است. درآمد سرانه یک پراکسی از وضعیت کلان اقتصادی و در واقع نماینده طیف وسیعی از متغیرهای اقتصادی است. لذا رونق اقتصادی طبیعتا منجر به توسعه بازارهای مالی و بهبود مالیه عمومی خواهد بود. رشد تولید در یک کشور تقاضا برای جذب منابع مالی را افزایش می دهد. اصل شتاب اقتصادی نیز یک مفهوم نزدیک به این مساله را دارد. لذا زمانی که تولید، مصرف و در نتیجه رقابت اقتصادی افزایش می یابد، سرمایه گذاران برای اخذ اعتبار به بانکها فشار خواهند آورد. در چنین وضعیتی سیاستگذارن جهت تضمین رشد اقتصادی، به تقاضای منابع پاسخ داده و تسهیلات

مالی بیشتری را تشویق می‌کنند. لذا می‌توان انتظار داشت در این شرایط، نهادهای مالی تحرک بیشتری داشته و شاخصهای مالی بهبود یابند.

اما متغیر دیگر درجه باز بودن اقتصاد است که در مطالعه حاضر تاثیر مثبت و معنی داری بر روی توسعه مالی در کشورهای مورد بررسی داشته است. در فرآیند تجارت سطح تولید کالاها و خدمات به بازارهای وسیعتری تسری پیدا می کند. به همان اندازه که بازارهای فروش یک کالا در سطح وسیعتری گسترش یابد، نیاز به سرمایه گذاری بیشتر و افزایش مقیاس تولید احساس می شود. در این شرایط شرکتها و تولیدکنندگان نیاز به منابع مالی بیشتری خواهند داشت. برعکس محدود شدن به بازارهای داخلی به مراتب منابع مالی کمتری نیز نیاز دارد و کشورهای که اقتصاد بسته تری دارند، خطوط تولید کمتر و مقیاس تولید کوچکتری نیز خواهند داشت. این مساله حتی در بحث واردات نیز صادق است. همچنین اقتصادهایی که در سطح بین المللی فعالیت دارند، از سطح رقابتی بالاتری برخودار هستند. رقابت منجر به بهبود کارآیی و بهره وری در استفاده از منابع مالی و غیرمالی می‌شود و در نتیجه شاخصهای مالی در چنین اقتصادهای سطوح بالاتری را تجربه می کنند. همچنین معنی دار بودن اثرفضایی باز بودن اقتصاد بر توسعه مالی، موید ادعای قبلی است. تجارت دو کشور همسایه منجر به بهبود شاخصهای مالی هر دو کشور می شود.

یکی از نتایج مهم این تحقیق اثر رانت منابع طبیعی بر روی شاخص توسعه مالی بوده است. ضریب این متغیر ۰.۰۰۳۵- بوده و در سطح اطمینان ۹۹ درصد معنی بوده است. این بدان معنی است که کشورهایی که از منابع بیشتر طبیعی برخوردار بوده اند، در توسعه مالی موفق نبوده اند. شاید در نگاه اول به نظر برسد که وجود ثروتهای طبیعی می تواند منابع بیشتری را برای سرمایه گذاران از طریق بازارهای مالی ایجاد کند، ولی نتایج تحقیق نشان می دهد که وجود منابع طبیعی نیاز به تامین مالی از سیستم بانکی را کاهش داده است. این نتیجه می تواند دلایل بسیاری داشته باشد. طبق نظریه های منابع و رشد اقتصادی مانند تئوری بلای منابع، وفور منابع طبیعی ساختار حکمرانی و کارآمدی اقتصادی را تضعیف می کند. لذا وقتی کشورهای دارای منابع طبیعی رشد اقتصادی پایینتر و کارایی کمتری را تجربه کنند، می توان انتظار داشت که سطح توسعه مالی در این کشورها پایینتر باشد. بهرحال مطالعه حاضر نشان می دهد که کشورهای با ثروتهای طبیعی بیشتر، از سطوح پایینتر توسعه بازارهای مالی برخوردار هستند. اما نکته ای که در این مورد باید به آن توجه کرد اثر فضایی مثبت وفور منابع بر توسعه مالی کشورهای همسایه است. این بدان معنی است که وجود منابع طبیعی وسیعتر در کشور همسایه می تواند نهادهای مالی و

ساختار تامین مالی را در کشور هدف، بهبود دهد. احتمالا این نتیجه به خاطر رقابت اقتصادی و یا دستیابی به منابع طبیعی کشورهای همسایه بوده است.

شاخص حکمرانی خوب یکی دیگر از متغیرهای موثر بر روی توسعه مالی می باشد. این شاخص در بسیاری از مطالعات بررسی تعیین کننده های توسعه مالی مورد استفاده قرار گرفته است. این متغیر از میانگین ۶ شاخص WGI در خصوص شاخصهای حکمرانی خوب ایجاد شده است. شاخص حکمرانی خوب در هر دو مدل ریسک مالی و ریسک سیاسی، تاثیر مثبت و معنی داری بر روی توسعه مالی دارد. زمانی که فساد در یک اقتصاد کنترل شود و کیفیت مقررات دولتی بالا بوده و ثبات سیاسی و فضای پاسخگویی بهبود یابد، شرایط برای فعالیتهای اقتصادی و مالی مستعدتر شده و لذا می توان انتظار توسعه نهادها و بازارهای مالی بود. نهادهای مالی بطور مستقیم و غیر مستقیم می تواند با نهادهای سیاسی در ارتباط باشد. نهادهای سیاسی کارآمد از نهادهای مالی کارآمد حمایت خواهد کرد.

در نهایت با توجه به تفاوت زیاد در ساختار سیاسی، اقتصادی و ژئوپولیک کشورهای شرق آسیا و غرب آسیا مخصوصا در بحث ریسک سیاسی، نیاز به متغیر مجازی در مدل برای تفکیک و بررسی این تفاوت ضروری بوده است. لذا متغیر مجازی شرق-غربی به مدل اضافه شد و برای کشورهای شرق آسیا عدد ۱ و برای کشورهای غرب آسیا عدد صفر در نظر گرفته شد. ضریب این متغیر حاکی از آن است که کشورهای شرق آسیا از وضعیت بازارهای مالی بهتری برخودار هستند. کشورهایی مانند ژاپن و کره جنوب و سنگاپور از کشورهای پیشرو در توسعه مالی هستند. تنشهای سیاسی در شرق آسیا نسبت به غرب آسیا کمتر بوده و همین موضوع نیز تفاوتهای زیادی در بین کشورهای دو منطقه ایجاد می کند. این متغیر حتی بصورت فضایی نیز بر روی توسعه مالی اثرگذار است؛ در واقع این ضریب ادعای بالا را مورد تائید قرار می دهد که حضور یک کشور در شرق آسیا، بهبود شاخصهای توسعه مالی را در پی دارد.

۵- بحث و نتیجه‌گیری

این مطالعه به بررسی تاثیر ریسکهای مالی و اقتصادی بر روی شاخص توسعه مالی(شاخص ترکیبی) و همچنین سرریز آن در کشورهای قاره آسیا طی دوره ۲۰۰۰ تا ۲۰۲۱ پرداخت. برای این کار از رویکرد پانل فضایی SDM استفاده گردید. نتایج نشان داد که ریسکهای مالی و اقتصادی تاثیر منفی و معنی‌دار بر روی شاخص ترکیبی توسعه مالی در کشورهای مورد نظر داشته است. همچنین اثر فضایی ریسکهای مالی و اقتصادی نیز تاثیر منفی بر شاخص توسعه در کشورهای همسایه داشته است. سرمایه گذاری در سایه ریسک و نااطمینانی با

ترسهای زیادی مواجه می شود و لذا در کشورهایی که فضای اقتصادی و بازارهای مالی ریسکهای بالاتری را تجربه می کنند، از سطوح پایینتر سرمایه گذاری داخلی و خارجی برخوردار هستند. به عنوان مثال کشورهایی مانند عراق و لبنان که ریسکهای مالی و اقتصادی بالاتری را تجربه می کنند، حتی با اینکه منابع وسیع انرژی برخودار هستند که جذابیت بالای سرمایه گذاری در سطح جهانی دارد، ولی در جذب منابع مالی خارجی ضعیف بوده اند. حتی بسیاری از منابع مالی در این کشورها به سمت خارج سرازیر می شود. نکته مهم دیگری که باید مورد توجه سیاستگذاران کلان جوامع باشد، اثرات فرامرزی ریسکهای مالی و اقتصادی است. این بدان معنی است که نااطمینانی های مالی و اقتصادی می تواند به کشورهای همسایه تسری پیدا کند و لذا این ماهیت منطقه ای بودن این ریسکها را نشان می دهد. از این رو، مشارکت و توافقات منطقه ای برای کاهش ریسکهای مالی و اقتصادی برای توسعه اقتصادی کشورها از موارد مورد تاکید این مطالعه می باشد. ایجاد منطقه امن و باثبات منطقه ای باعث سرایت و همگرایی مولفه های توسعه اقتصادی و مالی خواهد شد.

همانطور که نتایج تحقیق نشان داد، درجه باز بودن اقتصاد و گستردگی تجارت منجر به فعالیت در بازارهای وسیعتر می‌شود که نیازمند تامین مالی بیشتری نیز است. درجه باز بودن اقتصاد در بسیاری از مطالعات به عنوان عامل کلیدی تعیین‌کننده برای توسعه مالی بوده است. مطالعاتی مانند چریف و درگر(۲۰۱۶)، لاو و حبیب‌اله(۲۰۰۹)، لی و همکاران(۲۰۱۶) و تی‌تای و نگوین ترانگ(۲۰۱۲) نتایج مشابهی را گزارش کرده‌اند(Cherif & Dreger, 2016; Law & Habibullah, 2019, Le et al, 2016; Thi Thuy and Nguyen Trong, 2012). کشورها برای موفقیت در بازارهای جهانی نیازمند بهبود سیستم تامین مالی داخلی هستند. رقابت و تجارت در سطح بازارهای بین المللی منجر به بهبود کارآیی و بهره وری در اقتصاد و استفاده از منابع مالی خواهد شد. لذا رفتن به سمت اقتصاد باز و گسترش تجارت، می تواند منجر به بهبود عمق، دسترسی و اثربخشی نهادهای مالی گردد. در واقع در معرض رقابت قرار گرفتن اقتصاد نه تنها در مساله بهره وری و دانش فنی، بلکه در نهادهای مالی نیز منجر به کارایی بیشتر می شود. در چنین شرایطی نهادهای مالی یک کشور مجبور به بهبود عملکرد و کارایی خود برای عقب نماندن از مسابقه رقابت اقتصادی هستند. البته بسیاری از نهادهای مالی و بازارهای مالی امروز در سطح بین المللی عمل می کنند و اقتصادهای باز به استانداردهای بازارهای جهانی نزدیکتر خواهند بود چراکه از خدمات مالی هوشمند و قوی تر جهانی برخوردار می‌شوند.

بر اساس نتایج این مطالعه، وجود منابع طبیعی وسیع در کشورهای مورد بررسی منجر به ناکارآمدی مالی نیز شده است. در خصوص تاثیر وفور منابع بر روی توسعه مالی

نتایج متفاوتی در مطالعات قبلی مشاهده می‌شود. نتایج این تحقیق با مطالعات ملوم و همکاران، ۲۰۰۶، ساچ و وارنر، ۲۰۰۱، سان و همکاران، ۲۰۲۰ در یک راستا بوده (Mehlum et al, 2006; Sachs, J. D., & Warner, 2001; Sun et al, 2020) ولی با هان و همکاران، ۲۰۲۲، شهباز و همکاران، ۲۰۱۸ که به اثر مثبت وفور منابع نائل آمده‌اند، متفاوت است(Han et al, 2022, Shahbaz et al, 2018). نتایج این تحقیق نشان داد که کشورهای دارای منابع طبیعی بیشتر نتوانسته‌اند از این منابع استفاده بهینه انجام دهند. از نظر جغرافیایی اغلب کشورهای ثروتمند از منظر منابع طبیعی در غرب آسیا واقع شده اند. کشورهای نفت خیز و کشورهایی که معادن بسیار غنی را دارا هستند. اما کشورهایی مانند ژاپن و کره جنوب و کشورهای آسیای جنوب شرق اغلب از منابع غنی انرژی و طبیعی برخوردار نیستند. اما توسعه مالی برعکس داربودن این منابع، در کشورهای شرق آسیا در سطح بالاتری است. نهادهای مالی این کشورها از عمق و کارایی بیشتری برخوردار هستند و در تامین مالی اقتصادی عملکرد بهتری دارند. کمبود نقدینگی و منابع مالی در کشورهای خاورمیانه مانند ایران از موانع جدی رشد سرمایه گذاری محسوب می شود ولی این در حالی است که این کشور یکی از ثروتمندترین کشورهای جهان به لحاظ برخورداری از ثروتهای طبیعی است. لذا توصیه سیاستی این مطالعه تغییر در نحوه بهره مندی کشورها از منابع طبیعی خود هستند. منابعی که به نظر می رسد منجر به ناکارمدی ساختار مدیریتی و اقتصادی نیز می شود. این هدف نیازمند اصلاح ساختار مالی دولتها و نحوه مالکیت بر منابع طبیعی است. مالکیت دولتها بر این منابع منجر به ایجاد رانت و ناکارمدی در سیستم دولتی می شود که به بخش مالی تسری پیدا می کند.

همچنین بهبود شاخصهای حکمرانی خوب فضای مناسبتری را برای توسعه و تعمیق نهادها و بازارهای مالی ایجاد می‌کند. بسیاری از مطالعات این نتایج را قویا تایید می‌کند. مطالعاتی مانند کاپاسو(۲۰۰۴)، لاو و حبیب‌اله(۲۰۰۹)، لی و همکاران(۲۰۱۶)، خان و همکاران(۲۰۲۰)، چریف و درگر (۲۰۱۶)؛ لاو و آزمان-ساینی(۲۰۱۲) و آتانگا اوندو و سیبروک(۲۰۲۲) کیفیت نهادها و حکمرانی خوب را یکی از مهمترین تعیین‌کننده توسعه مالی در نمونه‌ها مورد بررسی دانسته‌اند(Capasso, 2004; Law & Habibulllah, 2009; Le et al, 2016; Khan et al, 2020; Cherif & Dreger, 2016; Law & Azman-Saini, 2012; Atanga Ondoa & Seabrook, 2022). در کشورهایی با سطح فساد بیشتر و مقررات ضعیف دولتی و عدم وجود مکانیسم پاسخگویی، نهادها مالی به درستی توسعه و

تقویت نمی‌شوند. منابع اقتصادی به درستی به فعالیتهای مولد و عامه سرمایه گذاران هدایت نخواهد شد بلکه در فرآیند بروز رانتها، از فرآیند سالم مالی منحرف خواهد شد. لذا بهبود مقررات دولتی، ثبات سیاسی، کنترل فساد و پاسخگو کردن دولتمردان از توصیه های مورد تاکید این مطالعه است.

در نهایت یکی از مهمترین نتایج تحقیق حاضر حاکی از آن بود که هم توسعه مالی و هم ریسک‌های اقتصادی و مالی دارای اثرات فضایی و مجاورتی بوده و لذا تغییرات این متغیرها در یک کشور به کشورهای مجاور سرریز و سرایت می‌شود. مطالعاتی مانند تاناکا و فوکودا(۲۰۱۹)، گلزار و همکاران(۲۰۱۹) و گیل آلانه و همکاران(۲۰۲۱) نیز وجود سرایت در بازارهای مالی کشورهای آسیایی را مورد تایید قرار داده‌بودند(Tanaka & Fukuda, 2019; Gulzar et al, 2019; Gil-Alana et al, 2021). اما نتایج این تحقیق نشان داد که توسعه مالی در یک کشور می‌توان به توسعه مالی کشورهای مجاور نیز موثر و مثبت باشد. همچنین ریسک‌های اقتصادی و مالی در یک کشور قویا توسعه مالی در کشورهای مجاور را تحت تاثیر قرار داده و آن را تضعیف می‌کند. لذا این نتایج حائز توصیه مهمی است که برای بهبود توسعه مالی و کاهش پیامدهای ریسکهای اقتصادی و مالی نیاز به همکاری‌های منطقه‌ای است. ایجاد تشکلهای همکاری اقتصادی و مالی، ایجاد کریدورهای تجاری، وضع قوانین مشترک حمایتی، ایجاد سیستمهای مالی مشترک و همکاری‌های قضایی می‌تواند به بهبود توسعه مالی و کاهش آثار ریسکهای بخش اقتصادی و مالی در کشورهای آسیایی گردد.

Acknowledgments: Acknowledgments may be made to individuals or institutions that have made an important contribution.

Conflict of Interest: The authors declare no conflict of interest.

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

Reference

Abbey, E. N. (2012). Inflation and financial development: Evidence. *American Journal of Economics and Business Administration*, 4(4), 227-236.

Aboagye, S., & Kwakwa, P. A. (2023). The role of international tourism, trade openness and renewable energy in the financial development of selected African countries. *Research in Globalization*, 7, 100170.

Akinlo, A. E., & Egbetunde, T. (2010). Financial development and economic growth: The experience of 10 sub-Saharan African countries revisited. *The review of finance and banking*, 2(1).

Altaylıgil, Y. B., & Akkay, R. C. (2013). The effect of the domestic debt on the financial development: A case study for Turkey. *International Journal of Economics and Finance*, 5(5), 64-74.

Anwar, S., Shahzadi, H., & Nasreen, S. (2017). Determinants of financial development for selected SAARC countries: A panel data analysis. *Journal of Applied Environmental and Biological Sciences*, 7(7), 109-118.

Asif, M., Khan, K. B., Anser, M. K., Nassani, A. A., Abro, M. M. Q., & Zaman, K. (2020). Dynamic interaction between financial development and natural resources: Evaluating the 'Resource curse'hypothesis. *Resources Policy*, 65, 101566.

Atanga Ondoa, H., & Seabrook, A. M. (2022). Governance and financial development: Evidence from a global sample of 120 countries. *International Journal of Finance & Economics*, 27(3), 3405-3420.

Bambe, B. W. W. (2023). Inflation targeting and private domestic investment in developing countries. *Economic Modelling*, *125*(C).

Bayar, Y., & Gavriletea, M. D. (2018). Peace, terrorism and economic growth in Middle East and North African countries. *Quality & Quantity*, 52(5), 2373-2392.

Bittencourt, M. (2011). Inflation and financial development: Evidence from Brazil. *Economic Modelling*, 28(1-2), 91-99.

Bordo, M. D., Meissner, C. M., & Stuckler, D. (2010). Foreign currency debt, financial crises and economic growth: A long-run view. *Journal of international Money and Finance*, 29(4), 642-665.

Braun, M., & Raddatz, C. E. (2005). Trade liberalization and the politics of financial development (Vol. 3517). *World Bank Publications*.

Calderón, C., & Liu, L. (2003). The direction of causality between financial development and economic growth. *Journal of development economics*, 72(1), 321-334.

Capasso, S. (2004). Financial markets, development and economic growth: tales of informational asymmetries. *Journal of Economic Surveys*, 18(3), 267-292.

Cevik, E. I., Dibooglu, S., & Kenc, T. (2016). Financial stress and economic activity in some emerging Asian economies. *Research in International Business and Finance*, 36, 127-139.

Cherif, M., & Dreger, C. (2016). Institutional determinants of financial development in MENA countries. *Review of Development Economics*, 20(3), 670-680.

Chinn, M. D., & Ito, H. (2006). What matters for financial development? Capital controls, institutions, and interactions. *Journal of development economics*, 81(1), 163-192.

Demirhan, E., Aydemir, O., & Inkaya, A. (2011). The direction of causality between financial development and economic growth: evidence from Turkey. *International Journal of Management*, 28(1), 3.

Do, Q. T., & Levchenko, A. A. (2007). Comparative advantage, demand for external finance, and financial development. *Journal of Financial Economics*, 86(3), 796-834.

Ehigiamusoe, K. U., Guptan, V., & Narayanan, S. (2019). The effects of income and inflation on financial development: Evidence from heterogeneous panels (No. 2019-11). *Economics Discussion Papers. Kiel Institute for the World Economy* (IfW Kiel).

Ehigiamusoe, K. U., Lean, H. H., & Chan, J. H. (2020). Influence of macroeconomic stability on financial development in developing economies: Evidence from West African region. *The Singapore Economic Review*, 65(04), 837-856.

Elbadawi, I., & Soto, R. (2012). Resource rents, political institutions and economic growth. *In Economic Research Forum Working* Paper (Vol. 678).

Elhorst, J. P. (2010). Applied spatial econometrics: raising the bar. *Spatial economic analysis*, 5(1), 9-28.

Elhorst, J. P. (2014). Spatial econometrics: from cross-sectional data to spatial panels (Vol. 479, p. 480). *Heidelberg: Springer*.

Erb, C. B., Harvey, C. R., & Viskanta, T. E. (1996). Political risk, economic risk, and financial risk. *Financial Analysts Journal*, 52(6), 29-46.

Fry, M. J. (1993). Foreign debt accumulation: financial and fiscal effects and monetary policy reactions in developing countries. *Journal of International Money and Finance*, 12(4), 347-367.

Ganda, F. (2024). The interplay between technological innovation, financial development, energy consumption and natural resource rents in the BRICS economies: Evidence from GMM panel VAR. *Energy Strategy Reviews*, 51, 101267.

Gil-Alana, L. A., Abakah, E. J. A., & Abakah, M. K. (2021). Financial stress spillover across Asian Countries. *Review of Financial Economics*, 39(2), 146-162.

Gulzar, S., Mujtaba Kayani, G., Xiaofen, H., Ayub, U., & Rafique, A. (2019). Financial cointegration and spillover effect of global financial crisis: A study of emerging Asian financial markets. *Economic research-Ekonomska istraživanja*, 32(1), 187-218.

Han, J., Raghutla, C., Chittedi, K. R., Tan, Z., & Koondhar, M. A. (2022). How natural resources affect financial development? Fresh evidence from top-10 natural resource abundant countries. *Resources Policy*, 76, 102647.

Holloway, M. C. (2012). Foreign debt and economic development: an analysis of financial instability in developing economics (Unpublished doctoral dissertation). *The University of North Carolina at Greensboro*.

Hsueh, S. J., Hu, Y. H., & Tu, C. H. (2013). Economic growth and financial development in Asian countries: A bootstrap panel Granger causality analysis. *Economic modelling*, 32, 294-301.

Hwang, J. T., Chung, C. P., & Wang, C. H. (2010). Debt overhang, financial sector development and economic growth. *Hitotsubashi Journal of Economics*, 13-30.

Hye Q. M. A. & L. Dolgopolova (2011). Economics, Finance and Development in China: Johansen -Juselius co -integration Approach. *Chinese Management Studies*, 5(3), pp. 311 -324.

Ibrahim, M., & Sare, Y. A. (2018). Determinants of financial development in Africa: How robust is the interactive effect of trade openness and human capital?. *Economic analysis and policy*, 60, 18-26.

Ismihan, M., & Ozkan, F. G. (2012). Public debt and financial development: A theoretical exploration. *Economics Letters*, 115(3), 348-351.

Jafari, M. and Fatholahi, E. (2026). The effect of government spending and adjusting population age structures on financial development in Iran's economy. *Quarterly Journal of Quantitative Economics (JQE)*, 23(1), 201-224. doi: 10.22055/jqe.2025.46415.2614 (in persian)

Jung, W. S. (1986). Financial development and economic growth: international evidence. *Economic Development and cultural change*, 34(2), 333-346.

Kaushal, L. A., & Pathak, N. (2015). The causal relationship among economic growth, financial development and trade openness in Indian economy. *International Journal of Economic Perspectives*, 9(2), 5-22.

Khalfaoui, H. (2015). The determinants of financial development: Empirical evidence from developed and developing countries. *Applied Economics and Finance*, 2(4), 1-9.

Khan, M. A., Gu, L., Khan, M. A., & Oláh, J. (2020). Natural resources and financial development: The role of institutional quality. *Journal of Multinational Financial Management*, 56, 100641.

Khan, M. A., Khan, M. A., Abdulahi, M. E., Liaqat, I., & Shah, S. S. H. (2019). Institutional quality and financial development: The United States perspective. *Journal of Multinational Financial Management*, 49, 67-80.

Khan, M. A., Kong, D., Xiang, J., & Zhang, J. (2020). Impact of institutional quality on financial development: cross-country evidence based on emerging and growth-leading economies. *Emerging Markets Finance and Trade*, 56(15), 3829-3845.

Kim, D. H., & Lin, S. C. (2010). Dynamic relationship between inflation and financial development. *Macroeconomic Dynamics*, 14(3), 343-364.

King, R. G., & Levine, R. (1993). Financial intermediation and economic development. *Capital markets and financial intermediation*, 156-189.

Knox, A. D. (1952). The acceleration principle and the theory of investment: a survey. *Economica*, 19(75), 269-297.

Law, S. H., & Azman-Saini, W. N. W. (2012). Institutional quality, governance, and financial development. *Economics of governance*, 13, 217-236.

Law, S. H., & Habibullah, M. S. (2009). The determinants of financial development: Institutions, openness and financial liberalisation. *South African Journal of Economics*, 77(1), 45-58.

Le, Q. V. (2004). Political and economic determinants of private investment. *Journal of International Development*, 16(4), 589-604.

Le, T. H., Kim, J., & Lee, M. (2016). Institutional quality, trade openness, and financial sector development in Asia: An empirical investigation. *Emerging Markets Finance and Trade*, 52(5), 1047-1059.

Leylian, Neda., Ebrahimi, Mehrzad., Zare, Hashem & Haghighat, Ali. (2023). Assessing the short run and long run effects of foreign direct investment, human capital and financial development on the economic growth of different income groups in developing countries (application of the panel cointegration approach). *Quarterly Journal of Quantitative Economics (JQE), 20*(3), 35-77. (in persian)

Levchenko, A. A. (2004). Essays on trade and capital flows in developing countries (Unpublished doctoral dissertation). *Massachusetts Institute of Technology*.

Levine, R. (1997). Financial development and economic growth: views and agenda. *Journal of economic literature*, 35(2), 688-726.

Loayza, N. V., & Raddatz, C. (2007). The structural determinants of external vulnerability. *The World Bank Economic Review*, *21*(3), 359-387.

McKinnon, R. I. (1993). The order of economic liberalization: Financial control in the transition to a market economy. *JHU Press*.

Mehlum, H., Moene, K., & Torvik, R. (2006). Cursed by resources or institutions?. *World Economy*, 29(8), 1117-1131.

Minh Ha, N., & Ngoc, B. H. (2023). Spatial relationship between financial development, energy consumption and economic growth in emerging markets. *International Journal of Emerging Markets*, 18(3).

Mirhosseini, S. V., Montazeri, M. R., & ShahVali, M. (2023). The Role of Budget Deficit and Government Debt in Financing-Economic Growth of Selected Developing Countries. *International Journal of Management, Accounting & Economics*, 10(4).

Nejad, O. D. (2010). Determinants of Financial Development in Iran: Do Financial Repression Policies Hinder Financial Development? (Unpublished doctoral dissertation). *Eastern Mediterranean University* (EMU)).

Newbery, D. M., & Stiglitz, J. E. (1984). Pareto inferior trade. *The Review of Economic Studies*, 51(1), 1-12.

Nguyen, H. M. (2023). Impact of external debt on financial development: an empirical analysis of selected east Asian and pacific countries. *Dalat University Journal of Science*, 58-68.

Odhiambo, N. M., & Musakwa, M. T. (2024). Remittance inflows and financial development in Sub-Saharan African countries: Does governance matter?. *Heliyon*, *10*(5).

Ozturk, N., & Karagoz, K. (2012). Relationship between inflation and financial development: Evidence from Turkey. *International Journal of Alanya Faculty of Business*, 4(2), 81-87.

Pagano, M. (1993). Financial markets and growth: An overview. *European economic review*, 37(2-3), 613-622.

Pindyck, R. S., & Solimano, A. (1993). Economic instability and aggregate investment. *NBER macroeconomics annual*, 8, 259-303.

PRS Group. (2012). International country risk guide methodology. URL: http://www. prsgroup. com/wp-content/uploads/2012/11/icrgmethodology. pdf (accessed November 24, 2018).

Roe, M. J., & Siegel, J. I. (2007). Political instability and financial development. Unpublished Manuscript, *Harvard Law School*, 3, 14-33.

Sachs, J. D., & Warner, A. M. (2001). The curse of natural resources. *European economic review*, 45(4-6), 827-838.

Salahmanesh, A., Arman, S.A. & Alaei, R. (2021). Examining the effect of economic freedom on financial development. *Quarterly Journal of Quantitative Economics(JQE),18*(3), 65-98. (in persian)

Salifu, M., Peprah, J. A., Sebu, J., & Cantah, W. G. (2024). Openness policies and financial development in Ghana: An ARDL approach. Heliyon, 10(3).

Shabani, V. , Hojabr Kiani, K. , Hosseini, S. S. and damankeshideh, M. (2025). How bank health affects bank conditional profitability: Evidence from Iran. *Quarterly Journal of Quantitative Economics (JQE)*, (Article in Press), -. doi: 10.22055/jqe.2025.47417.2647 (in persian)

Shahbaz, M., Naeem, M., Ahad, M., & Tahir, I. (2018). Is natural resource abundance a stimulus for financial development in the USA?. *Resources Policy*, 55, 223-232.

Shaw, E. S. (1973). Financial deepening in economic development. *Oxford University press*.

Spulbar, C., Tabrizi, S., Birau, R., Shahr Aeini, S. A., Ozaydin, G., & Ninulescu, P. V. (2022). Evaluation of Country Risks on Foreign Direct Investment in Middle East Countries Using Data Envelopment Analysis (DEA): A Case Study. *Res. & Sci. Today*, 23, 41.

Stiglitz, J. (1998, June). The role of the financial system in development. In *Presentation at the fourth annual bank conference on development in Latin America and the Caribbean* (Vol. 29, p. 17).

Sukrianingrum, D. R., & Manda, G. S. (2020). The effect of systematic risk and unsystematic risk on expected return of optimal portfolio. SAR (Soedirman Accounting Review): *Journal of Accounting and Business*, 5(2), 181-195.

Sun, Y., Ak, A., Serener, B., & Xiong, D. (2020). Natural resource abundance and financial development: A case study of emerging seven (E− 7) economies. *Resources Policy*, 67, 101660.

Svaleryd, H., & Vlachos, J. (2002). Financial markets, industrial specialization and comparative advantage: Evidence from OECD countries. *Research Papers in Economics, Department of Economics, Stockholm University*, 6-43.

Svirydzenka, K. (2016). Introducing a new broad-based index of financial development. International Monetary Fund.

Tanaka, M., & Fukuda, S. I. (2019). Spillover Effects of Asian Financial Markets on the Global Markets. *Public Policy Review*, 15(1), 151-174.

Thi Thuy, D. P., & Nguyen Trong, H. (2021). Impacts of openness on financial development in developing countries: Using a Bayesian model averaging approach. *Cogent Economics & Finance*, 9(1), 1937848.

Tornell, A., Westermann, F. and Martinez, L., 2004. The Positive Link between Financial Liberalization. *Growth and Crises, CESifo Working Paper*, *1164*.

Verma, R., & Verma, P. (2014). Country risk and macroeconomic factors: evidence from Asian markets. *The Journal of Applied Business and Economics*, 16(5), 51.

Voghouei, H., Azali, M., & Jamali, M. A. (2011). A survey of the determinants of financial development. *Asian-Pacific Economic Literature*, 25(2), 1-20.

Yu, X., Li, M., & Huang, S. (2017). Financial functions and financial development in China: a spatial effect analysis. *Emerging Markets Finance and Trade*, 53(9), 2052-2062.

Zainudin, N. B., & Nordin, N. B. (2017). The determinants of financial development in four selected ASEAN countries: a panel data analysis. International Journal of Business, *Economics and Law*, 12(1).

Zaroki, S., Motameni, M., & Narimani, F. (2015). The Effect of Financial Development on Economic Growth in Provinces Application of Classification Compilation and GMM-Sys. *Economic Development Policy*, 3(3), 33-63.

Zelekha, Y. (2010). The effect of uncertainty in inflation expectations on private investment. *IUP Journal of Monetary Economics*, 8(4), 14.

فصلنامه‌ی اقتصاد مقداری (بررسی‌های اقتصادی سابق) تابستان ۱۴۰۵ ۲۳(۲) ۱۰۳-۷۰



فصلنامه‌ی اقتصاد مقداری

صفحه ی اصلی وب سایت مجله:
www.jqe.scu.ac.ir
شاپا الکترونیکی: ۴۲۷۱-۲۷۱۷
شاپا چاپی: ۵۸۵۰-۲۰۰۸

بررسی اثر سرریز فضایی عوامل نهادی بر کاهش نابرابری درآمدی

اقبال میرزایی *، پروین علی مرادی افشار **، زانا مظفری***

* کارشناسی ارشد اقتصاد گروه اقتصاد دانشکده علوم انسانی و اجتماعی، دانشگاه کردستان،سنندج، ایران.
** استادیار دانشکده دانشکده علوم انسانی و اجتماعی، دانشگاه کردستان،سنندج، ایران(نویسنده مسئول).
*** استادیار دانشکده دانشکده علوم انسانی و اجتماعی، دانشگاه کردستان،سنندج، ایران.

اطلاعات مقاله

تاریخ دریافت: ۱۶ اردیبهشت ۱۴۰۳
تاریخ بازنگری: ۲۲ شهریور ۱۴۰۳
تاریخ پذیرش: ۱۵ فروردین ۱۴۰۴

ارتباط با نویسنده مسئول:
ایمیل: pam.afshar@uok.ac.ir
0000-0002-9721-7809

طبقه‌بندی JEL: C21 C23 D31 D62 O47

واژگان کلیدی:
عوامل نهادی، نابرابری، اقتصاد سنجی فضایی، رشد اقتصادی

آدرس پستی: سنندج، بلوار پاسداران، دانشگاه کردستان، دانشکده علوم انسانی و اجتماعی، کد پستی: ۶۶۱۷۷۱۵۱۷۵.

اطلاعات تکمیلی:

این مقاله برگرفته از پایان نامه ی کارشناسی ارشد آقای اقبال میرزایی تحت راهنمایی دکتر پروین علی مرادی افشار در گروه اقتصاد دانشگاه کردستان است.

قدردانی: از تمامی افراد و موسساتی که در انجام این تحقیق مولف را مساعدت نمودند، قدردانی می‌شود.
تضاد منافع: نویسندگان مقاله اعلام می‌کنند که در انتشار مقاله ارائه شده تضاد منافعی وجود ندارد.
منابع مالی: نویسنده‌ها هیچگونه حمایت مالی برای تحقیق، تألیف و انتشار این مقاله دریافت نکرده‌اند.

چکیده

نابرابری درآمدی می تواند منجر به ناآرامی و بی ثباتی اجتماعی، محدودیت دسترسی به آموزش و فرصت‌ها، تمرکز قدرت در میان ثروتمندان شود و فرآیندهای دموکراتیک را تضعیف کند. اهمیت پرداختن به نابرابری اقتصادی برای ایجاد جامعه ای عادلانه تر، باثبات تر و مرفه ضروری است. کیفیت نهادی بهتر، مانند حقوق مالکیت، ثبات دولت، کنترل فساد، دموکراسی در تضمین کاهش نابرابری در بلندمدت برای همان ناحیه و سایر مناطق مؤثر است. کیفیت عوامل نهادی با تأثیرگذاری در زمینه‌های آزادی بیان و پاسخگو بودن دولت باعث بهبود عملکرد دولت می‌شود. همچنین، رشد اقتصادی می‌تواند رفاه و فرصت‌های شغلی جدید ایجاد می‌کند که باعث افزایش درآمد افراد فقیر می‌شود و انگیزه آن‌ها را برای سرمایه‌گذاری روی فرزندانشان افزایش می‌دهد و می‌تواند درآمد را دوباره توزیع کند. بنابراین هدف پژوهش حاضر بررسی اثر سرریز عوامل نهادی بر نابرابری درآمد در کشورهای منتخب آسیا در سال‌های ۱۹۹۰-۲۰۲۳ با استفاده از الگوی اقتصادسنجی فضایی است. بر اساس نتایج به دست آمده وجود خودهمبستگی فضایی در منطقه تائید می‌شود. نتایج پژوهش نشان می‌دهد که عوامل نهادی تأثیرات فضایی مثبت و معناداری به‌طور مستقیم و غیرمستقیم بر نابرابری در کشورهای مورد بررسی دارند. رشد اقتصادی، ثبات دولت، کنترل فساد، شاخص دموکراسی و توسعه مالی تأثیر مثبت و معناداری بر روی کاهش نابرابری دارند. نتایج تحقیق تأثیرات توسعه مالی کارا در کاهش نابرابری را تائید می‌کند. با تایید تأثیرات فضایی بین کشورهای آسیایی می‌توان به این کشورها پیشنهاد داد که با ایجاد اتحادیه‌ها و برگزاری کنفرانس‌های مشترک در حوزه‌های اقتصادی، سیاسی، امنیتی و فرهنگی می‌تواند به تقویت نهادها، مولفه های مدنی و سیاسی بپردازند.

ارجاع به مقاله:
میرزایی، اقبال.، علی مرادی افشار، پروین.، مظفری، زانا. (۱۴۰۵). بررسی اثر سرریز فضایی عوامل نهادی بر کاهش نابرابری درآمدی. *فصلنامه‌ی اقتصاد مقداری (بررسی‌های اقتصادی سابق)*، ۲۳(۲)، ۱۰۳-۷۰
10.22055/jqe.2025.46832.2624

© 2026 Shahid Chamran University of Ahvaz, Ahvaz, Iran. This article is an open access article distributed under the terms and conditions of the Creative Commons Attribution-NonCommercial 4.0 International (CC BY-NC 4.0 license) (http://creativecommons.org/licenses/by-nc/4.0/)

۱- مقدمه

امروزه بیشتر از هر زمان دیگری نابرابری درآمدی در جهان گسترش پیداکرده است. با پیچیده شدن عوامل مؤثر بر متغیرهای اقتصادی راه‌های مقابله با آن‌ها نیز افزایش پیداکرده است. باوجود رشد اقتصادی بسیاری از کشورها، نابرابری درآمدی کاهش چشمگیری نداشته و حتی بیشتر هم شده است که نشان می‌دهد عوامل دیگری به‌جز متغیرهای اقتصادی بر نابرابری درآمدی تأثیرگذار است. ازجمله عوامل مؤثر بر نابرابری کیفیت عوامل نهادی است. عوامل نهادی مؤثر، مانند حکومت شفاف و کارآمد، حقوق

مالکیت و قانون و نظم قوی می‌توانند بهبود قابل‌توجهی در کاهش نابرابری داشته باشند. در شرایط بیماری همه‌گیرCOVID-19 اقتصاد کشورهای فقیر بیشتر آسیب دید، اما حتی با عبور از این پاندمی در سال ۲۰۲۳ نابرابری در جهان روندی افزایشی داشته است و کشورهای مختلف نتوانسته‌اند زیان‌های ناشی از همه‌گیری COVID-19 که باعث تشدید نابرابری درآمدی شده بود را جبران کنند (World bank 2023).

بر اساس گزارش پایگاه درآمد و ثروت جهانی[1] در سال‌های ۱۹۹۰ تا ۲۰۱۶، تقریباً در تمام نقاط جهان نابرابری درآمدی افزایش‌یافته و از سال ۱۹۸۰، یک درصد از ثروتمندترین افراد جهان درآمدشان ۲۷ درصد رشد کرده است. درحالی‌که این میزان برای ۵۰ درصد فقیرترین افراد جهان ۱۲ درصد بوده است. برای یک درصد از ثروتمندترین افراد در کشورهای درحال‌توسعه، این رقم بسیار بیشتر بوده است. در این میان، خاورمیانه و غرب آسیا در افزایش نابرابری پیشتاز است و در سال‌های اخیر جایگاه نابرابرترین منطقه جهان را به خود اختصاص داده است. در خاورمیانه ۱۰ درصد ثروتمندان ۶۴ درصد درآمد ملی را در اختیاردارند که نشان می‌دهد از هر ۱۰۰ دلاری که در آسیا تولید می‌شود ۶۴ دلار به ۱۰ درصد طبقه بالای درآمدی جامعه تعلق می‌گیرد؛ بنابراین آسیا در سال‌های اخیر به مکان نابرابرتری ازلحاظ اقتصادی نسبت به دیگر نقاط جهان تبدیل‌شده است (Alvaredo & Piketty, 2017).

در بسیاری از کشورهای توسعه‌یافته و درحال‌توسعه، توزیع درآمد بین خانوارها در حال حاضر نابرابرتر از دو دهه پیش است. بر اساس مطالعات و مقایسه آمارها، شکاف درآمدی در منطقه آسیا از دیگر مناطق جهان بیشتر است و طبقه متوسط که به‌عنوان موتور توسعه اقتصادی و سیاسی از آن یاد می‌شود، در منطقه آسیا پیوسته در حال کوچک شدن است. وضعیت درآمدی ساکنان طبقه متوسط می‌تواند با تحولات سیاسی و اجتماعی آن مرتبط باشد و به‌عنوان عاملی کلیدی در وضعیت ناآرام این طبقه محسوب شود. ازنظر اقتصاددانان، وجود طبقه متوسط برای توسعه سیاسی و اجتماعی و انجام اصلاحات در اقتصاد شرط لازم است و فقدان این طبقه و نابودی آن در آسیا می‌تواند چشم‌انداز اصلاحات و ثبات در کشورهای این منطقه را تحت تأثیر قرار دهد. از طرفی وجود طبقه متوسط برای پویایی و تکامل اقتصاد از اهمیت قابل‌توجهی برخوردار است (Assouad & Morgan,2018). در دهه اخیر میانگین وزنی جمعیت نابرابری درآمد درون کشوری نشان می‌دهد که نابرابری درآمد در

[1] World Wealth and Income Database

کشورهای توسعه‌یافته ۹ درصد و در کشورهای درحال‌توسعه ۱۱ درصد افزایش‌یافته است.

بنابراین، آسیا دارای ساختار اجتماعی دوگانه است. یک گروه بسیار ثروتمند در بالای هرم و توده بسیار فقیرتری از جمعیت با درآمد ناچیز در سطح پایین هرم طبقاتی وجود دارد. این ساختار منعکس‌کننده کوچک بودن طبقه متوسط است، مطابق داده‌ها سهم درآمدی طبقه متوسط در آسیا به زیر ۳۰ درصد در سال ۲۰۱۸ تنزل کرده است: بدین معنی که از هر ۱۰۰ دلار درآمد کمتر از ۳۰ دلار به طبقه متوسط تعلق می‌گیرد (Lucas & Piketty,2021). از طرفی وضعیت توزیع درآمد در سال‌های اخیر نیز چندان دچار تغییر و تحول مثبت نشده است، بنابراین می‌توان گفت با پدیده مرگ طبقه متوسط در کشورهای آسیا ازجمله ایران مواجه هستیم. افزایش نابرابری باعث ایجاد تهدیدات ساختاری جدید و عمیق شامل تکرار چرخه فقر و نابرابری می‌شود. ازآنجایی‌که چند صد میلیون نفر در این منطقه زندگی می‌کنند، ناامیدی در تأمین نیازهای اساسی افراد و خانواده‌ها، باعث تشدید تضادها و درگیری‌های مسلحانه و آشفتگی در سراسر منطقه می‌شود و درنهایت منجر به ایجاد تنش‌های سیاسی، اجتماعی و فرهنگی خواهد شد.

یکی از راه‌های توزیع برابر درآمد وجود بنیان‌های نهادی و مؤسسات است. پس از نیمه دوم قرن بیستم مطالعات متعددی با توجه به نقش رویکرد نهادی و سیاسی به کاهش نابرابری انجام شده است. بر اساس این مطالعات وجود نهادها و مؤسسات قوی باعث انباشت سرمایه، نوآوری، صرفه‌های ناشی از مقیاس آموزش و درنهایت منجر به رشد اقتصادی می‌شود. نهادها عامل اصلی یا بنیادین رشد و توسعه کشورها هستند (Acemoglu et al, 2005). این دیدگاه منشأ اصلی تفاوت فراوان کشورها در رشد توسعه و رفاه اقتصادی را در ساختارها و بنیان‌های نهادی آن‌ها می‌داند. نهادها با ایجاد یک ساختار باثبات در روابط انسان‌ها منجر به کاهش نا اطمینانی کاهش هزینه‌های مبادلات و افزایش انگیزه‌های افراد می‌شوند. نابرابری درآمدی به یکی از چالش‌های بزرگ جهان تبدیل‌شده است که اکثر کشورهای آسیایی با آن روبه‌رو هستند، هرچند بشر در چند دهه اخیر توانسته به فنّاوری و افزایش بهره‌وری در زمینه‌های تولید برسد؛ اما در زمینه توزیع درآمد باوجود افزایش رشد اقتصادی در این کشورها موفق عمل‌نکرده است. نگرانی در مورد نابرابری درآمدی افزایش‌یافته در بسیاری از کشورهای جهان درحال‌توسعه، نیاز به درک عمیق‌تر نابرابری دارد (uzar, 2023).

این مسئله تأثیر مخرب و گسترده‌ای بر زندگی میلیون‌ها نفر در سراسر جهان دارد و اهمیت آن ازآنجاست که تأثیرات آن بیشتر از محدوده اقتصادی به حوزه‌های اجتماعی، سیاسی و فرهنگی گسترش‌یافته است. همچنین، نابرابری درآمدی می‌تواند به ناپایداری اقتصادی منجر شود. با کاهش نابرابری، می‌توان به رشد اقتصادی پایدارتر دست‌یافت. مطالعه نابرابری درآمدی می‌تواند در شناخت عوامل نابرابری درآمدی به سیاست‌گذاران کمک می‌کند تا سیاست‌هایی را طراحی کنند که به توزیع عادلانه‌تر درآمدها منجر شود و عدالت اجتماعی را تقویت کند.

با شناسایی عوامل نابرابری، می‌توان به کاهش فقر و بهبود شرایط زندگی افراد کم‌درآمد کمک کرد. به‌علاوه نابرابری می‌تواند به نارضایتی اجتماعی و ناآرامی‌ها منجر شود. کاهش نابرابری می‌تواند به ثبات اجتماعی کمک کند و در آخر نابرابری درآمدی می‌تواند به تفاوت‌های قابل‌توجهی در دسترسی به خدمات بهداشتی و آموزشی منجر شود و با کاهش آن می‌توان به بهبود سلامت و آموزش عمومی دست‌یافت؛ بنابراین، کاهش نابرابری یکی از چالش‌های اساسی اقتصادی و اجتماعی در جوامع جهانی است و مطالعه عوامل مؤثر بر کاهش نابرابری درآمدی ضروری به نظر می‌رسد. ازاین‌رو، بررسی تأثیر عوامل نهادی بر کاهش نابرابری در کشورهای منتخب آسیا در دوره زمانی ۲۰۲۰-۱۹۹۰ با استفاده از رهیافت اقتصادسنجی فضایی می‌تواند نقش کشورها و تأثیر آن‌ها بر یکدیگر با در نظر گرفتن سرریز فضایی، رهیافت و تحلیل جدیدی درباره اهمیت مجاورت فضایی و جغرافیایی در کنار تأثیرگذاری عوامل نهادی و دیگر متغیرهای اقتصادی بر نابرابری را در نظر بگیرد. در ادامه ابتدا به توضیح مبانی نظری و مطالعات تجربی انجام‌شده پرداخته خواهد شد. سپس به معرفی مدل، معرفی متغیرهای پژوهش و روش‌شناسی تحقیق پرداخته‌شده و در بخش بعدی یافته‌های تحقیق موردبررسی قرارگرفته و درنهایت در بخش پایانی به جمع‌بندی و نتیجه‌گیری از نتایج تحقیق پرداخته می‌شود.

۲- مبانی نظری

۲-۱- اثر عوامل نهادی بر نابرابری

امروزه جهان از هر زمان دیگری ثروتمندتر است و در طول دهه‌های گذشته، به طور متوسط شاخص‌های اقتصادی و رفاهی روند رو به بهبود داشته اند، اما بیش از ۱.۲ میلیارد نفر هنوز در فقر شدید زندگی می‌کنند. یک درصد ثروتمندترین جمعیت جهان حدود چهل درصد از

دارایی‌های جهان را در اختیاردارند، درحالی‌که سهم پنجاه درصد جمعیت جهان بیش از یک درصد مالکیت نیست. در طول دو دهه گذشته، نابرابری درآمد به‌طور متوسط در داخل و بین کشورها در حال افزایش بوده است. درنتیجه، اکثریت قابل‌توجهی از جمعیت جهان در جوامعی زندگی می‌کنند که امروزه نسبت به ۲۰ سال پیش نابرابرتر هستند. نهاد یکی از عوامل مؤثر بر توسعه است که به‌صورت جدی از دهه ۱۹۹۰ مباحث زیادی را به خود اختصاص داده است. اهمیت تأثیر نهادها بر توسعه، به‌طور مستقیم و غیرمستقیم از طرف متغیرهای مانند بهره‌وری و سرمایه انسانی است. برخی از محققان، نهادها را عامل اصلی مسیرهای متفاوت توسعه کشورها می‌دانند (ACEMOGLU ET AL, 2005). عوامل نهادی نقش مهمی در شکل‌گیری نابرابری در جوامع و کشورهای مختلف دارند. حکومت‌داری خوب و نهادهای مؤثر که اغلب با حکمرانی خوب همراه هستند، برای توسعه بلندمدت اقتصادی و پیشرفت اجتماعی ضروری هستند. نهادهای اقتصادی نه‌تنها عامل تعیین‌کننده در افزایش رشد اقتصادی یک کشور هستند، بلکه می‌توانند بر نتایج اقتصادی مانند توزیع منابع نقش مؤثر و تعیین‌کننده داشته باشند. یک اقتصاد زمانی موفق است که نهادهای اقتصادی کارا عمل کنند. نهادهای اقتصادی کارا، تضمین‌کننده اجرای حقوق مالکیت، انگیزه سرمایه‌گذاری، نوآوری و شرکت فعالیت‌های اقتصادی هستند (ACEMOGLU ET AL, 2005).

نهادها از کانال های مختلفی بر کاهش نابرابری تاثیرگذار هستند. اولین کانال از طریق کنترل فساد، حاکمیت قانون، اثربخشی دولت، پاسخگویی، کیفیت بوروکراتیک است. مکانیسم تاثیرگذاری به این شکل است که وقتی مؤسسات به‌خوبی کار می‌کنند، می‌توانند با تضمین دسترسی عادلانه به منابع و ارتقای ثبات اقتصادی به کاهش نابرابری کمک کنند (COCCIA, 2021). کشورها تغییرات نهادی را باهدف بهبود اثربخشی حکمرانی و حاکمیت قانون انجام می دهند. تقویت نهادها می‌تواند به کاهش نابرابری کمک کند و باعث توسعه اجتماعی-اقتصادی پایدار شوند (ONGO & SONG,2022). مؤسسات مؤثر با تضمین عدالت، ثبات اقتصادی و دسترسی به منابع به کاهش نابرابری کمک می‌کنند و با کمک به دولت‌ها و سیاست‌گذاران نقش مهمی در شکل‌دهی ارتقای عدالت در جامعه دارند(DAVID & MAGO,2023). مؤسسات و نهادهای ضعیف، فعالیت اقتصادی را غیرمولد می‌کند که می‌تواند رشد بلندمدت را تضعیف کند و نابرابری را افزایش دهد. در مقابل، نهادهای کارآمد جامعه را قادر می‌سازند تا به‌درستی به سمت رشد و توسعه پایدار حرکت کنند. نهادهای ناکارآمد و ضعیف اقتصاد را آسیب‌پذیر می‌کنند و می‌توانند نابرابری درآمدی را توضیح دهند.

کانال دوم از طریق تضعیف حق مالکیت است. نهادگرها استدلال می‌کنند که کیفیت ضعیف مؤسسات، امنیت حقوق مالکیت را به خطر می‌اندازد. این عدم اطمینان در مورد حقوق مالکیت می‌تواند سرمایه‌گذاری خارجی را کاهش و منجر به کاهش رشد اقتصادی و افزایش نابرابری شود (KNACK & KEEFER, 1997, KNACK & KEEFER, 1997). در کشورهای فاقد نهاد و مؤسسات سیاسی قوانین مرتبط با حق مالکیت تضعیف شده و منجر به کاهش سرمایه گذاری و فرار سرمایه می شود (GUPTA ET AL, 1998). نورث (۱۹۸۱) بیان می‌کند که نهادها قواعد بازی در جامعه هستند و نقش مهم و تعیین‌کننده‌ای در مبادلات اقتصادی و اجتماعی دارند. اقتصاددانان به دلیل نقش مهم تأثیر آن ها بر پدیده‌ها و فعالیت‌های اقتصادی و کاهش عدم اطمینان تاکید دارند (HODGSON, 2006)؛ بنابراین، نابرابری را نمی‌توان فقط به عوامل اقتصادی مرتبط دانست، بلکه با عوامل غیراقتصادی، به‌ویژه کیفیت نهادی، ارتباط غیرقابل‌انکاری دارد و می تواند محیط مناسب را برای افزایش سرمایه گذاری، جذب سرمایه گذاری خارجی و کاهش هزینه های تولید فراهم کند و در نتیجه به توزیع مجدد درآمد از طریق توزیع فرصت ها کمک کند؛ بنابراین، می‌توان دلایل شکست کشورهای درحال‌توسعه در دستیابی به اهداف اقتصادی را در نبود نهادها و مؤسسات در این کشورها توضیح داد (NORTH, 1981: JONES, 1981).

کانال سوم از طریق قانون اساسی آن کشور است. ساختار کلی نهادهاي سیاسی یک کشور قانون اساسی یک کشور را تعیین می‌کند. نهادهاي سیاسی شامل نوع حکومت، قدرت تخصیص داده‌شده و محدودیت‌های اعمال‌شده روي سیاست‌گذاران و نخبگان سیاسی است. نهادهاي اقتصادي (مانند حقوق مالکیت) شکل‌دهنده محیط اقتصادي هستند که افراد و شرکت‌ها در آن فعالیت می‌کنند. نهادهاي اقتصادي به‌وسیله نهادهاي سیاسی و به‌طور کلی‌تر به‌وسیله نهادهاي اجتماعی شکل می‌گیرند که در بستر قانون شکل می گیرند (ACEMOGLU ET AL, 2005). ازنظر الینور استروم، برنده جایزه نوبل، نهادهای مناسب حل مشکلات را از طریق اقدام جمعی مؤثر در فضای سیاسی مناسب امکان‌پذیر می‌کنند، درحالی‌که نبود مؤسسات یا نهادهای ضعیف مانع حل مسئله می‌شوند؛ بنابراین، اجرای سیاست‌های کاهش و تعدیل توزیع درآمد و ثروت بین اقشار مختلف جامعه و کاهش نابرابری درآمدی که چالش‌های مهم کشورهای درحال‌توسعه است، از طریق نهادها امکان پذیر است (ALI ET AL,2021).

از دیگر کانال های موثر می توان به نقش نهادهای ضعیف که منجر به ناکارآمدی بازار و تخصیص نادرست منابع اشاره کرد که منجر به زیرساخت‌های فیزیکی نامناسب، سطح پایین

سرمایه انسانی و محدودیت‌های ساختاری و اقتصادی می شود (. (KNACK & KEEFER 1997 همچنین، در شرایط نبود نهادهای کارامد، ذینفعان فرار مالیاتی و معافیت مالیاتی (درنتیجه فساد) ثروتمندتر می شوند و این به این معنی است که کل بار مالیاتی بر دوش فقرا می‌افتد و نابرابری را تشدید می کند(ANDRES & RAMLOGAN, 2011). بنابراین نهادهاي خوب باعث ایجاد ساختار انگیزشی و افزایش رقابت در بازار می‌شوند که باعث افزایش نوآوری، کاهش نااطمینانی، تشویق کارایی و بنابراین کمک به بهبود عملکرد اقتصادي می‌شود (HACIBEDEL,2024).

همچنین نهادها می‌توانند قوانین سیاسی، اقتصادی و قوانین قراردادها، همچنین، تعاملات غیررسمی مانند هنجارهای رفتاری، نگرش‌ها و حتی فرهنگ یک جامعه شکل دهد. بر اساس دیدگاه نورث، نهادهای رسمی توسط نهادهای غیررسمی جهت‌دهی و شکل می‌گیرند، به‌طورکلی عوامل نهادی رسمی عواملی هستند که به‌صورت رسمی تدوین می‌شوند و نظام اجرای مصوب از قوانین در یک انجمن، جامعه و یا ملت هستند و شامل نهادهای رسمی و قوانین اقتصادی سیاسی می‌باشند (EUNNI, 2010). نهادها انگیزه‌های کلیدی عوامل اقتصادی را تقویت می‌کنند و بر سرمایه‌گذاری فیزیکی و انسانی و فنّاوری و بر سازمان‌دهی تولید تأثیر می‌گذارند. اگرچه عوامل فرهنگی و جغرافیایی نیز ممکن است برای عملکرد اقتصادی اثرگذار باشند، اما تفاوت در نهادهای اقتصادی منبع اصلی تفاوت کشورها و میزان موفقیت یک کشور به‌حساب می‌آیند (OSTRY,ET AL 2018). نهادهای ضعیف راه را برای فساد، بی‌ثباتی سیاسی و سایر بی‌نظمی‌هایی که حقوق مالکیت را تضعیف می‌کند هموار می‌کند و درنتیجه باعث افزایش نابرابری درآمدی در این کشورها می‌شود. پروتی (۱۹۹۶) معتقد است که نابرابری درآمد در کشورهای دارای ناآرامی اجتماعی و بی‌ثباتی سیاسی نسبتاً بالا است (CHONG & GRADSTEIN, 2007).

همچنین کیفیت نهادی ضعیف‌تر توزیع درآمد را بدتر می‌کند. کیفیت ضعیف نهادی ناکارآمدی دولت و رفتار فرصت‌طلبانه را تقویت می‌کند که به بخش‌های از بازیگران اقتصادی اجازه می‌دهد ثروت جمع کنند. به‌طورکلی موضوع چگونگی تأثیر نهادها بر توزیع درآمد بحث قابل‌توجه در ادبیات اقتصادی برای بیش از چهار دهه بوده است، زیرا اکثر محققان بر این باورند که شکست اصلاحات اقتصادی ممکن است با حفاظت از منافع نخبگان اقتصادی و اجتماعی به‌جای حمایت از فقرا و محرومان، شرایط سیاسی را به خطر بیندازد (BATUO & ASONGU, 2015). ضعف عوامل نهادی در کشورهای آسیا باعث رشد فساد اداری، مالیات‌های بالا، محدودیت‌های اعتباری و تشریفات اداری شده است (WILLIAMS &

(SCHNEIDER, 2016) و نابرابری را افزایش داده است. نبود نهادها و مؤسسات قوی در آسیا می‌تواند سطح نابرابری در این منطقه را توضیح دهد. درواقع، بیشتر کشورهای آسیا ضعف‌های نهادی یا نهادها در آن‌ها وجود دارد، عموماً با درگیری‌های مداوم و سطوح بالای بی‌ثباتی سیاسی و حکمرانی ضعیف روبه‌رو هستند.

۲-۲- رابطه رشد اقتصادی و نابرابری

بر اساس ادبیات اقتصادی یکی از عوامل مؤثر بر کاهش نابرابری، رشد اقتصادی است. رشد اقتصادی، متوسط درآمد را افزایش می‌دهد، می تواند منجر به افزایش یا کاهش نابرابری شود. نابرابری شاخص بارز توسعه‌نیافتگی اقتصادی، اجتماعی و فرهنگی است، ثبات سیاسی، همبستگی اجتماعی و همچنین سلامت جسمی و روحی ملت‌ها را تهدید کرده و موجب کاهش کارایی نیروی کار و درنهایت بهره‌وری اقتصادی می‌گردد (SADEGHI ET AL, 2007). تا زمانی که توزیع ناعادلانه و نابرابری وجود داشته باشد، فقرزدایی مؤثر نخواهد بود. مطالعات متعددی نشان می‌دهند که بدون رشد اقتصادی سریع و پایدار، امید چندانی به کاهش چشمگیر نابرابری وجود ندارد(RODRIK, 2000, ADAMS, 2004, RAVALLION & CHEN, 2007, PANAGARIYA, 2010). حداقل دو قرن پیش با ظهور سرمایه‌داری صنعتی و اقتصاددانان سیاسی مانند آدام اسمیت، کارل مارکس و جان استوارت نظریات اقتصادی توسعه یافت. آنان انباشت سرمایه و تولید را وسیله‌ای برای از بین بردن بدبختی و فقر می‌دانستند. درواقع، عدم رشد اقتصادی در بسیاری از کشورها در طول دهه ۱۹۹۰ منشأ ناتوانی این کشورها در مبارزه با نابرابری بوده است. اهمیت رشد اقتصادی در این است که مقدمه توسعه اقتصادی است که تضمین‌کننده کاهش نابرابری است که بدونِ رشد اقتصادی مفهومی ندارد (MDINGI, 2023).

به‌طورکلی رشد اقتصادی قدرتمندترین ابزار برای کاهش نابرابری و بهبود کیفیت زندگی در کشورهای درحال‌توسعه است. هم تحقیقات بین کشوری و هم مطالعات موردی کشوری شواهدی را ارائه می‌دهند که نشان می‌دهد رشد سریع و پایدار برای پیشرفت سریع‌تر به سمت اهداف توسعه حیاتی است. رشد می‌تواند رفاه را افزایش دهد و فرصت‌های جدیدی را ایجاد کند. رشد قوی و فرصت‌های شغلی انگیزه والدین را برای سرمایه‌گذاری در آموزش فرزندانشان با فرستادن آن‌ها به مدرسه بهبود می‌بخشد؛ بنابراین رشد اقتصادی باعث پیشرفت توسعه انسانی می‌شود که به‌نوبه خود باعث کاهش نابرابری می‌شود (RODRIK, 2007) اما در شرایط مختلف، نرخ‌های رشد متفاوت می‌تواند اثرات بسیار متفاوتی بر نابرابری، داشته باشند. میزانی که رشد اقتصادی نابرابری را کاهش می‌دهد به میزان مشارکت فقرا در فرآیند

سهیم شدن در عواید آن بستگی دارد؛ بنابراین، هم سرعت و هم الگوی رشد اقتصادی برای کاهش نابرابری اهمیت دارد (RODRIK, 2007).همچنین، در مناطق با سریع‌ترین رشد اقتصادی (کشورهای شرق آسیا و اقیانوسیه و کشورهای جنوب آسیا) بیشترین کاهش نابرابری درآمدی گزارش‌شده است .(GROWTH & DEVELOPMENT REPORT, 2008) بررسی نابرابری و عوامل تأثیرگذار بر آن از جنبه‌های مختلف اهمیت دارد و قابل‌بررسی است. کاهش رشد اقتصادی از طریق مشکلات ساختاری، رکود، بیکاري گسترده، تغییرات جمعیتی و سایر عوامل اجتماعی و اقتصادي مختلف موجب شود منجر به افزایش نابرابری می شود. رشد اقتصادی با کاهش بیکاری، افزایش مراقبت‌های بهداشتی و مستمری، کاهش شوک‌های اقتصادی و افزایش درآمد مالیاتی می‌تواند ثروت را دوباره توزیع کند و نابرابری درآمد را کاهش دهد (.BERG ET AL,2018).

در مقابل مطالعات تجربی وجود دارد که رشد اقتصادی می‌تواند نابرابری درآمدی را تشدید کند (RAVALLION & CHEN, 2007). با پایان سال‌های رشد سریع دهه ۷۰ و افزایش چشمگیر نابرابری در دهه‌های ۸۰ و ۹۰، آشکار شد که رابطه رشد با نابرابری همیشه برقرار نیست. به‌عبارت‌دیگر، اگر نابرابری درآمدی به میزان قابل‌توجهی افزایش‌یافته باشد، یعنی ثروتمندان ثروتمندتر شده و درآمد فقرا ثابت و یا کاهش‌یافته باشد، یک کشور می‌تواند بدون هیچ مزیتی برای فقرا نرخ رشد متوسط مستمر و بالا داشته باشد. تأثیر منفی رشد اقتصادی بر نابرابری از مکانیسم‌های مختلف صورت می‌گیرد. اول اینکه رشد اقتصادی اغلب منجر به پیشرفت‌های فنّاورانه و تغییر در تقاضا برای مهارت‌های مختلف می‌شود. با ظهور فن‌آوری‌های جدید، مهارت‌های خاصی ایجاد می‌شوند و کسانی که مهارت‌های مربوطه رادارند از دستمزدهای بالاتر بهره‌مندمی شوند، درحالی‌که دیگران ممکن است با رکود دستمزد یا حتی جابجایی شغل مواجه شوند. درنتیجه، رشد اقتصادی می‌تواند نابرابری درآمد را با افزایش شکاف بین کارگران بامهارت بالا و کارگران کم مهارت تشدید کند. همچنین، رشد اقتصادی می‌تواند شغل ایجاد کند، اما کیفیت این مشاغل مهم است (BRADY,2024).

اگر رشد عمدتاً در بخش‌های کم دستمزد (به‌عنوان‌مثال، کشاورزی، خدمات غیررسمی) رخ دهد، ممکن است منجر به بهبود قابل‌توجهی در رفاه کلی نشود. کانال دیگر سرمایه‌گذاری در آموزش و توسعه مهارت برای رشد فراگیر است. وقتی رشد اقتصادی با دسترسی بهتر به آموزش همراه باشد، می‌تواند نابرابری را با توانمندسازی افراد برای مشارکت در بخش‌های پردرآمد کاهش دهد و دسترسی نابرابر به آموزش باکیفیت می‌تواند نابرابری‌ها را تداوم بخشد. از طرف دیگر رشد اقتصادی به‌طور مساوی در بین مناطق یک کشور توزیع

نمی‌شود. مراکز شهری معمولاً رشد سریع‌تری را تجربه کنند، درحالی‌که مناطق روستایی ممکن است عقب بمانند. پرداختن به نابرابری‌های منطقه‌ای نیازمند سیاست‌های هدفمند است تا اطمینان حاصل شود که رشد به نفع همه جوامع است(BOBZIEN, 2023).

به‌طور خلاصه، رشد اقتصادی می‌تواند نابرابری را تشدید یا کاهش دهد. تاثیرگذاری نهایی به عواملی مانند پویایی بازار کار، آموزش، سیاست‌های اجتماعی و مالکیت دارایی بستگی دارد. سیاست‌گذاران باید بین تقویت رشد و اطمینان از تقسیم عادلانه منافع آن تعادل ایجاد کنند. رشد اقتصادی می‌تواند باعث کاهش فقر شود، اما اثر آن بر نابرابری به شرایط و وضعیت کشورها بستگی دارد. لذا توجه و نگرشی نو به سطوح بالاي نابرابري درآمدي که ویژگی اساسی بسیاري از کشورهای آسیایی است، دارای اهمیت است.

۳- پیشینه پژوهش

۳-۱- مطالعات داخلی

خداوردی سامانی و همکاران (۱۴۰۴) در مطالعه‌ای با عنوان «سرریز فضایی تمرکززدایی مالی بر رفاه اجتماعی در استان‌های ایران طی سال‌های ۱۳۸۵-۱۳۹۷: رویکرد اقتصادسنجی فضایی»، با استفاده از مدل فضایی SAC به بررسی سرریز فضایی تمرکززدایی مالی پرداخته‌اند. نتایج این پژوهش بر وجود آثار سرریز میان مناطق و انتقال آثار سیاست‌های اقتصادی از یک منطقه به مناطق مجاور تأکید دارد (KHODAVARDI SAMANI ET AL., 2025).

پیرزادی و همکاران (۱۴۰۳) در پژوهشی با عنوان «آثار محلی و سرریز فضایی شمول مالی بر نابرابری درآمد: یک تحلیل بین‌استانی»، با استفاده از الگوهای اقتصادسنجی فضایی به بررسی رابطه شمول مالی و نابرابری درآمد پرداخته‌اند. نتایج نشان می‌دهد که شمول مالی اثر منفی و معناداری بر ضریب جینی دارد و در برخی الگوهای اقتصادسنجی فضایی، آثار سرریز فضایی آن نیز معنادار است (PIRZADI ET AL., 2024).

قلی‌زاده و عالمی (۱۴۰۲) به بررسی ارتباط بین کیفیت نهادها و حکمرانی خوب با فرار مالیاتی طی دوره زمانی ۹۶-۱۳۵۷، با استفاده از روش علل چندگانه – شاخص چندگانه (MIMIC) پرداخته‌اند. نتایج به‌دست‌آمده نشان می‌دهد تأثیر کیفیت نهادی هم در کوتاه‌مدت و هم در بلندمدت منفی و معنادار بوده و بیانگر آن است که بهبود کیفیت نهادها در ایران طی دوره مورد مطالعه، عاملی در جهت ممانعت از رشد بیشتر اقتصاد زیرزمینی و فرار مالیاتی است (GHOLIZADEH & AELMI, 2023).

مرادی و همکاران (۱۴۰۲) در پژوهشی اثر حکمرانی خوب بر نابرابری درآمد را در کشورهای منتخب در حال توسعه و توسعه‌یافته، با تأکید بر کنترل فساد طی دوره زمانی ۲۰۱۷-۲۰۰۰ بررسی کرده‌اند. نتایج نشان می‌دهد شاخص‌های حاکمیت قانون و کنترل فساد در هر دو گروه کشورها و در تمام چارک‌ها به ترتیب اثرات منفی و مثبت معناداری بر نابرابری درآمد دارند. همچنین ضریب شاخص ثبات سیاسی نشان می‌دهد که در دو چارک اول در هر دو گروه کشورها، اثر منفی و معناداری بر نابرابری درآمد (ضریب جینی) دارد؛ امری که می‌تواند ناشی از تضعیف انگیزه سرمایه‌گذاری و تقویت مصرف‌گرایی در شرایط بی‌ثباتی سیاسی باشد (MORADI ET AL., 2023).

بهنژاد (۱۴۰۱) نقش نهادها را در تأثیر رشد اقتصادی بر فقر و نابرابری درآمد در کشورهای با درآمد سرانه متوسط و بالا بررسی کرده است. این مطالعه برای مدل فقر دوره ۲۰۲۰-۲۰۱۵ و برای نابرابری درآمدی دوره ۲۰۱۶-۲۰۰۲ را با استفاده از روش پانل آستانه‌ای مورد بررسی قرار داده و کیفیت نهادی را با شاخص کلی حکمرانی خوب بانک جهانی اندازه‌گیری کرده است. نتایج نشان می‌دهد بهبود شرایط نهادی موجب تقویت اثر رشد اقتصادی بر کاهش فقر و نابرابری درآمد می‌شود (BEHNEJAD, 2017).

ایوبی (۱۴۰۱) رابطه بین کیفیت نهادی و رشد اقتصادی را در دو گروه از کشورهای منتخب منطقه منا طی سال‌های ۲۰۰۵ تا ۲۰۱۹ با استفاده از روش گشتاورهای تعمیم‌یافته بررسی کرده است. نتایج نشان می‌دهد کیفیت نهادی می‌تواند مانع از اثرگذاری مثبت سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و باز بودن تجاری بر رشد اقتصادی شود و همچنین بهبود کیفیت نهادی، شدت رقابت ناشی از گشایش تجاری را در برخی مناطق کاهش می‌دهد (AYUBI, 2021).

عزیزی و همکاران (۱۴۰۱) رابطه کیفیت نهادی با توسعه مالی را در کشورهای در حال توسعه طی سال‌های ۲۰۱۵-۱۹۹۹ با استفاده از داده‌های پانل و روش GMM بررسی کرده‌اند. نتایج نشان می‌دهد کیفیت نهادها، سطح بالاتر دموکراسی و حمایت از حقوق مالکیت اثر مثبت و معناداری بر توسعه مالی در کشورهای مورد بررسی دارد (AZIZI ET AL., 2021).

حسینی و همکاران (۱۴۰۰) با استفاده از روش خودتوضیح با وقفه‌های گسترده (ARDL)، تأثیر دموکراسی بر رابطه رشد اقتصادی و نابرابری درآمدی در ایران طی دوره ۱۳۹۷-۱۳۵۰ را بررسی کرده‌اند. نتایج نشان می‌دهد فرضیه کوزنتس در ایران رد نمی‌شود، اما ورود متغیر دموکراسی موجب کاهش اثر منفی رشد اقتصادی بر نابرابری درآمد شده و رشد همراه

با گسترش مردم‌سالاری اثر معکوس و معناداری بر نابرابری درآمدی دارد (HOSSEINI ET AL., 2021).

مبارک و همکاران (۱۳۹۸) تأثیر متغیرهای نهادی بر رشد اقتصادی را در کشورهای در حال توسعه و توسعه‌یافته طی دوره ۲۰۱۵-۱۹۹۵ با استفاده از مدل رگرسیونی انتقال ملایم تابلویی بررسی کرده‌اند. نتایج نشان می‌دهد شاخص حاکمیت قانون و سایر شاخص‌های کیفیت نهادی، آزادی اقتصادی و سرمایه انسانی در هر دو رژیم اثر مثبت و معناداری بر رشد اقتصادی دارند (MUBARAK ET AL., 2017).

۲-۳- مطالعات خارجی

سزی پانیاک و همکاران (۲۰۲۲)، به بررسی تأثیر عوامل تعیین‌کننده نهادی بر نابرابری درآمد در اندونزی، از سال ۲۰۱۹–۱۹۹۹ بر اساس تکنیک هم‌انباشتگی انگل و گرنجر و مدل خودرگرسیون با وقفه توزیعی پرداختند. نتایج نشان می‌دهد که بهبود عوامل نهادی و آزادی اقتصادی، کنترل فساد، اثربخشی دولت، وجود مقررات و ثبات سیاسی، به‌طور قابل‌توجهی نابرابری درآمد را در دوران اصلاحات در اندونزی کاهش داد (Szczepaniak et al., 2022).

لبیدی و همکاران (۲۰۲۲)، به بررسی سه‌گانه فقر گسترده، رشد اقتصادی و نابرابری درآمد با استفاده از مدل خودرگرسیون برداری و داده‌های پانلی برای ۵۶ کشور آسیای جنوبی و آفریقای جنوب صحرا از سال ۱۹۹۰ تا ۲۰۲۰ پرداختند. نتایج نشان می‌دهد که رشد اقتصادی تأثیر مثبت و معناداری بر نابرابری درآمدی دارد. همچنین، بین رشد اقتصادی و فقر گسترده رابطه منفی و معنادار وجود دارد.(Labidi et al., 2022)

ساوادوگو و همکاران (۲۰۲۱)، به بررسی توسعه مالی، نابرابری درآمد و نقش نهادها در جنوب صحرای آفریقا برای ۲۸ کشور بین سال‌های ۲۰۱۶–۲۰۰۴ پرداختند. با استفاده از یک مدل رگرسیون مخلوط محدود، نتایج به‌دست‌آمده نشان می‌دهد تأثیر توسعه مالی بر نابرابری درآمد در دو سطح از کشورها متفاوت است. همچنین، کشورهایی با کیفیت نهادی بالا در طبقه‌ای قرار می‌گیرند که توسعه مالی نابرابری درآمد را کاهش می‌دهد، اما این اثر برای کشورهای با کیفیت نهادی پایین معنی‌دار نیست. افزون بر این، اگر کشورهای جنوب صحرای آفریقا می‌خواهند از مزایای توسعه مالی بهره‌مند شوند، نیاز به توسعه محیطها و نهادهای دموکراتیک دارند.(Sawadogo & Semedo, 2021)

آدلی و همکاران (۲۰۲۰)، به بررسی تطبیقی سه‌گانه رشد، فقر و نابرابری در کشورهای جنوب صحرای آفریقا و کشورهای آمریکای لاتین و کارائیب با استفاده از حداقل

مربعات معمولی، اثرات ثابت و سیستم GMM برای سال‌های ۲۰۰۰ تا ۲۰۱۵ پرداختند. نتایج نشان می‌دهد که رشد اقتصادی خاصیت کاهش فقر را دارد؛ نرخ رشد نابرابری فقر را تشدید می‌کند و نابرابری نیز تأثیر رشد بر فقر را تشدید می‌کند. همچنین، سه‌گانه رشد–فقر–نابرابری در گروه‌های درآمدی و نمونه‌های منطقه‌ای متفاوت است. ازاین‌رو، نابرابری درآمد یک عامل تعیین‌کننده مهم فقر محسوب می‌شود.(Adeleye et al., 2020)

ژانگ و ناکیر (۲۰۱۹)، توسعه مالی و نابرابری را در ۱۴۳ کشور در حال توسعه و توسعه‌یافته با استفاده از مدل رگرسیون خطی مورد بررسی قرار دادند. نتایج نشان می‌دهد که چهار بعد از پنج بعد توسعه مالی (دسترسی، عمق، کارایی و ثبات) می‌تواند به‌طور قابل‌توجهی نابرابری و فقر را کاهش دهد. همچنین، آزادسازی مالی موجب افزایش نابرابری و فقر می‌شود و توسعه بانکداری نسبت به توسعه بازار سهام تأثیر معنادارتری بر توزیع درآمد دارد (Zhang & Naceur, 2019).

۳-۳- نوآوری پژوهش

باوجود مطالعات متعدد انجام‌شده درزمینهٔ عوامل مؤثر بر نابرابری، این پژوهش از دو منظر نسبت به دیگر مطالعات انجام شده نوآوری دارد. اول اینکه اثرات سرریز از یک کشور به کشورهای مجاور را مورد بررسی قرار می دهد. با توجه به روند جهانی شدن و توسعه روابط بین کشورها به دلیل کاهش هزینه های حمل و نقل و تسهیل ارتباط از طریق فضای مجازی بررسی اثرات سرریز از یک کشور به کشورهای مجاور دارای اهمیت است و ضروری به نظر می رسد. دوم اینکه در آسیا باوجود منابع و درآمدهای زیاد کشورها، آمارها نشان‌دهنده نابرابری کاهش پیدا نکرده است، بنابراین نشان می دهد به جز عوامل اقتصادی؛ عوامل نهادی هم می تواند نقش تعیین کننده در مقدار نابرابری داشته باشد که با درنظر گرفتن چند متغیر به عنوان شاخص هایی از عوامل نهادی در کنار عوامل اقتصادی به اهمیت نهادها با مولفه های جامع مورد بررسی قرار می دهد.

۴- روش تحقیق

در این پژوهش، روش تحقیق از نوع تحلیلی و اقتصادسنجی فضایی است. داده‌های این پژوهش از بانک جهانی و سایت روندهای کلان جمع‌آوری‌شده است. در برآورد مدل داده‌های پانل فضایی ذکر چند نکته ضروری است که اولاً تأثیرات فضایی در محاسبات عواملی هستند که با مکان متغیرها مرتبط هستند. اولین عامل موضوع وابستگی یا خودهمبستگی فضایی بین مشاهدات داده‌های نمونه در نقاط مختلف و عامل دوم، ساختار یا ناهمگونی فضایی که توسط

روابط مدل برای حرکت در صفحه ایجاد می‌شود. مختصات با داده‌های نمونه تغییر می‌کند. برای تشخیص فضایی بودن داده‌ها نیاز به انجام آزمون‌های تشخیص فضایی است، در این مطالعه برای کشور ها که داری ارتباط جغرافیایی هستند، ماتریس وزنی تشکیل می شود. ماتریس وزنی از نوع مجاورت است. ماتریس مجاورت یا همسایگی برای ۱۵ کشور مورد بررسی تشکیل شده است. به این شکل که برای کشورهای مجاور یا همسایه مقدار یک و برای کشورهای غیرمجاور مقدار صفر در نظر گرفته شده است. بنابراین، ماتریس مجاورت یک ماتریس متقارن۱۵*۱۵ با عناصر روی قطر اصلی صفر و عناصر خارج از قطر اصلی صفر و یک می باشد. برای برآورد مدل از نرم‌افزار استاتا استفاده می‌شود.

در داده های پنل با ویژگی های فضایی می‌توان اثرات ثابت و تصادفی را برای مدل در نظر گرفت و با استفاده از آزمون هاسمن فضایی بهترین مدل را از میان مدل‌های SAR،SDM،SAC، SEM و GSPRE انتخاب می‌شود که بر اساس تأثیر فضایی اجزای اخلال یا متغیر وابسته تعریف می‌شوند که در ادامه به طور خلاصه به ان ها اشاره می شود NIK PESIAN, & SHAHBAZI (۲۰۲۳).

الف) مدل خودرگرسیون **(SAR)** یا مدل‌های خودرگرسیون فضایی که به صورت معادله (۱) زیر است:

$$Y_{it} = \rho w_{ij} y_{it} + X_{jit}\,\beta + \mu_i + \varepsilon_{it} \qquad (۱)$$

در این مدل منبع انتشار اثرات تصادفی از طرف متغیر وابسته است. $\varepsilon \sim N(۰, \delta^{۲})$ برداری از متغیرهاست که بیانگر اثرات ثابت یا تصادفی است.

ب) مدل دوربین فضایی **(SDM)** که شکل تعمیم‌یافته مدل SAR است که تأثیر متغیر وزنی بر متغیرهای توضیحی و وابسته بردار اثرات ثابت یا تصادفی را شامل می‌شود. که معادله (۲) آن را به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$Y_{it} = \rho w_{ij} y_{it} + X_{jit}\,\beta + \theta W_{ij} Z_{jit} + \mu_i + \varepsilon_{it} \qquad (۲)$$

در معادله فوق Z_i می‌تواند مساوی یا غیرمساوی X_i باشد.

ج) مدل خطای فضایی **(SEM)** که اثرات فضایی از طریق اجزای اخلال توضیح داده می‌شود توجه به خودهمبستگی فضایی اجزای اخلال است. معادله مدل به صورت معادله (۳) زیر است:

$$Y_{it} = X_{jit}\beta + \mu_i + v_{it} \qquad ,v_{it} \lambda M\, v_t + \varepsilon_{it} \qquad (۳)$$

در معادله فوق M یک ماتریس وزنی فضایی است که می‌تواند مساوی یا غیرمساوی W باشد.

د) مدل خودهمبستگی (SAC) که این مدل ترکیبی از مدل‌های SAR و SEM است که به آن SARAR گفته می‌شود. معادله (۴) مدل به صورت زیر است:

$$y_{it} = \rho w_{ij} y_{it} + X_{jit}\,\beta + \mu_i + v_{it} \qquad ,v_{it} = \lambda M\, v_t + \varepsilon_{it} \qquad (۴)$$

در این مدل توجه بر روی اثرات ثابت است مدل اثرات فضایی هم از طریق متغیر وابسته و هم اجزای اخلال توضیح داده می‌شود در این معادله هم M یک ماتریس وزنی فضایی است که می‌تواند مساوی یا غیرمساوی W باشد.

در این پژوهش با برآوردی‌های انجام‌شده مدل SAC انتخاب استفاده‌شده است. برای انتخاب مدل اثرات ثابت و تصادفی می‌توان از آزمون‌های متفاوتی استفاده کرد که هرکدام به نوع دادهای و مدل و نرم‌افزار بستگی خواهند داشت از آزمون هاسمن فضایی و از نرم‌افزار STAT 17 استفاده‌شده است. مدل اولیه در این پژوهش برگرفته از مدل OUECHTATI (۲۰۲۳) به شرح معادله (۵) زیر است:

$$INEG_{it} = a_{\cdot} + a_{۱} Y_{it} + a_{۲} Ins_{it} + a_{۳} FI_{it} + a_4 PG_{it} + \varepsilon_{it} \qquad (۵)$$

که با بسط متغیرهای نهادی معادله (۶) داریم:

$$INEG_{it} = a_{\cdot} + a_{۱} Y_{it} + a_{۲} Cor_{it} + a_3 Law_{it} + a_4 Sta_{it} + a_5 Bur_{it} + a_6 Dem_{it} + a_7 FI_{it} + a_8 PG_{it} + \varepsilon_{it} \qquad (۶)$$

با توجه آزمون های صورت گرفته مدل برآورد شده فضایی به صورت SAC خواهد بود. این مدل ترکیبی از مدل‌های SAR و SEM است که به آن SARAR گفته می‌شود. معادله (۷) مدل به صورت زیر است:

$$y_{it} = \rho w_{ij} y_{it} + X_{jit}\,\beta + \mu_i + v_{it} \qquad ,\varepsilon_{it} = \lambda W\, \varepsilon_t + v_{it} \qquad (۷)$$

در این مدل توجه بر روی اثرات ثابت است مدل اثرات فضایی هم از طریق متغیر وابسته و هم اجزای اخلال توضیح داده می‌شود در این معادله هم M یک ماتریس وزنی فضایی است که می‌تواند مساوی یا غیرمساوی W باشد؛ بنابراین مدل نهایی برآورد شده به صورت معادله (۸) زیر خواهد بود.

$$INEG_{it} = a_. + a_1\rho \sum j\, W_{ij} INEG_{it} + a_2 Y_{it} + a_3 Cor_{it} + a_4 Law_{it} + a_5 Sta_{it} + a_6 Bur_{it} + a_7 Dem_{it} + a_8 FI_{it} + a_9 PG_{it} + \varepsilon_{it} \quad (۸)$$

که، $\varepsilon_{it} = \lambda W\, \varepsilon_t + v_{it}$

جدول ۱ به معرفی متغیرهای پژوهش پرداخته است.

جدول ۱. معرفی متغیرها
مأخذ: نتایج پژوهش

Table 1. Introduction of variables
Source: Research results

	متغیر	توضیحات
نابرابری	$INEG_{it}$	ضریب جینی
عوامل نهادی	Ins_{it}	شاخص‌های دموکراسی، کیفیت بوروکراسی، رعایت قانون، ثبات دولت و کنترل فساد
رشد اقتصادی	Y_{it}	سرانه نرخ تولید ناخالص داخلی
نرخ رشد جمعیت	PG_{it}	نسبت رشد سالانه
شاخص توسعه مالی	$\mathrm{PG_{it}}$	نسبت حجم نقدینگی به تولید ناخالص داخلی و نسبت اعتبارهای اعطایی به بخش خصوصی به تولید ناخالص داخلی

$INEG_{it}$: متغیر وابسته که از ضریب جینی که پرکاربرترین شاخص در مطالعات مختلف است، استفاده می‌شود (Kaulihowa & Adjasi, 2017)، Y_{it} سرانه رشد تولید ناخالص داخلی حقیقی به‌عنوان شاخص رشد اقتصادی،

Ins_{it} عوامل نهادی : متغیرهای عوامل نهادی از پنج متغیر نهادی از پایگاه بین‌المللی ریسک کشوری با استفاده از شاخص‌های دموکراسی، کیفیت بوروکراسی، رعایت قانون، ثبات

دولت و کنترل فساد اندازه‌گیری شده است و متغیرهای کنترل: به ترتیب شامل ،(، نرخ رشد جمعیت (PG_{IT}) و شاخص توسعه مالی(FI_{it}) می‌شود. همچنین، ε و V اجزا جز اخلال و T زمان I ویژگی خاص هر کشور است.

۱-۴- آمار توصیفی متغیرها

در این بخش آمار توصیفی، تجزیه و تحلیل دادهها با استفاده از شاخصهای مرکزی همچون میانگین و حداکثر و حداقل، انحراف معیار انجام پذیرفته است. خلاصه وضعیت آمار مربوط به متغیرهای تحقیق در **جدول ۲** برای متغیرها برای دوره ۱۹۹۰-۲۰۲۰ برآورد شده است.

جدول ۲. نتایج آمار توصیفی
مأخذ: محاسبات پژوهش

Table 2. Results of descriptive statistics
Restriction: Research calculations

متغیر	تعداد مشاهدات	میانگین	انحراف معیار	حداکثر	حداقل
$INEG_{it}$	۵۱۰	۰.۳۴۵	۰.۰۵۴	۰.۴۶ (امارات، ۲۰۰۴)	۰.۲۰۵ (تاجیکستان ، ۱۹۹۶)
Y_{it}	۵۱۰	۴.۶۳	۸.۹۴	۲۶.۱۷ (قطر، ۲۰۰۶)	-۳۳ (عراق، ۲۰۰۳)
Cor_{it}	۵۱۰	۴۶.۷۰۰	۲۷.۱۹۰	۹۴.۶۲۴ (امارات، ۲۰۱۹)	۰.۵۳۴ (عراق، ۱۹۹۶)
Law_{it}	۵۱۰	۴۳.۵۰	۲۶.۷۶۸	۸۸.۴۴۲ (تاجیکستان، ۱۹۹۶)	۰.۴۸۰ (عراق، ۲۰۰۴)
Sta_{it}	۵۱۰	۳۳.۸۲۰	۲۴.۶۰۴	۹۲.۴۶۲ (قطر، ۲۰۰۳)	۰.۴۷۳ (عراق، ۲۰۱۰)
Bur_{it}	۵۱۰	۲۲.۱۱۰	۱۰.۳۵۴	۵۹.۲۸۱ (هند، ۲۰۱۹)	۰.۰۷۹ (پاکستان، ۱۹۹۸)

Dem_{it}	۵۱۰	۴.۹۸۰	۱.۶۹۰	۸ (پاکستان، ۲۰۱۹)	۳ (ترکیه، ۲۰۰۳)
PG_{it}	۵۱۰	۲.۸۷۶	۱.۹۷۸	۱۹.۳۶۰ (امارات، ۲۰۱۹)	-۵.۲۸۰ (کویت، ۲۰۱۲)
FI_{it}	۵۱۰	۲۵.۰۵۹	۱۹.۹۴۵	۷۱.۹۲۱ (تاجیکستان، ۲۰۰۶)	۰.۴۶۹ (ازبکستان، ۲۰۱۰)

۴-۲- آزمون‌های تشخیصی

الف: آزمون مانایی:

برای اجتناب از روند تصادفی و رگرسیون کاذب میان متغیرها آزمون مانایی صورت گرفته است و نتایج در **جدول ۳** نمایش داده‌شده است که تمامی متغیرها در سطح ۰.۰۱ و ۰.۰۵ درصد مانا هستند: بنابراین در این تحقیق از متغیرهای اصلی بدون هیچ تغییری در مدل استفاده‌شده است.

جدول ۳. نتایج آزمون مانایی داده‌ها
مأخذ: محاسبات پژوهش

Table 3. Results of the data stationarity test
Source: Research calculations

متغیر	آزمون	آزمون مانایی متغیرهای در سطح	
		مقدارِآماره	احتمال
Y_{it}	LLC	-۳/۱۳	۰.۰۰۰۳
Cor_{it}	LLC	-۳.۱۸	۰.۰۰۰۷
Law_{it}	LLC	-۴.۳۵	۰.۰۰۰۰
Sta_{it}	LLC	-۱.۸۴	۰.۰۳۲۳
Bur_{it}	LLC	-۳.۰۴	۰.۰۲۰۲

Dem_{it}	LLC	-۳.۳۵	۰.۰۰۰۴
$INEG_{it}$	LLC	-۳.۱۶	۰.۰۰۰۸
PG_{it}	LLC	۲.۴۴-	۰.۰۰۷۳
FI_{it}	LLC	۳.۱۸-	۰.۰۰۰۷

ب: آزمون ماتریس همبستگی متغیرها

قبل از تخمین مدل، به‌منظور درک بهتر ارتباط بین متغیرها، ماتریس همبستگی متغیرها برای در **جدول ٤** محاسبه‌شده است. با توجه به نتایج به‌دست‌آمده همبستگی بالای در بین متغیرها مشاهده نمی‌کنیم. مشکل هم خطی بودن وجود ندارد.

جدول ۴. نتایج ماتریس همبستگی متغیرها
مأخذ: محاسبات پژوهش

Table 4. Results of the correlation matrix of variables
Source: Research calculations

متغیره	$INEG$	Y_{it}	Cor_{it}	Law_{it}	Sta_{it}	Bur_{it}	Dem_{it}	Fi_{it}	Pog_{it}
$INEG$	۱								
Y_{it}	-۰.۳۵	۱							
Cor_{it}	-۰.۰۶	۰.۲۵	۱						
Law_{it}	۰.۰۵	۰.۰۴	-۰.۰۲	۱					
Sta_{it}	-۰.۲۲	۰.۲۴	-۰.۰۹	۰.۰۲	۱				
Bur_{it}	۰.۰۷	۰.۰۴	-۰.۰۸	۰.۰۵	۰.۰۳	۱			
Dem_{it}	-۰.۰۹	-۰.۱۷	-۰.۳۱	-۰.۲۹	۰.۰۴	۰.۲۸	۱		
Fi_{it}	۰.۲۰	۰.۰۱	۰.۰۷	۰.۱۸	۰.۰۵	-۰.۱۰	-۰.۳۳	۱	
Pog_{it}	۰۰.۰۲	۰.۰۴	-۰.۰۰	۰.۲۴	۰.۱۳	-۰.۳۷	-۰.۱۷	۰.۲۵	۱

ج: آزمون موران

فرضیه صفر این آزمون بیان‌کننده نبود خودهمبستگی فضایی در بین اجزاء اخلال می‌باشد. اگر نتایج آزمون معنادار باشد خودهمبستگی فضایی در بین اجزاء اخلال تائید می‌شود.

جدول ۵. تایج آزمون موران
مأخذ: محاسبات پژوهش

Table 5. Results of the Moran test
Source: Research calculations

-	آزمون	مقدارآماره	احتمال
آزمون‌موران	LRT	۲۴.۰۳	۰.۰۰۳

نتایج آزمون موران در **جدول ۵** حاکی از رد فرضیه صفر است و نشان دهند تائید وجود خودهمبستگی فضایی در منطقه است. پس می‌توان از اقتصادسنجی فضایی استفاده کرد.

د: آزمون والد و خطای فضایی

برای انتخاب بهترین مدل بین مدل‌های SAR و SDM و SEM و SAC از این آزمون استفاده می‌کنیم. نتایج آزمون به‌صورت **جدول ٦** زیر است:

جدول ۶. آزمون والد و خطای فضایی انتخاب بین مدل SAR و SDM و SEM
مأخذ: محاسبات پژوهش

Table 6. Wald test and spatial error for selecting between SAR, SDM, and SEM models
Source: Research calculations

آزمون	مدل‌ها	مقدار آماره	احتمال
والد	SAR,SDM*	۲۲.۲۶	۰.۰۰۰۰
خطای فضایی	SEM,SDM*	۱۷.۲۵	۰.۰۰۰۲
آزمون‌هاسمن فضایی	-	۲۴.۶۲	۰.۰۰۷۶

همان‌طور که در **جدول ٦** مشاهده می‌شود نتایج آزمون نشان می‌دهند فرضیه صفر مبنی بر مناسب بود مدل SAR و SEM رد می‌شود و مدل SDM پذیرفته می‌شود. برای انتخاب بین SDM و SAC از آماره آکائیک استفاده می‌کنیم بهترین مدل انتخابی الگویی خواهد بود

که از کمترین میزان معیار اطلاعات برخوردار باشد. باتوجه به نتایج آزمون‌هاسمن فضایی، مدل رگرسیون از نوع داده‌های پانل با اثرات ثابت است که در **جدول ۷** مشخص است.

جدول ۷. نتایج آزمون AIC
مأخذ: محاسبات پژوهش

Table 7. Results of the AIC test
Source: Research calculations

-	SDM	SAC
AICآزمون	۳۴.۶	*۲۰.۶

با توجه به نتایجی که به‌دست‌آمده است مدل SAC فضایی از بین سایر الگوهای فضایی انتخاب می‌شود.

۵- برآورد مدل

در این قسمت نتایج حاصل از برآورد الگوی پژوهش با استفاده از نرم‌افزار STATA ارائه خواهد شد. انجام مطالعات در زمینه‌ای که مربوط به داده‌های مکانی و منطقه‌ای است و محقق با مراجعه به محل یا شیوه‌های نقطه‌یابی در فضا داده‌ها را استخراج می‌کند زمانی که با داده‌های که مربوط به مکان و موقعیت جغرافیایی است به کار بردن اقتصادسنجی معمول کاربرد ندارد. به دلیل وابستگی فضایی، مدل‌سازی این در بعد فضا صورت گرفته به همین دلیل از مدل پانل فضایی SAC، استفاده می‌کنیم. برای انتخاب بین اثرات ثابت و تصادفی آزمون هاسمن فضایی صورت گرفته و نتایج به‌دست‌آمده بیان‌کننده کارایی بیشتر اثرات ثابت نسبت به اثرات تصادفی است بنابراین به بررسی اثرات ثابت می‌پردازیم و نتایج این مدل در **جدول ۸** برآورد شده است.

جدول ۸. تخمین مدل اثرات ثابت SAC
مأخذ: محاسبات پژوهش

Table 8. Estimation of the SAC fixed effects model
Source: Research calculations

متغیر	ضرایب	zآماره	P-VALUEمقدار
Y_{it}	-۰.۲۹۲	۳.۹۷	۰.۰۰۰
Cor_{it}	-۰.۰۵۷	۱.۸۱	۰.۰۷۰

Law_{it}	۰.۰۱۶	۰.۳۳	۰.۷۳۹
Sta_{it}	-۰.۱۱۲	۲.۷۴	۰.۰۰۶
Bur_{it}	۰.۰۹۰	۱.۰۵	۰.۲۹۲
Dem_{it}	-۰.۱۲۰	۲.۱۴	۰.۰۳۲
Fi_{it}	-۰.۰۷۷	۲.۶۸	۰.۰۰۷
Pog_{it}	۰.۰۴۳	۲.۵۷	۰.۰۱۰
R^2	۰.۴۹	-	-

نتایج در **جدول ۸** مشاهده می‌شود که مقدار R^2 برابر با ۴۹ درصد از تغییرات متغیر وابسته توسط متغیرهای مستقل قابل توضیح است و ۵۱ درصد آن را اجزای دیگر توضیح می‌دهند که جزاخلال است.

نتایج **جدول ۸** نشان می‌دهد که به‌جز دو متغیر رعایت قانون و کنترل فساد بقیه متغیرها در سطح معناداری قابل تحلیل هستند رشد اقتصادی، شاخص توسعه مالی و عوامل نهادی هم به‌جز رعایت قانون و دموکراسی دارای اثر منفی و معنادار است و باعث کاهش نابرابری می شود. همچنین، نرخ رشد جمعیت اثر مثبت و معنادار بوده و باعث افزایش ضریب جینی(نابرابری) می‌شود. همچنین باتوجه به ضریب rho در **جدول ۹** می‌تواند اطلاعات مفیدی در خصوص مدل بدهد. درواقع با توجه به این ضریب این نتیجه را می‌توان گرفت که داده‌های وزنی از خود واکنش نشان داده و معنی‌دار هستند یا خیر: درواقع معناداری این آماره بیانگر این است که محل انتشار اثرات فضایی از متغیر وابسته و هم اجزای اخلال ناشی می‌شود . مقدارrho به‌دست‌آمده برابر ۰.۲ است که عدد بالایی است و نشان می‌دهد کنار هم قرار گرفتن کشورهای با نابرابری بالا می تواند هم افزایی داشته باشند و مجاورت کشورهای با نابرابری بالا و اثرات سرریز فضایی منجر به تشدید نابرابری می شود.

جدول ۹. نتایج اثرات فضایی RHO
مأخذ: محاسبات پژوهش

Table 9. Results of the spatial effects RHO
Source: Research calculations

	حالت فضایی	مقدار	ضریب
آزمون	RHO	۰.۲۳۰	۰.۰۰۸

۱-۵- نتایج برآورد اثرات مستقیم و غیرمستقیم و اثر کل

در مدل فضایی، می‌توان اثرات مستقیم و اثرات غیرمستقیم و اثر کل رو تفکیک کرد به عبارتی از طریق اثرات مستقیم و غیرمستقیم می‌توان پارامترهای رگرسیون خطی را تفسیر کرد (عسکری و شفیعی ۱۳۹۵). اثر مستقیم نشان‌دهنده تأثیر متغیرهای مستقل در خود آن کشور و سرریزهای فضایی درون کشوری است به‌طورکلی مشتق جزئي متغیر وابسته هر کشور نسبت به متغیرهای مستقل همان کشور است. اثرات غیرمستقیم از تفاوت اثر کل و اثر مستقیم به دست می‌آید که اثرات تغیر متغیرهای توضیحی در یک کشور نسبت به دیگر کشورهای منطقه نشان می‌دهد اثرات سرریز فضایی سایر کشورها است. اثر کل مشتق جزئی متغیر وابسته به میانگین وزنی متغیر توضیحی است. نتایج برآورد اثرات مستقیم و غیرمستقیم و اثر کل در **جدول ۱۰** ارائه‌شده است.

جدول ۱۰. نتایج اثرات مستقیم و غیرمستقیم و اثر کل
مأخذ: محاسبات پژوهش

Table 10. Results of direct and indirect effects and total effect
Source: Research calculations

متغیر	اثرات مستقیم			اثرات غیرمستقیم			اثر کل		
-	ضرایب	z	P>[Z]	ضرایب	z	P>[Z]	ضرایب	z	P>[Z]
Y_{it}	-۰.۵۲۶	۲.۸۹	۰.۰۰۴	-۰.۳۸۴	۳.۶۸	۰.۰۰۰	-۰.۹۱۱	۲.۷۶	۰.۰۰۶
Cor_{it}	-۰.۰۵۹	۲.۷۴	۰.۰۰۶	-۰.۰۳۹	۲.۶۲	۰.۰۰۹	-۰.۰۹۸	۲.۵۸	۰.۰۱۰
Law_{it}	۰.۰۲۵	۰.۷۴	۰.۶۹۰	۰.۰۰۶	۰.۵۳	۰.۵۹۷	۰.۰۳۱	۱.۱۶	۰.۲۴۴

Sta_{it}	۰.۱۳۱	۰.۲۴	۰.۸۰۸	-۰.۱۱۹	۲.۳۸	۰.۰۱۷	-۰.۰۱۲	۱.۸۱	۰.۰۷۰
Bur_{it}	-۰.۰۲۶	۰.۷۴	۰.۴۶۲	-۰.۰۱۱	۰.۲۷	۰.۰۸۰۸	-۰.۰۳۸	۱.۹۱	۰.۰۵۵
Dem_{it}	-۰.۰۵۷	۴.۷۱	۰.۰۰۰	-۰.۰۴۰	۲.۷۸	۰.۰۰۵	-۰.۰۹۸	۲.۹۹	۰.۰۰۳
Fi_{it}	-۰.۰۴۰	۲.۵۰	۰.۰۱۳	۰.۰۰۳	۱.۴۳	۰.۱۵۲	-۰.۰۳۷	۲.۰۹	۰.۰۳۷
Pog_{it}	۰.۰۱۹	۰.۷۵	۰.۶۹۰	۰.۰۱۰	۰.۷۴	۰.۴۵۸	۰.۰۳۰	۰.۴۹	۰.۶۲۷

نتایج نشان می‌دهد که عوامل نهادی به‌صورت فضایی باعث کاهش نابرابری در کشورهای منتخب آسیا می‌شود. متغیرهای عوامل نهادی هم از پنج متغیر مطرح‌شده در نتایج اثر مستقیم سه متغیر اثر منفی و معناداری دارند که نتایج اثر مستقیم متغیر کنترل فساد نشان دهند آن است که با افزایش یک درصدی به میزان (۰.۰۵) درصد تأثیر مثبت بر کاهش نابرابری آن ناحیه دارد. نتایج اثر غیرمستقیم آن منفی و معنادار است که حاکی از اثر خارجی مثبت بر کاهش نابرابری دیگر کشورها دارد. اثر کل کنترل فساد منفی و معنادار است. یکی دیگر از متغیرهای عوامل نهادی رعایت قانون است که نتایج اثر مستقیم و غیرمستقیم و آن مثبت ولی بی‌معنی است. نتایج اثر مستقیم متغیر ثبات دولت منفی و معنادار است و با افزایش یک‌درصدی به میزان (۰.۱۳) درصد تأثیر مثبت بر کاهش نابرابری همان ناحیه دارد. نتایج اثر غیرمستقیم آن منفی و معنادار است که حاکی از اثر خارجی مثبت بر کاهش نابرابری دیگر کشورها دارد. اثر کل آن نیز منفی و معنادار است. نتایج اثر مستقیم و غیرمستقیم و متغیر شاخص بروکراسی مثبت و بی‌معنی است. نتایج اثر مستقیم شاخص دموکراسی منفی و معنادار است و با افزایش یک‌درصدی به میزان (۰.۰۵) درصد تأثیر مثبت بر کاهش نابرابری همان ناحیه دارد.

نتایج اثر غیرمستقیم آن منفی و معنادار است که حاکی از اثر خارجی مثبت بر کاهش نابرابری دیگر کشورها دارد اثر کل آن نیز منفی و معنادار است. همچنین، نتایج پژوهش حاکی از آن است که عوامل نهادی که از پنج شاخص شامل شاخص دموکراسی، کیفیت بوروکراسی، رعایت قانون، ثبات دولت و کنترل فساد است. ثبات دولت و کنترل فساد و شاخص دموکراسی تأثیر مثبت و معناداری بر روی کاهش نابرابری دارند. نتایج اثرات سرریز نیز معنادار است؛

یعنی بهبود کیفت عوامل نهادی (کنترل فساد، ثبات دولت، شاخص دموکراسی) بر خود ناحیه و دیگر نواحی اثر سرریز دارد. نهادها می‌توانند باعث ساختارمند شدن انگیزه در مبادلات شوند چه مبادلات سیاسی باشد یا اقتصادی و اجتماعی. نهادها نقش مهمی در توزیع منابع اقتصادی دارند. ازجمله راهکارهاي نهادي کاهش نابرابری مي‌توان توجه به نقش سازمان‌هاي مردم‌نهاد، بهبود سرمایه اجتماعی، اصلاح نهادهاي عمومي نظير: اصلاح قوانين اداري، تمرکززدايي، مشارکت شهروندي وسيع‌تر، بهبود چارچوب قانوني و... اشاره کرد. شاخص بی‌اعتمادی به حکومت و نهادهای آن در جوامع نابرابر بسیار بالا است، به این معنا که در کشوری که نابرابری شدید است افراد کم‌درآمد کمتر احتمال دارد که از ترس شرم یا خجالت به جامعه خود کمک کنند یا از جامعه کمک بخواهند که این موضوع در بلندمدت فاجعه‌بار است.

به‌طورکلی می‌توان نقش مثبت کیفت عوامل نهادی در کاهش نابرابری را مثبت برآورد کرد که با نتایج (CHECCHI ET AT, 2008: SZCZEPANIAK ET AL, 2022: UNDESA WORLD SOCIAL REPORT, 2020: KOUADIO & GAKPA, 2021: GHAFFARI, 2013: AYUBI, 2021: AZIZI ET AL. 2021) مطابقت دارد. همچنین، رشد اقتصادی باعث کاهش نابرابری در کشورهای منتخب آسیا می‌شود. اثر مستقیم رشد اقتصادی به ازای افزایش ده درصد به میزان (۰.۵۲) درصد اثر مثبت بر کاهش نابرابری (ضریب جینی) در همان ناحیه دارد و نتایج اثر غیرمستقیم رشد اقتصادی نیز با توجه به معنادار و منفی بودن آن حاکی از اثر خارجی مثبت بر کاهش نابرابری سایر کشورها دارد. اثر کل رشد اقتصادی هم منفی و معنادار است. نتایج پژوهش حاکی از آن است که رشد اقتصادی تأثیر مثبت و معناداری بر کاهش نابرابری دارد. اثرات سرریز رشد اقتصادی مثبت و معنادار است. رشد اقتصادی درآمد کل جامعه را افزایش می‌دهد و شغل و درآمد و فرصت بیشتری ایجاد می‌کند که می‌تواند دوباره توزیع شود. رشد اقتصادی باعث می‌شود دولت‌ها سرمایه‌گذاری‌های خود را درزمینهٔ مراقبت‌های بهداشتی و آموزشی افزایش دهد که می‌تواند مهارت و سلامت و بهره‌وری را افزایش دهد. هرچند با رشد اقتصادی سهم گروه با درآمد بالاتر از این رشد بیشتر است ولی تأثیرات مثبتی نیز برای گروه‌های با درآمد پایین دارد. دسترسی به منابع مالی و اعتباری می‌تواند افزایش یابد.

با تحقیقاتی که صورت گرفته رابطه رشد اقتصادی و نابرابری پیچیده بوده است. در این تحقیق نتایج مثبتی برآورد شده است که با نتایج تحقیقات (KOUADIO & GAKPA, 2021: RUBIN & SEGAL, 2015: OLAOYE, 2022 LABIDI,2022: GROWTH AND DEVELOPMENT REPORT, 2008: RODRIK, 2000) مطابقت دارد. توسعه مالی و نرخ

رشد جمعیت باعث کاهش نابرابری در کشورهای منتخب آسیا می‌شود. نتایج اثر مستقیم شاخص توسعه مالی منفی و معنادار شده است با افزایش ده درصدی به میزان (۰.۰۴) درصد تأثیر مثبت این متغیر بر کاهش نابرابری در همان ناحیه دارد. اثر غیرمستقیم آن نیز مثبت ولی بی‌معنی است نتایج اثر مستقیم نرخ رشد جمعیت مثبت و بی‌معنی شده است اثر غیرمستقیم آن نیز مثبت و بی‌معنی است اثر کل هم مثبت ولی بی‌معنی است. نتایج پژوهش نشان می‌دهد که توسعه مالی تأثیر مثبت و معناداری در کاهش نابرابری به‌طور مستقیم در کشوها دارد ولی تأثیر سرریز فضایی آن معنادار نیست که توسعه مالی با تأثیر مثبت بر رشد اقتصادی به‌طور مستقیم نابرابر را کاهش می‌دهد. توسعه مالی باعث دسترسی افراد کم‌درآمد به منابع مالی و اعتباری می‌گردد. سیستم مالی کارا می‌تواند سرمایه‌گذاری را به بهترین مسیر هدایت کند. نتایج تحقیق تأثیرات توسعه مالی کارا در کاهش نابرابری را تائید می‌کند که با نتایج (BATUO ET AL, 2010: SEHRAWAT & GIRI, 2016: MAJID ET AL، ۲۰۱۹) مطابقت دارد.

نتایج تحقیق نشان می‌دهد که نرخ جمعیت تأثیر منفی و معناداری بر نابرابری دارد. اثرات سرریز فضایی رشد جمعیت مثبت ولی بی‌معنی است به این معنی که تأثیرات رشد جمعیت بر دیگر مناطق تأثیری ندارد. تأثیرات آن درون کشوری است. با افزایش جمعت نیاز به منابع بیشتر می‌شود و این می‌تواند باعث افزایش نابرابری شود. نرخ رشد بالای جمعیت باعث کاهش کیفیت زندگی و استانداردهای آن می‌شود. کاهش نرخ جمعیت و کاهش نسبت‌های وابستگی، فرصتی برای کاهش نابرابری و توسعه است. نتایج پژوهش با نتایج (BIRDSALL ET AL, 2001: DAS & ROY, 2011): SINDING, 2009) مطابقت دارد.

۶- نتیجه‌گیری

هدف این پژوهش بررسی تأثیر عوامل نهادی بر کاهش نابرابری در کشورهای منتخب آسیا در دوره زمانی ۱۹۹۰-۲۰۲۳ با استفاده از رهیافت اقتصادسنجی فضایی است. نتیجه تحقیق بیان می‌کند توسعه نهادی باعث کاهش نابرابری می‌شود. اثرات سرریز عوامل نهادی (کنترل فساد، ثبات دولت، شاخص دموکراسی) تأثیرات مثبت بر سایر کشورها دارد؛ بنابراین، یک محیط سازمانی بهتر امکان بهره‌برداری از مزایای کامل مرتبط با توسعه نهادی یک کشور را فراهم می‌کند. ازآنجایی‌که پیشرفت به‌سوی توزیع مجدد عادلانه منابع اهمیت دارد، جایی که کیفیت نهادی بهتر، مانند حقوق مالکیت، ثبات دولت، کنترل فساد، دموکراسی در تضمین کاهش نابرابری در بلندمدت برای همان ناحیه و سایر مناطق مؤثر است. به‌طور خاص، زمانی که کیفیت نهادی زیر سطح بهینه است. نهادهای ضعیف فعالیت‌های غیرقانونی را تشویق

می‌کنند و کیفیت نهادی بهتر با نابرابری کمتر مرتبط است، ایجاد نهادهای رسمی به‌تدریج قوی، برابری فرصت‌ها و سرعت توزیع مجدد را بهبود می‌بخشد. ازآنجایی‌که اثر کاهش نابرابری از طریق کیفیت نهادی مثبت است ضروری است که سیاست‌گذاران به‌طورجدی کیفیت عوامل نهادی خود را توسعه دهند تا از کنترل فساد و همچنین استقلال بخش عمومی و حمایت از حاکمیت قانون اطمینان حاصل کنند. اثرات سرریز کیفیت عوامل نهادی می‌تواند جذب سرمایه‌گذاری در یک منطقه را تسهیل کند یا مانع آن شود. نهادهای قوی و قابل‌اعتماد می‌توانند تجارت بین‌المللی را تسهیل کنند. اطمینان از اجرای قراردادها و پایبندی به قوانین بین‌المللی می‌تواند راه را برای ورود به بازارهای بین‌المللی مناطق مختلف باز کند؛ بنابراین، کیفیت عوامل نهادی در یک منطقه می‌تواند تأثیرات بسیار گسترده‌تری را بر دیگر مناطق، حتی در سطح جهانی، ایجاد کند و در بهبود شرایط اقتصادی، اجتماعی و محیطی نقش مهمی داشته باشد. همه این شرایط می‌تواند در کاهش نابرابری مناطق مؤثر باشد.

نتیجه تحقیق تأثیرات توسعه مالی در کاهش نابرابری را تائید می‌کند. ولی اثرات سرریز فضایی توسعه مالی مثبت ولی بی‌معنی است. دسترسی به منابع مالی، اعتبار و منابع مالی می‌تواند فرصت‌های جدیدی را برای افراد کم‌درآمد و کسب‌وکارهای کوچک فراهم کند که این به‌نوبه خود به کاهش نابرابری اقتصادی منجر می‌شود. توسعه مالی می‌تواند باعث ایجاد و گسترش کسب‌وکارها، افزایش شفافیت و اثربخشی بازارها، افزایش سرمایه‌گذاری در زیر بخش‌های توسعه‌ای شود درنتیجه، توسعه مالی با ایجاد امکانات و فرصت‌های مالی برای افراد کم‌درآمد، افزایش دسترسی به منابع مالی و ترویج فعالیت‌های اقتصادی می‌تواند نقش مهمی در کاهش نابرابری اقتصادی ایفا کند.

طبق نتایج تحقیق نرخ رشد جمعیت تأثیرات منفی بر نابرابری درآمدی دارد. اثرات سرریز فضایی آن بی‌معنی است و نرخ رشد جمعیت یک منطقه بر سایر مناطق تأثیرگذار نیست. افزایش نرخ رشد جمعیت به افزایش ازدحام جمعیت و کاهش فضای منابع زندگی منجر می‌شود. این ازدحام به نابرابری در دسترسی به منابع اساسی مانند آب، خدمات بهداشتی و تأسیسات تعلیم و تربیتی منجر می‌شود. نرخ رشد جمعیت بالا می‌تواند فشار زیادی بر سیستم‌های اقتصادی و اجتماعی وارد کند. این افزایش فشار ممکن است به نابرابری در دسترسی به خدمات بهداشتی، تحصیلات و اشتغال منجر شود، زیرا منابع کمتری برای تأمین نیازهای افراد وجود دارد و از موارد دیگری که می‌توان به آن اشاره کرد: کاهش آموزش و بهبود سطح زندگی، افزایش فشار بر زیرساخت‌ها و خدمات عمومی، افزایش نرخ بیکاری

است با توجه به این موارد، مدیریت و کنترل نرخ رشد جمعیت با توجه به نقاط ضعف مختلف اقتصاد و جوامع، می‌تواند نقش مهمی در کاهش نابرابری اقتصادی و اجتماعی داشته باشد.

درنتیجه، سیاست‌هایی که به همراه رشد اقتصادی، توسعه نهادی همراه باشند، می‌توانند تأثیرات قابل‌توجهی در کاهش نابرابری در داخل کشورها و سایر مناطق داشته باشند. این سیاست‌ها باید به توسعه دائم، ایجاد فرصت‌های برابر و تسهیل دسترسی به منابع مالی برای افراد محروم توجه کنند. همچنین، توجه به اصلاحات نهادی و ایجاد محیط سرمایه‌گذاری مثبت نقش مهمی در رشد اقتصادی و کاهش نابرابری ایفا می‌کند.

محدودیت‌های تحقیق

یکی از محدودیت‌های پیش روی این پژوهش نبود اطاعات و آمار مربوط به داده‌ها دانست که ممکن است تا حدودی صحت‌وسقم آن‌ها به دلیل عدم ثبت مناسب و یا دست‌کاری دستخوش تغییراتی باشند که نتایج را تا حدی تحت شعاع قرار دهند. برای داده‌های که کامل نبوده‌اند از میانگین دو سال گذشته آن استفاده‌شده است. کشور افغانستان به دلیل نبود داده‌های کامل از میان کشورها منتخب حذف‌شده همچنین نتایج به‌دست‌آمده مربوط به کشورها موردبررسی است و به سایر کشورها نباید تعمیم داده شود.

پیشنهادات پژوهش

نتایج پژوهش نشان می‌دهد کیفیت عوامل نهادی تأثیر مثبتی بر کاهش نابرابری دارند اهمیت بالای کیفیت عوامل نهادی را بیان می‌کند که کشورها می‌توانند با افزایش کیفیت عوامل نهادی نابرابری را کاهش دهند.

نتایج تحقیق مشخص می‌کند که افزایش توسعه مالی باعث کاهش نابرابری می‌شود کشورها می‌تواند با برداشتن موانع که بر سر راه دسترسی افراد به منابع مالی و اعتباری و ... وجود دارد باعث کاهش نابرابری شوند.

نتایج تحقیق حاکی از آن است که تأثیرات فضایی بین کشورهای آسیایی به شکل مثبت و معناداری می‌باشد؛ که کشورهای آسیایی می‌توانند با ایجاد اتحادیه‌ها و برگزاری کنفرانس‌های مشترک در حوزه‌های اقتصادی، سیاسی، امنیتی و فرهنگی می‌تواند به تقویت روابط منطقه‌ای بین کشورها کمک نموده و تبادل دانش و تجربیات را تسهیل نماید.

Acknowledgments: All the individuals and institutions that assisted the author in conducting this research are appreciated.

Conflict of Interest: The authors of the article states that there is no conflict of interest in publishing the presented article.
Funding: The authors have not received any financial support for the research, authorship and publication of this article.

References

Acemoglu, D., Johnson, S., & Robinson, J. A. (2005). Institutions as a fundamental cause of long-run growth. In P. Aghion & S. N. Durlauf (Eds.), *Handbook of Economic Growth* (Vol. 1, Part A, pp. 385–472). Elsevier. https://doi.org/10.1016/S1574-0684(05)01006-3

Adeleye, B. N., Gershon, O., Ogundipe, A., Owolabi, O., Ogunrinola, I., & Adediran, O. (2020). Comparative investigation of the growth-poverty-inequality trilemma in Sub-Saharan Africa and Latin American and Caribbean countries. *Heliyon*, *6*(12), Article e05751. https://doi.org/10.1016/j.heliyon.2020.e05751

Ali, O., Darity, W. A., Jr., Janz, A., & Sánchez, M. (2021). The association between wealth inequality and socioeconomic outcomes. *AEA Papers and Proceedings*, *111*, 211–215. https://doi.org/10.1257/pandp.20211049

Alvaredo, F., Assouad, L., & Piketty, T. (2017). *Measuring inequality in the Middle East, 1990–2016: The world's most unequal region* (WID.world Working Paper No. 2017/15). World Inequality Lab.

Andres, A. R., & Ramlogan-Dobson, C. (2011). Is corruption really bad for inequality? Evidence from Latin America. *The Journal of Development Studies*, *47*(7), 959–976. https://doi.org/10.1080/00220388.2010.527949

Appiah-Otoo, I., Chen, X., Song, N., & Dumor, K. (2022). Financial development, institutional improvement, poverty reduction: The multiple challenges in West Africa. *Journal of Policy Modeling*, *44*(6), 1296–1312. https://doi.org/10.1016/j.jpolmod.2022.10.001

Assouad, L., Chancel, L., & Morgan, M. (2018). Extreme inequality: Evidence from Brazil, India, the Middle East, and South Africa. *AEA Papers and Proceedings*, *108*, 119–123. https://doi.org/10.1257/pandp.20181072

Ayubi, S. A. (2021). *The relationship between institutional quality and economic growth in Afghanistan* [Master's thesis, University of Sistan and Baluchestan]. (In Persian)

Azizi, Z., Berari, A., & Ahmadpour Kechu, A. (2021). The effect of institutional quality on financial development (case study: Developing countries in the Eurasian region). *Economic Studies and Policies*, *8*(1), 247–274. (In Persian)

Batuo, M. E., & Asongu, S. A. (2015). The impact of liberalisation policies on income inequality in African countries. *Journal of Economic Studies*, *42*(1), 68–100. https://doi.org/10.1108/JES-07-2013-0098

Behnejad, S. (2017). *The role of institutional conditions in the impact of economic growth on poverty and income inequality* [Master's thesis, Ferdowsi University of Mashhad]. (In Persian)

Berg, A., Ostry, J. D., Tsangarides, C. G., & Yakhshilikov, Y. (2018). Redistribution, inequality, and growth: New evidence. *Journal of Economic Growth*, *23*(3), 259–305. https://doi.org/10.1007/s10887-017-9150-2

Bobzien, L. (2023). Income inequality and political trust: Do fairness perceptions matter? *Social Indicators Research*, *169*(2), 505–528. https://doi.org/10.1007/s11205-023-03168-9

Brady, D., Blome, A., & Kleider, H. (2016). How politics and institutions shape poverty and inequality. In D. Brady & L. M. Burton (Eds.), *The Oxford Handbook of the Social Science of Poverty* (pp. 117–140). Oxford University Press. https://doi.org/10.1093/oxfordhb/9780199914050.013.7

Chancel, L., & Piketty, T. (2021). Global income inequality, 1820–2020: The persistence and mutation of extreme inequality. *Journal of the European Economic Association*, *19*(6), 3025–3062. https://doi.org/10.1093/jeea/jvab047

Chong, A., & Calderon, C. (2000). Institutional quality and income distribution. *Economic Development and Cultural Change*, *48*(4), 761–786. https://doi.org/10.1086/452478

Chong, A., & Gradstein, M. (2007). Inequality and institutions. *The Review of Economics and Statistics*, *89*(3), 454–465. https://doi.org/10.1162/rest.89.3.454

Coccia, M. (2021). How a good governance of institutions can reduce poverty and inequality in society? In N. Faghih & A. H. Samadi (Eds.), *Legal-Economic Institutions, Entrepreneurship, and Management:*

Perspectives on the Dynamics of Institutional Change from Emerging Markets (pp. 65–94). Springer. https://doi.org/10.1007/978-3-030-60978-8_4

Commission on Growth and Development. (2008). *The growth report: Strategies for sustained growth and inclusive development*. The International Bank for Reconstruction and Development / The World Bank.

Eunni, R. V. (2010). Institutional environments for entrepreneurship in emerging economies: Brazil vs. Mexico. *World Journal of Management*, *2*(1), 1–18.

Gholizadeh, A., & Alemi, M. (2023). Institutional quality and tax evasion in Iran. *Quarterly Journal of Quantitative Economics(JQE)*, *20*(4), 38–86. https://doi.org/10.22055/jqe.2021.35404.2283 (In Persian)

Gupta, S., Davoodi, H., & Alonso-Terme, R. (1998). *Does corruption affect income inequality and poverty?* (IMF Working Paper No. 98/76). International Monetary Fund.

Hacibedel, B., Mandon, P., Muthoora, P., & Vardy, F. (2024). Inequality, growth fluctuations, and employment. *Empirical Economics*, *66*(2), 587–622. https://doi.org/10.1007/s00181-023-02476-w

Hodgson, G. M. (2006). What are institutions? *Journal of Economic Issues*, *40*(1), 1–25. https://doi.org/10.1080/00220175.2006.10804791

Hosseini, M., Ahmadi Shadmehri, M. T., & Gorjipour, M. J. (2021). Investigating the effect of democracy on the relationship between economic growth and income inequality in Iran. *Quarterly Journal of Quantitative Economics(JQE)*, *18*(1), 1–16. https://doi.org/10.22055/jqe.2020.29003.2058 (In Persian)

Jones, E. L. (1981). *The European miracle: Environments, economies and geopolitics in the history of Europe and Asia*. Cambridge University Press.

Keefer, P., & Knack, S. (1997). Why don't poor countries catch up? A cross-national test of an institutional explanation. *Economic Inquiry*, *35*(3), 590–602. https://doi.org/10.1111/j.1465-7295.1997.tb01935.x

Khodavardi Samani, M., Alizadeh, S., & Shaghaghi Shahri, V. (2025). Spatial spillover of fiscal decentralization on social welfare in Iranian provinces during 1385–1397: A spatial econometric approach. Quarterly Journal of Quantitative Economics, 22(2), 82–124. doi: 10.22055/jqe.2023.40959.2490

Knack, S., & Keefer, P. (1997). Does social capital have an economic payoff? A cross-country investigation. *The Quarterly Journal of Economics*, *112*(4), 1251–1288. https://doi.org/10.1162/003355300555475

Labidi, M. A., Ochi, A., & Saidi, Y. (2022). *Extreme poverty, economic growth and income inequality trilogy in sub-Saharan Africa and South Asia: A GMM panel VAR approach* [Preprint]. Research Square. https://doi.org/10.21203/rs.3.rs-1393963/v1

Mdingi, K., & Ho, S. Y. (2023). Income inequality and economic growth: An empirical investigation in South Africa. *Cogent Economics & Finance*, *11*(2), Article 2230027. https://doi.org/10.1080/23322039.2023.2230027

Moradi, F., Jafari, M., & Fattahi, S. (2023). The effect of good governance on income inequality in selected developing and developed countries; with emphasis on corruption control. *Quarterly Journal of Quantitative Economics(JQE)*, *20*(3), 110–135. https://doi.org/10.22055/jqe.2021.37420.2374 (In Persian)

Mubarak, A., Hejbar Kiani, K., Mimarnjad, A., & Pikarjo, K. (2017). Studying the effect of institutional quality and human capital on economic growth (case study: Developing and developed countries). *Planning and Budgeting*, *23*(1), 117–146. (In Persian)

Nik Pesian, V., & Shahbazi, K. (2023). Spatial analysis of the effect of terrorism on the attraction of foreign direct investment in the Middle East. *Quarterly Journal of Quantitative Economics(JQE)*, *20*(2), 129–164. https://doi.org/10.22055/jqe.2022.37973.239 (In Persian)

North, D. C. (1981). *Structure and change in economic history*. W. W. Norton & Company.

Ongo Nkoa, B. E., & Song, J. S. (2022). Does institutional quality increase inequalities in Africa? *Journal of the Knowledge Economy*, *13*(3), 1896–1927. https://doi.org/10.1007/s13132-021-00771-4

Ostry, J. D., Loungani, P., & Berg, A. (2018). *Confronting inequality: How societies can choose inclusive growth*. Columbia University Press.

Ouechtati, I. (2023). Financial inclusion, institutional quality, and inequality: An empirical analysis. *Journal of the Knowledge Economy*, *14*(1), 620–644. https://doi.org/10.1007/s13132-022-00909-y

Panagariya, A. (2010). Sortir de la pauvreté. *Finances & Développement*, *47*(3), 22–23.

Perotti, R. (1996). Growth, income distribution, and democracy: What the data say. *Journal of Economic Growth*, *1*(2), 149–187. https://doi.org/10.1007/BF00138861

Pirzadi, M., Soufi Majidpour, M., & Mahmoudzadeh, M. (2024). Local effects and spatial spillovers of financial inclusion on income inequality: An interprovincial analysis. Quarterly Journal of Quantitative Economics. doi: 10.22055/jqe.2019.26401.1899.

Rodrik, D. (2007). *Industrial development: Some stylized facts and policy directions*. Department for International Development.

Sawadogo, R., & Semedo, G. (2021). Financial inclusion, income inequality, and institutions in sub-Saharan Africa: Identifying cross-country inequality regimes. *International Economics*, *167*, 15–28. https://doi.org/10.1016/j.inteco.2021.05.002

Szczepaniak, M., Geise, A., & Bariyah, N. (2022). Impact of institutional determinants on income inequalities in Indonesia during the Era Reformasi. *Journal of Asian Economics*, *82*, Article 101526. https://doi.org/10.1016/j.asieco.2022.101526

Tebaldi, E., & Mohan, R. (2010). Institutions and poverty. *The Journal of Development Studies*, *46*(6), 1047–1066. https://doi.org/10.1080/00220380903012730

Uzar, U. (2023). Income inequality, institutions, and freedom of the press: Potential mechanisms and evidence. *Sustainability*, *15*(17), Article 12927. https://doi.org/10.3390/su151712927

Williams, C. C., & Schneider, F. (2016). *Measuring the global shadow economy: The prevalence of informal work and labour*. Edward Elgar Publishing.

World Bank. (2023). *World Bank annual report 2023: A new era in development*. World Bank Group. https://doi.org/10.1596/978-1-4648-2022-9

Zhang, R., & Naceur, S. B. (2019). Financial development, inequality, and poverty: Some international evidence. *International Review of Economics & Finance*, *61*, 1–16. https://doi.org/10.1016/j.iref.2018.12.015

فصلنامه‌ی اقتصاد مقداری (بررسی‌های اقتصادی سابق) تابستان ۱۴۰۵ ۲۳(۲) ۱۵۰-۱۰۴



فصلنامه‌ی اقتصاد مقداری

صفحه ی اصلی وب سایت مجله: www.jqe.scu.ac.ir

شاپا الکترونیکی: ۴۲۷۱-۲۷۱۷

شاپا چاپی: ۵۸۵۰-۲۰۰۸

بررسی اثرات مستقیم و غیرمستقیم زیرساخت حمل‌ونقل جاده‌ای بر رشد منطقه‌ای شهرستان‌های استان خوزستان

سید امین منصوری*، سید مرتضی افقه**، مصطفی محمدی ده چشمه***، معصومه ابراهیمی****

** دانشیار اقتصاد، گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد و علوم اجتماعی، دانشگاه شهید چمران اهواز، اهواز، ایران. (نویسنده مسول)*

*** استاد اقتصاد، گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد و علوم اجتماعی، دانشگاه شهید چمران اهواز، اهواز، ایران.*

**** استاد جغرافیا و برنامه ریزی شهری، گروه جغرافیا و برنامه ریزی شهری، دانشکده ادبیات و علوم انسانی، دانشگاه شهید چمران اهواز، اهواز، ایران.*

***** دکتری اقتصاد شهری و منطقه‌ای، گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد و علوم اجتماعی، دانشگاه شهید چمران اهواز، اهواز، ایران.*

اطلاعات مقاله

تاریخ دریافت: ۱۷ اردیبهشت ۱۴۰۳

تاریخ بازنگری: ٦ تیر ۱۴۰۳

تاریخ پذیرش: ۱۷ شهریور ۱۴۰۳

ارتباط با نویسنده (گان) مسئول:

ایمیل:

Sa.mansouri@scu.ac.ir

0000-0003-1251-4028

طبقه‌بندیJEL: E26, H26, O18

واژگان کلیدی:

رشد منطقه‌ای، حمل و نقل جاده ای، پانسیل بازار، فضا، خوزستان

آدرس پستی:

خوزستان، اهواز، گلستان، گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد و علوم اجتماعی، دانشگاه شهید چمران اهواز، کد پستی ۹۳۱۱۳-۶۱۳۵۷.

اطلاعات تکمیلی:

این مقاله برگرفته از پایان نامه ی دکتری خانم معصومه ابراهیمی در رشته اقتصاد به راهنمایی دکتر سید امین منصوری و دکتر سید مرتضی افقه در دانشگاه شهید چمران اهواز است.

سپاسگزاری: بدین وسیله از معاونت پژوهشی دانشگاه شهید چمران اهواز که در انجام این تحقیق مولف را مساعدت نمودند، قدردانی می‌شود.

تضاد منافع: نویسنده مقاله اعلام می‌کند که در انتشار مقاله ارائه شده تضاد منافعی وجود ندارد.
منابع مالی: این مطالعه بخشی از پایان نامه کارشناسی ارشد است که توسط معاونت پژوهشی دانشگاه شهید چمران اهواز با شماره گرنت SCU.EE1402.30460 حمایت مالی شده است.

چکیده

زیرساخت‌های ارتباطی و حمل‌و نقل به عنوان یکی از عوامل تاثیرگذار بر رونق اقتصادی، از طریق جابجایی بار و مسافر، زمینه‌های امکان دسترسی به رفاه و تسهیلات منطقه‌ای را افزایش می‌دهد و بنابراین در فرآیند توسعه‌ی اقتصادی، نقش بسیار مهم و تاثیرگذار دارد؛ ضمن آنکه خود نیز از فرآیند توسعه‌ی اقتصادی تاثیرپذیر می‌باشد. برای این منظور از شاخص قطب، شاخص دسترسی و پتانسیل بازار برای بررسی تاثیر زیر ساخت حمل و نقل بر رشد اقتصادی شهرستان‌های استان خوزستان استفاده شده است. داده‌های تحقیق برای دوره ی زمانی ۱۳۹۹-۱۳۹۰ برای ۲۷ شهرستان استان خوزستان در قالب داده‌های تابلویی است که به منظور بررسی اثرات زمانی و فضایی از روش گشتاورهای تعمیم یافته (GMM) استفاده شده است. نتایج تحقیق نشان می‌دهد که در صورت تغییر ۱۰ درصد در اندازه‌ی شاخص قطب بزرگترین شهرستان‌های استان خوزستان، ٤٫٤ درصد از سرانه تولیدناخالص داخلی کم می‌شود. همچنین در صورت تغییر ۱۰۰ درصد در اندازه‌ی شاخص قطب شهرستان‌های استان خوزستان، ۷ درصد به اندازه‌ی بزرگترین شهرستان‌های استان خوزستان اضافه می‌شود. همچنین بر اساس نتایج تخمین در صورت تغییر ۱۰ درصد در اندازه‌ی بزرگترین شهراستان خوزستان، حدود ۲۰ درصد به تولیدناخالص داخلی شهرستان‌های استان خوزستان اضافه می‌شود. همچنین اثر غیر مستقیم تاثیر شاخص قطب بزرگترین شهرستان بر تولید ناخالص داخلی مثبت و به اندازه ۰٫۱۲ است. شواهد این تحقیق نشان می‌دهد توسعه فضایی زمانی شهرستان استان خوزستان منطبق بر شاخص قطب نبوده است و به نظر می رسد شهرستان‌هایی که ظرفیت قطب بودن در آن ها بیشتر است در حاشیه قرار گرفته‌اند.

ارجاع به مقاله:
منصوری، سید امین.، افقه، سید مرتضی.، محمدی ده چشمه.، مصطفی و ابراهیمی.، معصومه. (۱٤۰۵). بررسی اثرات مستقیم و غیرمستقیم زیرساخت حمل‌ونقل جاده‌ای بر رشد منطقه‌ای شهرستان‌های استان خوزستان. *فصلنامه‌ی اقتصاد مقداری (بررسی‌های مقداری سابق)*، ۲۳(۲)، ۱۵۰-۱۰۴.
10.22055/jqe.2024.46844.2625

© 2026 University of Mazandaran, Babolsar, Iran. This article is an open access article distributed under the terms and conditions of the Creative Commons Attribution-NonCommercial 4.0 International (CC BY-NC 4.0 license) (http://creativecommons.org/licenses/by-nc/4.0/)

۱- مقدمه

رشد اقتصادی هر منطقه بر اساس ظرفیت‌های مختلفی صورت می‌پذیرد، که یکی از مهمترین آنها زیرساخت‌های ارتباطی و حمل‌ونقل جاده‌ای است. اگر ابعاد مختلف توسعه

اقتصادی مورد بررسی قرار گیرد، استنباط می شود که تمام این فعالیت‌ها از آغاز تا بهره‌برداری به گونه‌ای با مسایل حمل‌ونقل ارتباط دارند. زیرساخت‌های ارتباطی و حمل‌و نقل به عنوان یکی از عوامل تاثیرگذار بر رونق اقتصادی، از طریق جابجایی بار و مسافر، زمینه‌های امکان دسترسی به رفاه و تسهیلات منطقه‌ای را افزایش می‌دهد و بنابراین در فرآیند توسعه‌ی اقتصادی، نقش بسیار مهم و تاثیرگذار دارد؛ ضمن آنکه خود نیز از فرآیند توسعه‌ی اقتصادی تاثیرپذیر می‌باشد (Shahraki Moghadam, Karimian Bostani, & Anuri, 2020). برای پی‌بردن به اهمیت اقتصادی حمل و نقل جاده‌ای کافی است که به سه اثر مهم آن در زندگی اقتصادی انسان‌ها، یعنی تخصص‌گرایی مکان‌ها در تولید انبوه وگسترش مناطق زیست انسانی توجه شود. حمل و نقل جاده‌ای و توسعه آن باعث شده است که بشر با تخصصی کردن مکانی تولید بر حسب مزیت‌های نسبی مکان‌ها با به وجود آوردن زمینه تولید انبوه، بهره‌وری منابع طبیعی اقتصادی را افزایش دهد و با انتخاب مناطق مناسب برای زندگی خود،به لحاظ شرایط اقلیمی و ایمنی در مقابل خطرات گوناگون، بر مطلوبیت زندگی خود بیافزاید. بخش حمل ونقل یکی از اصلی‌ترین و مهم‌ترین زیرساخت‌های اقتصادی کشور است که اگر متناسب با اهداف کلان اقتصاد توسعه نیابد، به تنگنایی برای رشد و توسعه اقتصادی تبدیل می‌شود. در اقتصاد ایران، با وجود پیشرفت‌های چشمگیری که در توسعه زیرساخت‌های حمل ونقل صورت گرفته است، هنوز این بخش یکی از تنگناهای رشد اقتصادی محسوب می‌شود (Rodrigue, 2016). بدیهی است که در یک نظام اجتماعی سازمان‌یافته که برای هماهنگ کردن زمینه‌های مختلف اجتماعی و اقتصادی و محیط زیستی تلاش می‌شود نیازمند دستیابی به یک سیستم حمل ونقلی پایدار و کارا است، زیرا نبود دسترسی متناسب و همگانی و عدم وجود شبکه دسترسی یکپارچه سبب به وجود آوردن عدم تعادل و شکل نگرفتن پیوند فضایی می‌شود (Garip & Asad, 2016).

با نگاهی به حساب‌های ملی، سهم ارزش افزوده بخش حمل‌ونقل از تولید ناخالص داخلی چشمگیر است تا حدی که آمارها نشان می‌دهد، در ۱۰ سال گذشته، به طور میانگین بالغ بر ۹ درصد از تولید ناخالص داخلی کشور را بخش حمل‌ونقل ایجاد کرده است. در ایران، به علت ظرفیت ناکافی حمل‌ونقل ریلی، حدود ۹۳ درصد جابه‌جایی مسافر و حدود ۷۱ درصد جابه‌جایی بار بر عهده حم حمل‌ونقل جاده‌ای است، با این توضیح، توسعه شبکه بزرگراه‌ها در تمامی کریدورهای اصلی کشور، موجب کاهش آمار سوانح و تصادفات جاده‌ای،

کاهش مصارف انرژی و آلودگی هوا، کاهش زمان تردد، کاهش هزینه تمام‌شده حمل‌ونقل برای بنگاه‌های اقتصادی، توسعه گردشگری داخلی و همچنین رونق بخشیدن به خدمات حمل‌ونقل جاده‌ای و رشد درآمدزایی این بخش خواهد شد. خوزستان در جایگاه بسیار استراتژیک و ترانزیتی واقع شده به طوری که پس از استان تهران، بیشترین تولید ناخالص در بین استان‌های ایران را دارا است. استان خوزستان دارای ۲۹ شهرستان، ۷۰ بخش، ۱۴۶ دهستان و ۸۸ شهر است. خوزستان با توجه به شرایط اقلیمی و اقتصادی خود، شاهد تغییرات قابل توجهی در شهرستان‌های مختلف خود بوده است. بر طبق آمار منتشر شده از اداره راهداری و حمل‌ونقل جاده‌ای خوزستان طول راه‌های اصلی شهرستان دزفول از ۱۶۳/۳۱ در سال ۹۰ به ۲۳۱/۶ درسال ۹۹ یعنی ۴۰ درصد ولی شهرستان شوشتر از ۲۲۷/۹ در سال ۹۰ به ۲۸۲/۲ در سال ۹۹ رسیده یعنی ۲۴ درصد رشد را نشان می‌دهد (Alavi & Esfandiari, 2019). برای این منظور از شاخص قطب[1]، شاخص دسترسی[2] و پتانسیل بازار[3] برای بررسی تاثیر زیر ساخت حمل و نقل بر رشد اقتصادی شهرستان‌های استان خوزستان استفاده شده است. داده‌های تحقیق برای دوره ی زمانی ۱۳۹۹-۱۳۹۰ برای ۲۷ شهرستان استان خوزستان در قالب داده‌های تابلویی است که به منظور بررسی اثرات زمانی و فضایی از روش گشتاورهای تعمیم یافته (GMM) استفاده شده است. برای این منظور ساختار مقاله در چند بخش تنظیم شده است، در بخش دوم به بررسی مبانی نظری و پیشینه ی مطالعات پرداخته شده و در بخش سوم معرفی داده ها و متغیرهای تحقیق ارائه می‌شود و در بخش چهارم روش تحقیق و مدلسازی ارائه می‌شود و در بخش پنجم نتایج تحقیق بررسی و ارائه می‌شود و در نهایت در بخش ششم نتیجه گیری و توصیه سیاستی ارائه می‌شود.

۲- مبانی نظری رشد اقتصادی

بررسی علل و عوامل رشد همواره مورد توجه اقتصاددان‌ها بوده و مدل‌های رشد متعددی برای آن طراحی شده است. مدلهای رشد نئوکلاسیکی، مانند مدل رشد سولو[4] (۱۹۵۶) عواملی چون سرمایه‌گذاری خصوصی، رشد جمعیت، پیشرفت برونزای تکنولوژی و سطح

[1] Hubness index
[2] Accessibility index
[3] Market potential index
[4] Solow

اولیه درآمد سرانه را از متغیرهای مؤثر بر رشد برشمرده است (Wang, Cui, Yang, & Lian, 2009) در نگاهی متفاوت، ادبیات رشد درونزا با بهره‌گیری از تصریح‌های تجربی و نیز مدل‌های کلان اقتصادی تک‌معادله ای برای داده‌های مقطعی از کشورهای مختلف (و یا مناطق مختلف) فرضیه‌های جدیدی را مطرح کرده است. در این مدل‌ها عواملی چون نهادهای سیاسی، عوامل سیاسی - اقتصادی، انباشت دانش یا شاخص‌های نهادی را بر رشد اقتصادی مؤثر بوده است. بنابراین در مدلهای نظری و تجربی، متغیرهای هدف توضیحی زیادی توضیح دهنده‌ی رشد اقتصادی مطرح شده اند (Wang et al., 2009). بسیاری از محققان با یک تابع تولید نئوکلاسیکی شروع می‌کنند و متغیرهایی که متناظر با دیدگاه آنها در مورد رشد هست را اضافه می‌نمایند. بیشتر کارهای تجربی انجام شده در زمینه‌ی رشد اقتصادی در دهه‌ی ۱۹۹۰ و قبل از آن، عمدتاً از رگرسیون‌های خطی استفاده کرده‌اند (Romer, 1990).

بخش حمل‌ونقل از جمله بخش‌های زیربنایی هر جامعه است که علاوه بر تحت تاثیر قرار دادن فرآیند توسعه اقتصادی، خود نیز در جریان توسعه دچار تغییر و تحول می‌شود. مطالعات انجام شده در سطح کلان اقتصادی برخی ازکشورها نشان می‌دهد که سرمایه‌گذاری در حمل ونقل باعث افزایش رشداقتصادی این کشورها شده و با افزودن بر بازدهی اجتماعی در سرمایه‌گذاری های خصوصی، موجبات سرمایه‌گذاری در زیرساخت‌های حمل‌ونقل را فراهم آورده است. در چشم انداز اقتصاد داخلی نیز سرمایه‌گذاری در حمل ونقل مستقیماً باعث کاهش قیمت نهاده‌ها شده و بالطبع هزین های تولید را پایین می‌آورد. و از طرف دیگر باعث افزایش امکان دسترسی به بازار، تنوع ستاده های تولید و بالاخره ابزار توسعه بخ ها را فراهم می سازد. پیشرفت‌های اخیر مبتنی بر الگوهای رشد، برخی از الگوهایی که رابطه بین مخارج سرمایه‌گذاری عمومی با رشد بلندمدت اقتصادی را نشان می‌دهند، معرفی نموده است (Barro, 1990; Sala-i-Martin & Barro, 1995).

۱-۲- مدل‌های رشد و توسعه منطقه‌ای

در مبحث توسعه و رشد منطقه‌ای تحقیقات و مدل‌های متنوعی در دوره‌های مختلف توسط مکاتب اقتصادی ارائه شده که هر کدام مفاهیم مختلفی را معرفی کرده که به طور کلی این مدل‌های رشد در چند طبقه مختلف قرار دارند که عبارتند از:

الف) مدل‌های تقاضا: در این مدل طرف تقاضا به عنوان عامل محرک رشد منطقه لحاظ شده که خود شامل مدل‌های رشد بر پایه صادرات، مدل کینزی‌ها، مدل داده و ستاده و مدل هارود و دومار[۵] است (Al-Katout & Bakir, 2019).

ب) مدل‌های عرضه: در این مدل طرف عرضه به عنوان عامل محرک رشد منطقه لحاظ شده که شامل مدل یک بخشی نئو کلاسک‌ها و مدل دو بخشی نئو کلاسیک‌ها می‌باشد

پ) جریان‌های علیت تجمعی[۶]: این گروه جریان‌های علیت تجمعی را عامل محرک رشد اقتصاد منطقه بیان کرده که در واقع شوک‌های خارجی باعث تشدید ارتباطات درونی و به دنبال آن تشدید رشد داخلی شده که ابتدا توسط میردال[۷] ارائه شده و بعدها کالدور[۸] و سپس دیکسون و تیروال[۹] آن را گسترش دادند (N. Fujita, 2007).

ت) مدل قطب رشد[۱۰]: این مدل ابتدا توسط پرو[۱۱] در سال ۱۹۵۰ میلادی ارائه شده و سپس توسط هریشمن[۱۲] و هانس[۱۳] گسترش داده شد و با جزئیات بیشتری نسبت به مدل قبلی درباره رشد نامتوازن صحبت کرده و اغلب تمرکز بر صنایع پیشرو داشت (N. M. Hansen, 1967).

ث) مدل موج توسعه: این مدل ابتدا توسط رن روجین[۱۴] در موقع نابرابری منطقه‌ای در اواخر سال ۱۹۷۰ بیان شد و او توسعه را در روند زمان نمی‌دانست و فناوری و ابداعات را عاملی مانند سوار بر موج برای توسعه می‌دانست.

---

5 Harrod & dummar
6 Cummulative causation
7 Mirdal
8 Kaldor
9 Dixon & Thirwall
10 Growth pole theory
11 Perroux
12 Hirschman
13 Hansen
14 Ren Rvjyn

ج) مدل ماشین رشد: در این مدل، یک عامل به نام عنصر اصلی و اثرگذار در توسعه منطقه مورد توجه واقع شده که نقش آن در توسعه زیاد به چشم می‌آمد که از نظر سیاسیون و کارآفرینان عامل مهمی در توسعه شهری بود و به دنبال آن در سال ۱۹۸۷ میلادی توسط جان لوگان و هاروی ملوچ به نام ماشین رشد مطرح گردید (Logan & Molotch, 2012).

میسرا در نظریه‌اش اعتقاد بر این داشت که هدف اصلی تمامی فرآیندهای توسعه و خصوصاً توسعه منطقه‌ای دستیابی به رفاه انسانی می‌باشد که نه فقط رفاه انسانی بلکه به صورت فراتر از آن توجه زیادی به توزیع عادلانه میان مناطق مختلف و گروه‌های مردمی همچنین می‌شد و از این رو اگر یک سیاست جامع جهت کاهش فقر و عدم توسعه یافتگی صورت نگردد پدیده فقر و نابرابری در مناطق و اجتماعات غیر قابل کنترل خواهد بود و به این خاطر توسعه منطقه‌ای در قالب سه هدف تولیدی، اجتماعی و زیست شناختی سعی می‌کند تا زمینه‌های لازم جهت دریافت بهترین شرایط و امکانات برای توسعه جامع ایجاد گردد و تمایزات در زمینه کیفیت زندگی بین منطقه‌ای و درون منطقه‌ای کاهش یابد و نابود شود (Misra, Kumar, & Agarwal, 1985). دیوید هاروی در نظریه‌اش معتقد بود که وجود عدالت اجتماعی در مناطق و سرزمین‌ها لزوماً به معنای وجود توزیع عادلانه بین افراد در هر منطقه نمی‌باشد و باید مناطق را در قالب نیازها، منفعت عمومی و استحقاق جهت توزیع عادلانه تشریح و توجه کرد تا میزان توسعه منطقه‌ای آنها بهتر شناخته شود (Harvey, 2005).

در نظریه استراتژی توسعه منطقه‌ای، این راهبرد به عنوان یک سند بالا دستی نقشی مهم در جهت هماهنگی‌ها و آمادگی‌ها جهت پیشبرد برنامه توسعه منطقه‌ای بوده و موجب ایجاد یک هماهنگی جامع میان همه برنامه‌های شهری و منطقه‌ای و همینطور هدایت الگوها در مسیر توسعه بلند مدت می‌باشد و از ابزارهای مهم دولت‌ها جهت حل اختلاف‌ها در ساختار مناطق و نیز فراهم کردن فرصت‌های برابری برای تمامی مناطق بوده است و در آن برنامه‌ریزی هماهنگ از اهمیت بالایی بر خوردار بوده که با عنوان ابزاری ضروری جهت تشکیل جوامع پایدار استفاده می‌شود و کمک زیادی به دولت‌ها در زمینه فعالیت‌های اجرایی در زمینه ابعاد فضایی برنامه‌های توسعه منطقه‌ای می‌کند و در یک نگاه ضامن اصلی ابعاد مختلف اقتصاد منطقه‌ای می‌باشد که هدف آن بازسازی و ایجاد تعادل اقتصادی بوده

و در نهایت توجه ویژه‌ای به توسعه پایدار در سطح مناطق دارد (Yang, 1990). در واقع این رویکرد تمرکز زیادی بر روی موضوعات کلیدی مناطق دارد و در سطح ملی تلاش در کاهش دادن تمایزات منطقه‌ای داشته و تاکید زیادی بر جنبه‌های فضایی فعالیت‌ها و سکونتگاه‌ها در مناطق و نوع فعالیت‌های اقتصادی مناطق در راستای آمایش سرزمینی داشته تا زمینه‌ها جهت شناخت بهتر فضاها برای ایجاد سرمایه گذاری و اشتغال و خدمات و پیش‌بینی منابع مورد نیاز را فراهم کند (Nawzad, 2011). به طور کلی استراتژی توسعه منطقه‌ای نقش حفاظت و بالا بردن میزان سرمایه‌های فیزیکی، طبیعی و مصنوعی در تمامی مناطق و همچنین پیشرفت دربخش مسکن، حمل و نقل، کیفیت آب، انرژی و دفع پسماندها، آماده کردن زیر ساخت‌ها و خدمات عمومی و رهبری عمومی و تصمیم گیری‌ها درباره سرمایه گذاری خصوصی درباره کاربری زمین‌ها را با فراهم کردن بسترهای مورد نیاز در مناطق انجام می‌دهد (Nawzad, 2011).

برنامه فورن اتحادیه اروپا از جمله برنامه‌هایی می‌باشد که کشورهای منطقه را جهت استفاده از این ابزار در سطح منطقه‌ای تشویق می‌کرد که این را در مورد آینده نگاری درک کنند که آینده در گرو انتخاب فعالیت‌های انسانی بوده به طوری که اهداف اشتراکی می‌بایست به طور منظم در مطالعات آینده نگاری لحاظ شده باشد (J. B. Hansen, 1970). از این رو بر پایه راهنمای فورن (راهنمای کاربردی آینده نگاری منطقه‌ای)، آینده نگاری منطقه‌ای دارای پنج نکته مهمی می‌باشد که عبارتند از:

- آینده نگاری منطقه‌ای، در واقع یک نوع آشکارسازی ساختارمندی می‌باشد که توسعه را در ابعاد اقتصادی، اجتماعی و فناوری در بلند مدت بررسی می‌کند

- استفاده از روش‌های تعاملی و اشتراکی در مقوله اکتشافات، در واقع شامل تجزیه و تحلیل و تفسیر در مورد گروه‌های ذینفع و ذی نفوذان آینده نگاری منطقه‌ای می‌باشد

بکارگیری روش‌های تعاملی موجب تشکیل شبکه‌های جدید شده و کمک زیادی به خروجی محصول فعالیت‌های آینده نگاری می‌کند.

- خروجی‌های آینده نگاری چیزی فراتر از یک سناریو احتمالی و تهیه یک برنامه بوده بلکه توصیفی از یک چشم انداز راهبردی می‌باشد که موجب ایجاد احساس تعهد مشترک شده است

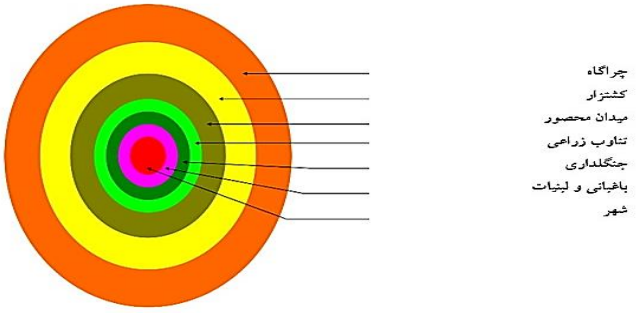
۲-۲- تکامل یک سیستم شهری

در مجموعه ای از مقالات (به ویژه فوجیتا و کروگمن، ۱۹۹۵؛ فوجیتا و موری، ۱۹۹۷؛ فوجیتا و تیزه، ۲۰۰۹) یک رویکرد واقعی دنبال شد یعنی در مدل هسته -پیرامون به جای دو منطقه، فضای مکان را با خط واقعی که زمین در امتداد آن به طور یکنواخت توزیع شده است، توصیف می‌شود (M. Fujita & Krugman, 1995; M. Fujita & Mori, 1997; M. Fujita & Thisse, 2009). فرض می‌شود که همه کارگران در اقتصاد یکسان هستند و در انتخاب مکان شغل خود آزادند و کالاهای کشاورزی هم با استفاده از زمین و نیروی‌کار تولید می‌شوند. در نهایت، هزینه‌های حمل‌ونقل برای هر دو کالای کشاورزی و صنعتی مثبت فرض می‌شود. در این مدل تنها زمین کشاورزی عامل غیر متحرک و ثابت است که منبع نیروی گریز از مرکز است. پس با رویکرد وان تانن[15] اینگونه شروع می‌شود: شهری به عنوان یک مرکز تولید تعریف می‌شود که توسط یک منطقه داخلی کشاورزی احاطه شده است. با استفاده از ترفندهای تجارت جغرافیای جدید، می توان این تعادل را به طور کامل تعریف کرد، که در آن وجود شهر مرکزی را به جای اینکه صرفاً از تأثیرات پیوندهای پیشین و پسین ناشی شود، بصورت تدریجی آن را فرض کردکه جمعیت کل اقتصاد را افزایش می‌دهد. نواحی بیرونی مناطق داخلی در نهایت به اندازه‌ای از مرکز دور می‌شوند و یک شهر جدید ایجادمی‌شود و در ادامه رشد بیشتر جمعیت باعث ایجاد شهرهای بیشتر می‌شود. راه حل این رویکرد تشخیص این است که جذابیت و مزیت هر مکان مشخص برای تولید را می توان با شاخصی بنام «پتانسیل بازار» که از اقتصاد زیربنای مشتق شده است نشان داد (Krugman, 2000).

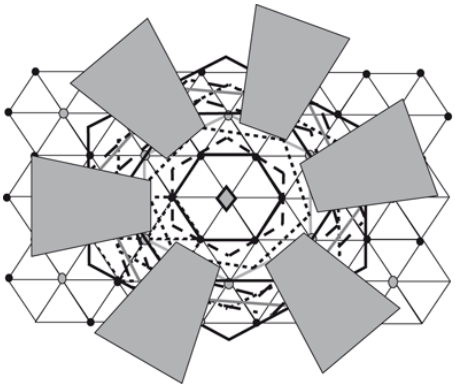
اما ایده پتانسیل بازار به نظریه هریس برمی‌گردد و این کار جدید را می توان به عنوان توجیهی برای آن رویکرد در نظر گرفت. پس از آن می توان فرآیند تغییر در اقتصاد را

[15] Von Thünen

شامل نوعی تکامل مشترک در نظر گرفت که در آن پتانسیل بازار تعیین می کند که فعالیت اقتصادی در کجا قرار داشته باشد، و تغییر مکان آن فعالیت به نوبه خود نقشه پتانسیل بازار را دوباره ترسیم می‌کند. مانند رویکرد تورینگ، این رویکرد تکامل شهر به این موضوع ختم می‌شود که علیرغم وجود بسیاری از تعادل‌های ممکن، باید برخی از نقاط قابل پیش‌بینی در ساختار فضایی وجود داشته باشد و هنگامی که تعداد شهرها به اندازه کافی زیاد شد، اندازه و فاصله بین شهرها تقریباً به طور تقریبی کاهش می‌یابد و یک شکل پایدار توسط قدرت نسبی نیروهای گریز از مرکز و مرکزگرا تعیین می‌شود (Harris, 1954).



شکل ۱. مدل وان تانن
Figure1. Von Thunen Model



شکل ۲.مدل رشد لوش
Figure2. Lösch Model

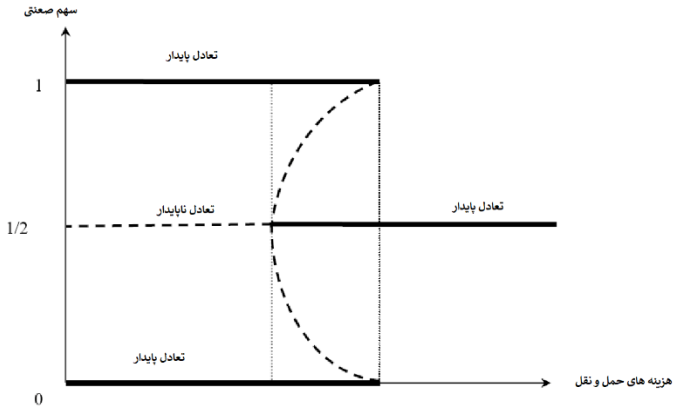
طبق نظریه لوش توسعه مکان‌های مرکزی الزاماً سلسله مراتبی نیست بلکه آنچه اتفاق می افتد ایجاد نوعی تعادل فضایی است به این ترتیب ساختار مکانی ارایه شده توسط لوش با الگوی کوچک و ساده آغاز شده و رفته رفته به الگوهای بزرگتر و پیچیده تکامل می‌یابد (Lösch, Woglom, & Stolper, 1954).

۳-۲- جغرافیای اقتصادی جدید

موضوع تعیین‌کننده جغرافیای اقتصادی جدید این است که چگونه می توان شکل‌گیری انواع زیادی از تراکم یا تمرکز اقتصادی را در فضای جغرافیایی توضیح داد. تراکم یا خوشه‌بندی فعالیت‌های اقتصادی در بسیاری از سطوح جغرافیایی رخ می‌دهد که دارای ترکیبات متنوعی است. به عنوان مثال، یک نوع از تراکم زمانی به وجود می‌آید که مغازه‌ها و رستوران‌های کوچک در یک محله جمع شوند. انواع دیگر تراکم را می‌توان در شکل‌گیری شهرها یافت که همگی اندازه‌های متفاوتی دارند.جنبه دیگر این طیف، ساختار هسته -پیرامون شهر قرار دارد. دیدگاه وان تانن (۱۸۲٦) الگوی کاربری زمین به صورت حاشیه شهر و مرکز را به صورت شفاف توضیح می‌دهد. وجود منطقه تجاری را مرکزفرض می‌کند و تا آنجا که ممکن است نیروهای مرکزگرا را از نظر انگیزه‌های اساسی‌تر توضیح می‌دهدیعنی با مدل‌سازی منابع و افزایش بازده به تمرکز فضایی، می توانیم چیزی در مورد چگونگی و زمان تغییر این بازده‌ها پی ببریم و سپس بررسی کنیم که چگونه اقتصاد با آنها تغییر می‌کند (Krugman, 1998).

گاهی اوقات ممکن است تمرکز و انباشتگی مراکز تجاری و یا صنعتی برحسب تصمیمات اقتصاد خرد توضیح داده شوندیعنی به افزایش بازده یا حداقل تقسیم ناپذیری در سطح تولیدکننده انحصاری بستگی دارد. این به نوبه خود به این معنی است که نمی توان رقابت کامل را فرض کرد و رقابت ناقص در یک داستان تعادل عمومی بسیار سخت است. هزینه‌های حمل‌ونقل نیز به وضوح بسیار مهم است. اما اگر کسی بخواهد تصویری یکپارچه از اقتصاد داشته باشد، به این معنی است که منابع استفاده شده و درآمد حاصل از صنعت حمل‌ونقل باید همچنین بخشی از تصویر باشد. برخی اصطلاحات کلیدی در این زمینه: اولین مورد، مدل‌سازی تعادل عمومی کل اقتصاد فضایی است که رویکرد ما را از نظریه مکان سنتی و جغرافیای اقتصادی متمایز می‌کند. دوم افزایش بازده یا تقسیم ناپذیری در سطح تولیدکننده یا بنگاه انحصاری است. این مطلب ضروری است که نباید اقتصاد به

گونه‌ای باشد که در آن هر خانواده یایک گروه کوچک بیشتر اقلام را برای خود تولیدکند بلکه افزایش بازده به نوبه خود منجر به ساختار بازار می‌شود که با رقابت ناقص مشخص می‌شود. سومین کلمه کلیدی هزینه‌های حمل‌ونقل است که اهمیت مکان بنگاه را نشان می‌دهد و در نهایت، حرکت مکانی عوامل تولیدی و مصرف کنندگان پیش نیاز تراکم و تمرکز است (Ehnts & Trautwein, 2012). هدف جغرافیای اقتصادی جدید، ابداع یک رویکرد مدل‌سازی است که به فرد اجازه می‌دهد در مورد مسائلی مانند اقتصادیک منطقه در چارچوب کل اقتصاد بحث کند. یعنی در تعادل عمومی، باید این امکان وجود داشته باشد که به طور همزمان در مورد نیروهای مرکزگرا که فعالیت اقتصادی را به هم متصل می‌کنند و نیروهای گریز از مرکز که آنها را از هم جدا می‌کنند صحبت شود. یعنی در واقع، در مورد چگونگی شکل‌گیری ساختار جغرافیایی یک اقتصاد توسط عکس العمل بین این نیروها بحث شود و این نیروها را در قالب تصمیمات خرد اساسی‌تر توضیح دهد (Ehnts & Trautwein, 2012).



شکل ۳. تأثیر حمل و نقل در توسعه شهری

Figure3. The impact of transportation on urban development

از منظر مدل‌های غیرفضایی، یکی از مهمترین دیدگاه‌های جغرافیای اقتصادی جدید توسط مدل کروگمن و ونابلز (۱۹۹۵) مطرح شد (Krugman & Venables, 1996). مدل آنها به تحلیل وضعیت دو اقتصاد همسایه پرداخته که یکی از این اقتصادها بزرگ و از تجمع

زیادی برخوردار بوده و اقتصاد کشور دیگر کوچک و تنها دارای نواحی شهری کوچک است. کروگمن و ونابلز نشان دادند که تمام کشورها و یا مناطق، از الگوهای تولید مشابهی پیروی می‌کنند. از دیدگاه مدل‌های جغرافیای اقتصادی جدید فضایی، توزیع فضایی فعالیت‌ها می‌تواند در چارچوب شرایط عمومی مدل مذکور به‌گونه‌ای نشان داده شود که هم دیدگاه الگوهای سلسله مراتب شهری توصیف شده توسط کریستالر و لوش و همچنین الگوی قانون رتبه-اندازه در توزیع شهری را توضیح می‌دهد. در این الگو شهرها به جای پیوستگی در ابعاد فضایی، به صورت موقعیت‌های مکانی مجزا و پراکنده شده توسط فضاهای بدون ساخت و ساز شهری به جای موقعیت‌های مکانی به هم متصل و پیوسته پدیدار می‌شوند، زیرا در نواحی پیرامونی و اطراف شهرها بدلیل تسلط ناحیه بازار محلی مرکز شهر، امکان رقابت برای توسعه فضاهای تجاری با محدودیت روبرو بوده و امکان پذیر نخواهد بود. این فرایند اثر سایه نام دارد (Ehnts & Trautwein, 2012).

جدول ۱. تاریخچه نظریات توسعه منطقه‌ای
مأخذ: پیشینه مطالعات

Table1. History of regional development theories
Source: background studies

نظریه	مشخصات	نتایج مورد انتظار
رشدبخش‌های اقتصادی	وابستگی به عوامل اصلی رشد اقتصادی در منطقه مانند انباشت سرمایه، منابع جدید، رشد نیروی کار و توسعه فناوری و از همه مهم‌تر نگرش فضایی در سطوح کلان	توزیع رشد در سطوح کلان
پایه اقتصادی	تاکید بر صادران به عنوان تنها محرک رشد اقتصاد منطقه‌ای	معرفی صادرات به عنوان‌بخش پایه و خدمات به عنوان‌بخش ناپایه در منطقه
قطب رشد	تاکید بر درک اهمیت فضا در توسعه منطقه‌ای	پخش توسعه به مناطق پیرامون
مرکز پیرامون	سرمایه گذاری دربخش‌های مرکزی	پخش توسعه به مناطق پیرامون
راهبرد نیازهای پایه	تولید – محور، صنعت مدار و شهر گرا در جهت راهبردهای مردم – محور، کشاورز مدار و روستا گرا	بسترسازی اشتغال و پاسخ به نیازهای اساسی

نظام سکونتگاهی	اصالت دادن به نظام استقرار سکونتگاه‌ها در روند توسعه و دستیابی به راه حل‌هایی جهت رفع کاستی‌های موجود در توسعه فضایی که سبب قطبی شدن و اختلافات منطقه‌ای شده است	توسعه و توزیع عادلانه فضایی و ایجاد پیوند عملکردی میان‌بخش ها
زیست – منطقه	تاکید بر نقش زیست بوم‌ها در منطقه جهت توسعه	سوق دادن انسان جهت محافظت از طبیعت و مهیا کردن ذهن انسان نسبت به طبیعت در قالب مفهوم خانه و وطن
هیلهورست	انسجام متمرکز، پراکنده و گسترش متمرکز و پراکنده	توسعه سلسله مراتبی
میسرا	توجه به رفاه و جنبه‌های فراتر از آن - رسیدن به توسعه جامع در قالب سه هدف تولیدی، اجتماعی و زیست شناختی	تشکیل زیرساخت‌های توسعه پذیر
هاروی	توسعه بر اساس نیازها، منفعت عمومی و استحقاق جهت توزیع عادلانه	توزیع عادلانه میان مناطق منجر به توزیع عادلانه میان افراد می‌شود
استراتژی توسعه منطقه‌ای	اهمیت بالای برنامه‌ریزی هماهنگ، تاکید زیاد بر جنبه‌های فضایی فعالیت‌ها و سکونتگاه‌ها در مناطق و نوع فعالیت‌های اقتصادی مناطق	از ابزارهای مهم دولت‌ها جهت حل اختلاف‌ها در ساختار مناطق و نیز فراهم کردن فرصت‌های برابری برای تمامی مناطق می‌باشد
آمایش سرزمینی	توجه زیاد به توزیع جغرافیایی بهینه منابع و فعالیت‌ها و مشاغل در مناطق	دستیابی به یکسری مبانی متوازن از قبیل کانون‌های زیست محیطی و نظام سلسله مراتب منطقه‌ای در مسیر تعادل بخشیدن به تمامی ابعاد مختلط توسعه - توجه زیاد به کانون‌های جمعیتی جهت دریافت متعادل خدمات
آینده نگاری	آشکارسازی ساختارمند - استفاده از روش‌های تعاملی و اشتراکی در مقوله اکتشافات	توصیف یک چشم انداز راهبردی - استفاده در دوره‌های بلند مدت به منظور توسعه چشم انداز منطقه‌ای

۳- پیشینه ی مطالعات تجربی:

۳-۱- مطالعات داخلی

موسوی جهرمی و عبادتی فرد (۱۳۸۷)در مقاله‌ای با عنوان «اثر سرمایه‌گذاری در زیر ساخت حمل‌ونقلبر سرمایه گذاری بخش خصوصی و رشد اقتصادی درایران» از الگوی شتاب انعطاف‌پذیر و الگوی رشد سولو استفاده کرده‌اند. در الگوی رشد مذکور دو متغیر سرمایه‌گذاری دولت در بخش حمل‌ونقلو سایرهابخش به عنوان یکی از نهاده‌های تولید در کنار نیروی کار و سرمایه‌گذاری خصوصی وارد تابع تولید شده است. در تخمین الگوی سرمایه‌گذاری از روش متغیر ابزاری و در الگوی رشد از روش حداقل مربعات معمولی OLS استفاده شده است. نتایج برآورد الگوهای مذکور طی سال های۱۳۳۸ تا ۱۳۸۲ نشان می‌دهد که رابطهٔ قوی بین سرمایه‌گذاری در زیرساخت حمل‌ونقلو سرمایه‌گذاری بخش خصوصی وجوددارد. همچنین با توجه به کشش مثبت به دست آمده برای سرمایه‌گذاری در حمل ونقل، سرمایه‌گذاری در این زیرساخت اثر مثبت ومعناداری بر رشد اقتصادی کشور داشته است. با در نظر گرفتن نتایج شده حاصل، محققان افزایش سرمایه گذاری دولت را در زیرساخت حمل‌ونقلپیشنهاد کرده‌اند (Mousavi Jahormi & ebadadi Fard, 2009). اکبری و همکاران (۱۳۹۰) در مطالعه ای که انجام دادند اثر فاصله اقتصادی بر رشد اقتصادی منطقه منفی ومعنادار بوده است. به نظر آن‌ها هرچه فاصله اقتصادی یک استان از استان‌های دیگر بیشتر باشد، دسترسی به فرصت‌های موجود، برای استان مورد نظر کاهش می‌یابد و استان نمی‌تواند از سرریزهای حاصل ازمجاورت، از جمله تبادل اطلاعات و انتقال تکنولوژی، دسترسی بیشتر به بازارهای نیروی کار و دسترسی راحت‌تر بنگاه ها به مشتری، برخوردار شود (dehghan shabani & Akbari, 2015). قربانی و همکاران (۱۳۹۳) به بررسی اثر زیرساخت‌ها بر رشد اقتصادی ایران طی سالهای۱۳۹۱-۱۳۵۵ پرداختند. آنها در این پژوهش، زیرساخت‌های فیزیکی به عنوان نوعی زیرساخت مهم و به صورت یک متغیر کلی موردبررسی قرار دادند. برای این منظور از مدل رشد تابع تولیداستفاده کردند و برای شناسایی اثر زیرساخت‌ها بر رشد اقتصادی ایران، از سه نوع متغیر زیرساخت‌های فیزیکی، اجتماعی و فناوری اطلاعات و ارتباطات استفاده کردند. زیرساخت فیزیکی را با استفاده از۴متغیر که در نهایت با روش تحلیل مولفه‌های اصلی به یک شاخص تبدیل شدند، و مخارج بهداشتی و سرمایه‌ی فناوری اطلاعات و ارتباطات به کار بردند. برای برآورد

مدل از روش خود رگرسیون با وقفه‌های توزیعی (ARDL) در دوره‌ی زمانی ۱۳۵۵ تا ۱۳۹۹ استفاده کردند. یافته‌ها نشان داد که طی دوره مورد بررسی تاثیر زیرساخت‌ها، اعم از زیرساخت‌های فیزیکی، اجتماعی و فناوری اطلاعات بر رشد اقتصادی ایران مثبت و معنی‌دار بوده است (Ghorbani, Ahmadi Shadmehri, & Mostafavi, 2014). عباسی، سجادی و عبدالهی (۱۴۰۰) به بررسی نقش احداث زیرساخت حمل‌ونقل و مدل‌سازی اثرات آن بر توسعه پایدار گردشگری انجام دادند. آنها جامعه آماری را سکونتگاه‌های گردشگرپذیر نواحی گردشگری شیت ولیدر و شیرین‌سو، شهرستان طارم در استان زنجان، مدنظر قراردادند و با روش نمونه‌گیری غیراحتمالی هدفمند نیز تعداد ۲۷۷ خانوار جهت نمونه‌ی تحقیق خود انتخاب کردند نتایج پژوهش آنها نشان داد که، در بررسی اثرات احداث جاده زنجان- تهم- چورزق بر متغیرهای توسعه گردشگری با آزمون ناپارامتری ویلکاکسون، بیشترین تأثیر با میانگین ۴/۳۹ به مؤلفه بهبود فرصت‌های اشتغال گردشگری مربوط است. هم چنین بررسی سهم ابعاد پیامدهای احداث جاده زنجان- تهم- چورزق در توسعه پایدار گردشگری نواحی مورد مطالعه با آزمون مدل معادلات ساختاری نشان داد که شاخص کالبدی به میزان ۰/۹۷ اثرگذاری بیشتری را نسبت به عوامل دیگر در توسعه پایدار گردشگری بر جای گذاشته است (Abbasi, Sajjadi, & Abdollahi, 2021). سادات و همکاران (۱۴۰۱) با استفاده از داده‌های تابلویی و به روش اقتصادسنجی فضایی (الگوی دوربین فضایی)، خودهمبستگی فضایی و اثرات مستقیم و غیرمستقیم (سرریز فضایی) عوامل موثر بر نرخ اشتغال در استان‌های ایران در دوره زمانی ۱۳۹۵-۱۳۹۰ را مورد بررسی قرار دادند نتایج حاصل از برآورد فضایی، وجود خودهمبستگی فضایی نرخ اشتغال استانی را مورد تأیید قرار داده است. سایر نتایج تحقیق بیانگر آن است که از بین متغیرهای پژوهش، تولید ناخالص داخلی استان‌ها دارای اثر مستقیم و اثر سرریز فضایی مثبت معنادار و در مقابل، شدت انرژی دارای اثر مستقیم و سرریز فضایی منفی معنادار بر نرخ اشتغال است. تأثیر مستقیم میزان بارندگی بر نرخ اشتغال بی‌معنی می‌باشد. اثر مستقیم و غیرمستقیم خالص مهاجرت و تراکم جمعیت بر نرخ اشتغال به‌صورتU معکوس است. براین اساس، در ابتدا با افزایش مهاجرت و تراکم جمعیت، نرخ اشتغال در استان‌های مورد مطالعه و استان‌های مجاور افزایش می‌یابد و پس از عبور از حد آستانه کاهش می‌یابد (Saadat, Elmi, & Akbari, 2008). محمدعلیزاده و همکاران (۱۴۰۲) در مقاله‌ای تحت عنوان «تحلیل فضایی تأثیر تمرکززدایی مالی بر ثبات اقتصادی، مطالعه استان های ایران» با استفاده از روش پانل

فضایی به دنبال بررسی تأثیرات تمرکززدایی مالی بر ثبات اقتصادی کشور (شاخصی ترکیبی از رشد اقتصادی، تورم و کسری بودجه) طی سال‌های ۱۳۹۵-۱۳۸۵ است. نتایج مطالعه رابطه غیرخطی میان تمرکززدایی مالی و ثبات اقتصادی را نشان می‌دهد، به طوری که یك درصد بهبود تمرکززدایی مالی درآمد موجب کاهش ۰٫۶۳ درصدی شاخص ترکیبی ثبات اقتصادی شده است اما با افزایش تمرکززدایی مالی درآمد، ثبات اقتصادی افزایش می یابد. همچنین نتایج نشان می‌دهد یك درصد بهبود تمرکززدایی مخارج موجبات افزایش ۱٫۴ درصدی شاخص ثبات اقتصادی را فراهم کرده است این در حالی است که در سطوح بالای تمرکززدایی مالی مخارج، نتایج بر کاهش ثبات اقتصادی دلالت دارند (alizadeh, alizadeh, delfan, & shaghaghi shahri, 2023).

ابراهیمی و همکاران (Ebrahimi et al., 2024) در بررسی اثرات زیرساخت‌های حمل‌ونقل جاده‌ای بر توسعه فضایی-زمانی شهرستان‌های استان خوزستان طی دوره ۲۰۱۰ تا ۲۰۲۰ با بهره‌گیری از رویکرد گشتاورهای تعمیم‌یافته (GMM) در چارچوب جغرافیای اقتصادی نوین، نشان دادند که شاخص‌های پتانسیل بازار و قطب نقشی مثبت و معنادار بر اندازه و توسعه شهرستان‌ها دارند؛ به‌طوری‌که اثر پتانسیل بازار پررنگ‌تر از شاخص قطب بوده و توسعه شبکه راه‌های فرعی و تسهیل جابه‌جایی کالا موجب بهبود توسعه فضایی-زمانی در سطح منطقه‌ای شده است. در سطحی کلان‌تر، منصوری و همکاران (Mansouri et al., 2025) با برآورد الگوی کشش‌ها طی دوره ۱۹۹۱ تا ۲۰۲۱ در ایران نشان دادند که کشش رشد اقتصادی نسبت به انباشت سرمایه در شقوق حمل‌ونقل ریلی، بنادر و جاده‌ای مثبت و معنادار است، هرچند بیشترین بازدهی فزاینده به ترتیب در بخش‌های ریلی و بندری به ثبت رسیده است. پیوند شبکه‌ای زیرساخت‌های حمل‌ونقل با ساختار تولیدی در سطح استان خوزستان توسط پرور و همکاران (Parvar et al., 2021) نیز با استفاده از جدول داده-ستانده و روش حذف فرضی (۲۰۱۱–۲۰۱۵) واکاوی شد؛ نتایج آن‌ها نشان داد که اگرچه بخش‌های حمل‌ونقل به‌تنهایی جزو بخش‌های پیشرو نهایی طبقه‌بندی نمی‌شوند، اما به‌دلیل دارا بودن قوی‌ترین پیوندهای پسین و پیشین با صنایع مادری نظیر پتروشیمی، فرآورده‌های نفتی و فلزات اساسی، نقشی کاتالیزور در تسریع رشد اقتصادی استان ایفا می‌کنند که اثربخشی آن نیازمند انتقال و یکپارچه‌سازی خدمات پشتیبان مالی و لجستیکی در درون استان است. علاوه بر این، حسن‌پور و همکاران (Hassanpour et al., 2023) با

ارزیابی استراتژی‌های سرمایه‌گذاری در شبکه آزادراهی کشور تحت شرایط عدم قطعیت ترافیکی، نشان دادند که اتخاذ الگوهای مشارکت عمومی-خصوصی (PPP) در مقایسه با روش‌های تدارکات سنتی، از طریق تسریع زمان احداث و ارتقای استاندارد نگهداری، ارزش فعلی خالص اقتصادی بالاتری برای رفاه عمومی ایجاد کرده و بازدهی سرمایه‌گذاری‌های زیربنایی را تضمین می‌کند.

با این وجود، اثرات زیرساخت‌های فیزیکی صرفاً در مرزهای جغرافیایی-اداری متوقف نمانده و بر اثر پیوندهای متقابل فضایی، موجبات سرریز به مناطق پیرامونی و مجاور را فراهم می‌آورد. منصوری و همکاران (Mansouri et al., 2024) با تبیین الگوی هسته-پیرامون (استان تهران به‌عنوان هسته و ۳۰ استان دیگر به‌عنوان پیرامون) طی سال‌های ۱۹۹۸ تا ۲۰۲۰ با روش حداقل مربعات تعمیم‌یافته (GLS)، نشان دادند که ناامنی در منطقه هسته از طریق جابه‌جایی ریسک، موجب سرریز سرمایه‌گذاری و فعالیت‌های تولیدی به سمت استان‌های پیرامونی شده و رشد اقتصادی این مناطق را تحریک می‌کند؛ درحالی‌که جرایم فراگیرِ مختل‌کننده نبض تجاری هسته، تأثیر منفی سراسری بر رشد استان‌های پیرامون بر جای می‌گذارد. در همین راستا، حسین‌زاده و همکاران (Hosseinzadeh et al., 2023) با به‌کارگیری مدل دوربین فضایی (SDM) برای استان‌های ایران (۲۰۰۸–۲۰۱۹) به این نتیجه دست یافتند که سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی، تولید ناخالص داخلی و مخارج دولت نه‌تنها اثر مستقیم و درون‌منطقه‌ای بر اشتغال دارند، بلکه از طریق پیوندهای جغرافیایی دارای اثرات غیرمستقیم و سرریزهای فضایی مثبت و معناداری بر اشتغال مناطق مجاور می‌باشند. اهمیت و ضرورت واکاوی این سرریزها در مطالعات خداوردی سامانی و همکاران (Khodaverdi Samani et al., 2021, 2023) نیز پیرامون اثر تمرکززدایی مالی بر کارایی ارائه خدمات بهداشتی و رفاه اجتماعی به اثبات رسیده است؛ بر اساس یافته‌های این پژوهش‌ها، تعاملات میان‌استانی دارای وابستگی شدید فضایی بوده و روابط میان متغیرهای توسعه‌ای رفتاری غیرخطی دارند؛ به‌گونه‌ای که عدم تعادل در هدایت منابع و امکانات، بدون در نظر گرفتن ظرفیت‌های فضایی و نقاط بهینه، پیامدهای واگرایی رفاهی میان مناطق همجوار را در پی دارد. عدم انطباق شاخص‌های زیربنایی با توسعه متوازن در سطح خوزستان در مطالعه منصوری و همکاران (Mansouri et al., 2022) نیز مورد تأیید قرار گرفت؛ یافته‌های این تحقیق با به‌کارگیری روش DOLS و شبیه‌سازی سیستم معادلات هم‌زمان

نشان داد که علی‌رغم اتکای شاخص توسعه انسانی استان به رانت نفت، مؤلفه‌های بنیادین رفاهی، بهداشت و آموزش در خوزستان ضعیف‌تر از میانگین کشوری است و با حذف اثر نفت، نابرابری و شکنندگی ساختار منطقه‌ای آشکار می‌شود.

از منظری کلان و نهادی، کارآمدی پروژه‌های ارتباطی و منطقه‌ای همواره متأثر از تخصیص بودجه‌ای، فضای کسب‌وکار و شوک‌های ساختاری است. دادرس‌مقدم و کارکش (Karkesh, 2023 & Dadras Moghadam) در چارچوب مدل تعادل عمومی قابل محاسبه (CGE) و ماتریس حسابداری اجتماعی (SAM) نشان دادند که در شرایط محدودیت‌های تحریمی، اتخاذ سیاست افزایش مخارج سرمایه‌ای دولت مؤثرترین راهبرد برای تحریک تولید ناخالص داخلی، اشتغال و سرمایه‌گذاری در بخش‌های صنعت و حمل‌ونقل است، حال آنکه مخارج مصرفی اثرات برون‌رانی بر سرمایه‌گذاری بر جای می‌گذارد. همچنین منصوری (Mansouri, 2024) با تحلیل علیت تودا-یاماموتو و مدل VECM در اقتصاد ایران (۱۹۸۴–۲۰۲۰) تبیین کرد که شرایط ساختاری نامساعد و تحریم‌ها، از طریق تعمیق هم‌بستگی علی دوطرفه میان فقر، نابرابری و فساد اداری، کارایی تخصیص بهینه منابع را مخدوش ساخته و مانع اصابت صحیح منافع توسعه‌ای می‌شوند. از بعد موانع تولید و بازرگانی، احمدی (Ahmadi, 2024) با روش AHP فازی اثبات کرد که هزینه‌های تمام‌شده تولید و تنگناهای فرآیندی-لجستیکی از اصلی‌ترین عوامل کاهش رقابت‌پذیری منطقه‌ای هستند. این چالش‌ها در تلفیق با الزامات آمایشی پیچیدگی مضاعفی می‌یابند؛ چنان‌که نصراللهی و اپرا جونقانی (Opera Jounaghani, 2023 & Nasrollahi) با ترکیب مدل داده-ستانده و تاپسیس در استان اصفهان نشان دادند که عدم انطباق الگوهای مستقر با محدودیت‌های اکولوژیک (نظیر آب‌بری صنایع)، بازدهی اقتصادی را به‌شدت تنزل می‌دهد. سرانجام، جوادی‌نیا و همکاران (Javadinia et al., 2023) و محمدیان منصور و گل‌خندان (Golkhandan, 2024 & Mohamadian Mansour) در ابعاد فرامنطقه‌ای نشان دادند که نوسانات بازار انرژی، ریسک‌های ژئوپلیتیکی و بار هزینه‌های دفاعی نقشی تعیین‌کننده در هدایت جریان سرمایه و شکل‌دهی به ظرفیت‌های منطقه‌ای دارند.

مرور جامع این مطالعات روشن می‌سازد که با وجود بررسی گسترده مؤلفه‌های حمل‌ونقل و سرریزهای فضایی در کشور، اغلب پژوهش‌ها یا در سطح ملی و به‌صورت

تجمیعی انجام شده‌اند یا اثرات شبکه حمل‌ونقل را بدون پیوند با متغیرهای مکانی-فضایی نوین (نظیر قطب‌های رشد و پتانسیل بازار) ارزیابی کرده‌اند. پژوهش حاضر با پر کردن این شکاف تحقیقاتی، به بررسی هم‌زمان اثرات مستقیم و غیرمستقیم (سرریزهای فضایی-زمانی) زیرساخت حمل‌ونقل جاده‌ای بر رشد منطقه‌ای ۲۷ شهرستان استان خوزستان در قالب روش گشتاورهای تعمیم‌یافته (GMM) پرداخته و به‌طور ویژه آزمون می‌کند که آیا شکل‌گیری توسعه فضایی-زمانی در این استان راهبردی منطبق بر ظرفیت شهرستان‌های مستعد قطب بوده است یا این کانون‌ها در حاشیه الگوهای رشد قرار گرفته‌اند.

۴- مطالعات خارجی

کانیلز و ورسپاگن (۱۹۹۹) به این نتیجه رسیده‌اند که شدت «سرریز[16] »ها بستگی به فاصله جغرافیایی بین منطقه ها دارد؛ آنها برای نقش مجاورت در سرریز دانش و تأثیر تجمیع اقتصادی بر رشد اقتصادی اهمیت بسیاری قائل شده‌اند. فاصله اقتصادی اشاره به سهولت و سختی انتقال کالاها، خدمات، نیروی کار، سرمایه، اطلاعات و ایده بین مناطق دارد. این متغیر از طریق تأثیر بر استقرار بنگاه‌ها وسرریزهای دانش و اندازه بازار بالقوه بر رشد اقتصاد منطقه مؤثر است (Caniels & Verspagen, 1999). فولر و همکاران (۲۰۰۰) به بررسی اثرهای بهبود سیستم حمل نقل جهانی آمریکای جنوبی در بازارهای غله جهان پرداختند و با توجه به تجزیه و تحلیل مدل تعادل فضایی نتیجه گرفتند بهبود سیستم حمل ونقل از قبیل تأسیسات بندر، گسترش راه آبی و توسعه بزرگراهها سبب افزایش صادرات ذرت و سویای آمریکای جنوبی به اندازه ۸٫۲ درصد خواهد شد (Caniels & Verspagen, 1999). لئون لیدیسما (۲۰۰۰) شوک‌های بیکاری در اروپا و آمریکا را با استفاده از روش داده‌های ترکیبی بررسی کرد. این تحقیق با استفاده از اطلاعات آماری ۵۱ ناحیه از ایالت های آمریکا و ۲۱ کشور از کشورهای اروپایی و اطلاعات فصلی سال‌های۱۹۸۵ تا ۱۹۹۹ انجام شده است (Leon-Ledesma, 2000). براتا (۲۰۰۹) در تحقیق خود نتیجه گرفته است که هرچه فاصله منطقه‌ای از سایر مناطق و بخصوص مناطق با چگالی بالای اقتصادی کمتر باشد، آن منطقه می‌تواند دسترسی آسانتر و ارزان‌تری به فرصت‌های موجود، نظیر اطلاعات، تکنولوژی، بازارهای نیروی کار، مشتری کالاهای تولیدی و عرضه‌کنندگان مواد اولیه داشته باشد که اثر

[16] Spoil over

مثبتی بر رشد وتوسعه آن منطقه دارد. با این حال، ایشان تردید دارد که عوامل جغرافیایی (فاصله تا مراکز اقتصادی، موقعیت مناطق و خوشه‌بندی فعالیت‌های اقتصادی (به تنهایی بتواند اثر مثبتی در عملکرد اقتصادی مناطق داشته باشد (Brata, 2009). پاخارل و همکاران (۲۰۲۱)، به بررسی اثرات فضایی توسعه شهرها ناشی از حمل و نقل پرداخته اند. نتایج تحقیق تأیید می کند که بهبود حمل و نقل، شهرنشینی را تسهیل می کند و شهرنشینی بالاتر منجر به تولید ناخالص داخلی سرانه منطقه ای بالاتر می شود. همچنین تأثیر پتانسیل بازار بر برتری شهر و تأثیر منابع بسیار محلی و غیر متحرک بر تولید ناخالص داخلی اثرگذار است (Pokharel, Bertolini, te Brömmelstroet, & Acharya, 2021). وبین پنگ و همکاران (۲۰۲۲) در مقاله‌ای با عنوان«ایجاد تعادل در رابطه بین رشد اقتصادی و منابع محیط زیست، کلید توسعه چین است» در مورد اینکه چگونه سرمایه انسانی می تواند بر کارایی اقتصادی سبز (GEE) در سطح شهر تأثیر بگذارد، تأثیر سرمایه انسانی بر GEE را در هر شهر بررسی کردند. نتایج مطالعه رگرسیون آن نشان داد که بهبود سطح سرمایه انسانی به GEE کمک می‌کند. در بین متغیرهای کنترل، سطح توسعه اقتصادی، سرمایه گذاری مستقیم خارجی، اندازه شهر و سطح نوآوری علم و فناوری بر GEE تأثیر مثبت دارند، در حالی که صنعتی شدن و مقررات زیست محیطی بر GEE تأثیر منفی می گذارند. بطور کلی نتایج نشان داد که ارتقاء ساختار صنعتی نقش تعدیل کننده مثبتی دارد. یعنی ارتقای ساختار صنعتی می تواند تأثیر سرمایه انسانی بر GEE را تقویت کند (Peng, Xu, & He, 2023). پاولوس تساگیس و همکاران (۲۰۲۳) در مطالعه خود تحت عنوان« تجزیه و تحلیل رشد شهری با استفاده از یادگیری ماشینی و داده‌های باز: یک شبکه عصبی مصنوعی مدل سازی شده» از یک رویکرد یادگیری ماشینی برای اعمال یک مدل رشد شهری در پنج شهر بزرگ یونان استفاده کردند. ابتدا روشی را برای جمع‌آوری، سازماندهی، مدیریت و تبدیل داده‌های فضایی باز تاریخی، مربوط به عوامل تأثیرگذاری مختلف، به داده‌های یادگیری ماشینی توسعه دادند. چنین عواملی شامل نیروهای محرک اجتماعی، اقتصادی، بیوفیزیکی، مرتبط با همسایگان است که باید به داده‌های جدولی تبدیل شوند. همچنین یک مدل شبکه عصبی مصنوعی (ANN) و روشی را برای آموزش و ارزیابی آن با استفاده از معیارهای برازش ارائه می‌کند، که به نوبه خود بهترین وزن فاکتورهای تاثیر را ارائه داد از آنجایی که مطالعه آنها بر اساس مجموعه داده‌های پان اروپایی است، مدل آنها می تواند برای هر منطقه‌ای در

اروپا، با استفاده از ابزار منبع باز توسعه یافته برای پشتیبانی از آن استفاده شود. از این نظر،این کار ابزاری را در اختیار سیاست گذاران محلی و برنامه ریزان شهری قرار می‌دهد که می‌تواند به آنها در تحلیل سناریوهای مختلف توسعه آینده و اتخاذ تصمیمات درست در آینده کمک کند (Tsagkis, Bakogiannis, & Nikitas, 2023). روی و سیابوتارو (۲۰۲۴)، در تحقیقی تاثیر توپولوژی حمل و نقل را بر رشد فراگیر و توسعه منطقه‌ای در بوسنی و هرزگوین بررسی کرده اند. نتایج تحقیق نشان داد که زیرساخت های حمل و نقل بوسنی و هرزگوین (BIH) برای رشد اقتصادی این کشور بسیار مهم است. BIH از نظر استراتژیک به عنوان یک مرکز حمل و نقل قرار دارد که چشم انداز بزرگی را برای رشد سیستم حمل و نقل ارائه می دهد. به دلیل ناکافی بودن زیرساخت های حمل و نقل ریلی، جاده ای و هوایی، BIH موانع توسعه اقتصادی قابل توجهی داشته است. پتانسیل توسعه زیرساخت فرصت بزرگی را برای کشور فراهم می کند تا کارایی سیستم حمل و نقل خود را افزایش داده و توسعه اقتصادی را ارتقا دهد (Roy & Ciobotaru, 2024).

۵- آمار و متغیرهای تحقیق

آمار و متغیرهای تحقیق به صورت زیر در جدول ۲ ارائه شده است:

جدول ۲.متغیرهای پژوهش

Table2. Research Variable

متغیر	منبع داده ها	واحد سنجش	نماد
جمعیت شهر	سرشماری مرکز آمار	نفر	POP_{it}
جابجایی کالا	سالنامه آماری راهداری و حمل و نقل جاده‌ای خوزستان	تن	GM
جابجایی مسافر	سالنامه آماری راهداری و حمل و نقل جاده‌ای خوزستان	نفر	PM
طول راه‌های اصلی	سالنامه آماری راهداری و حمل و نقل جاده‌ای خوزستان	کیلومتر	MAJR
طول راه‌های فرعی(روستایی)	سالنامه آماری راهداری و حمل و نقل جاده‌ای خوزستان	کیلومتر	SUB
سرانه تولید ناخالص داخلی	سازمان برنامه‌ریزی و بودجه استان (به قیمت ثابت ۱۳۹۰)	ریال	GDPpc

تعداد پروانه‌های ساخت و ساز	سالنامه آماری خوزستان	عدد	House
جمعیت بزرگترین شهر یک منطقه	سرشماری مرکز آمار	نفر	PoP_BIG
شاخص قطب	محاسبات پژوهش حاضر	-	HUB_{it}
پتانسیل بازار	محاسبات پژوهش حاضر	-	MP
شاخص قیمت حمل و نقل عمومی	مرکز آمار ایران	درصد	PT

این متغیرها برای ۲۷ شهرستان استان خوزستان شامل شهرستان‌های آبادان، آغاجاری، امیدیه، اندیکا، اندیمشک، اهواز، ایذه، باغملک، باوی، بهبهان، بندر ماهشهر، حمیدیه، خرمشهر، دزفول، رامشیر، رامهرمز، دشت آزادگان، شادگان، شوش، شوشتر، کارون، گتوند، لالی، مسجدسلیمان، هفتگل، هندیجان و هویزه برای دوره ی زمانی ۱۳۹۹-۱۳۹۰ از مراکز مشخص شده ی آماری در جدول ۲ جمع آوری و برای متغیرهای شاخص قطب، شاخص دسترسی و پتانسیل بازار بر اساس مطالعات و به صورت زیر محاسبه شده است:



شکل ٤. شهرستان‌های استان خوزستان

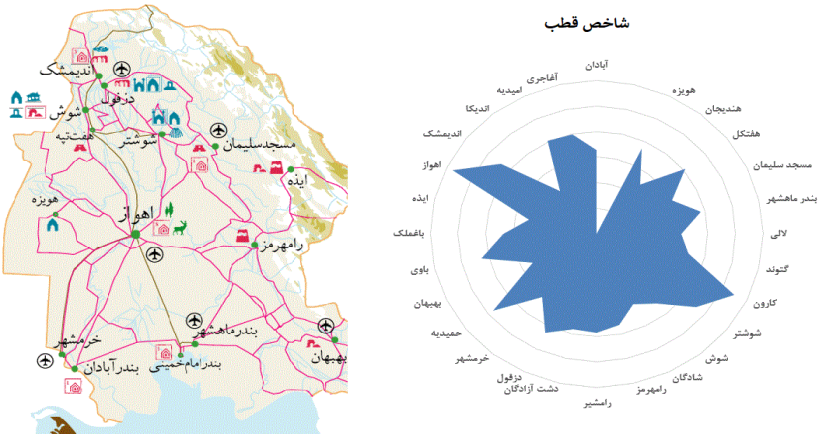
Figure4. The cities of Khuzestan province

۱-۵- شاخص قطب

به منظور کمی‌سازی بهبود زیرساخت‌های حمل و نقل، از شاخص قطب استفاده می‌شود. شاخص قطب یک مکان به عنوان هزینه سفر یا حمل و نقل کالا از آن مکان به سایر مکان ها تعریف می‌شود. یک مکان وقتی دارای کمترین هزینه حمل‌ونقل نسبت به مکان‌های دیگر باشد، به عنوان مرکز شناخته می‌شود (کروگمن، ۱۹۹۳). هزینه حمل‌ونقل تابعی از مسافت و قیمت حمل و نقل است که بر میزان دسترسی، از نظر جغرافیایی، از نظر طول، زمان سفر، هزینه اقتصادی تأثیر می گذارد. وقتی شهری درجه ی قطب بودن بیشتری دارد، هزینه حمل‌ونقل کل کمتر است (Limao & Venables, 2001). در اینجا در دسترس بودن آمار زیرساخت‌ها (حمل‌ونقل کالا و حمل‌ونقل مسافر) مهم است. بسیاری از محققان از فرمول زیر به عنوان شاخص قطب استفاده کرده اند (F. Bruinsma & Rietveld, 1998; Spiekermann & Neubauer, 2002; Spiekermann & Wegener, 2006).

$$HUB_i = \sum_{(j=1,i\neq j)}^{J} \left(\frac{1}{t_{i-j} * pt_i}\right),\ j = 1,2,3,\ldots,J \qquad (۱)$$

در این فرمول، HUB مخفف شاخص قطب شهر i است، t_{i-j} زمان سفر بین شهر i و j است، J تعداد کل شهرها و pt شاخص قیمت حمل و نقل عمومی است.



شکل ۵. شاخص قطب و مسیرهای اصلی در شهرستان‌های استان خوزستان

Figure5. Hubnes index and main routes in the cities of Khuzestan province

بر اساس نتایج محاسبه شده ی این شاخص شهرستان‌های اهواز، کارون، حمیدیه، شوشتر و اندیمشک شاخص قطب پذیری بالاتری نسبت به سایر شهرستان ها برخودار هستند.

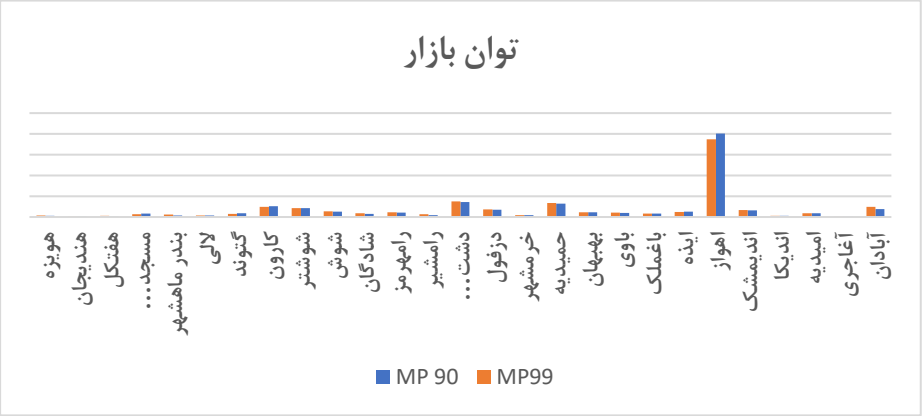
۲-۵- شاخص پتانسیل بازار

برای تخمین تأثیر پتانسیل بازار داخلی، از فرمول زیر استفاده می‌شود. این فرمول، هم اثرات بازار داخلی و هم بهبود حمل و نقل را در نظر می گیرد. از فرمول زیر می توان برای ارزیابی تأثیر شبکه جاده ای با محاسبه پتانسیل بازار استفاده شود (Holl, 2012):

$$MP_i = ACC_i + \sum_{j=1, i\neq j}^{J} \left(\frac{P_j}{t_{ij}} \right), \; j = 1, 2, 3, \ldots, J \qquad (۲)$$

که در آن MP_i پتانسیل بازار شهر i، ACC_i شاخص دسترسی شهر i، P_i جمعیت شهر مبدا i است. P_j جمعیت شهر مقصد j است؛ $ti-j$ زمان سفر بین شهرهای i و j است. J تعداد کل شهرها است. پژهشگران زیادی در مطالعات خود از شاخص دسترسی به طور گسترده‌ای بهره برده‌اند، این شاخص قابلیت دسترسی فرصت‌های در دسترس افراد و بنگاه‌ها را در یک مکان تحت تأثیر هزینه حمل‌ونقل نشان می‌دهد. شاخص دسترسی یک شهر توسط رابطه زیرمحاسبه می‌شود (F. Bruinsma & Rietveld, 1993; F. R. Bruinsma & Rietveld, 1997; W. G. Hansen, 1959; Linneker & Spence, 1992; Vandenbulcke, Steenberghen, & Thomas, 2009):

$$ACC_i = \sum_{(j=1, i\neq j)}^{J} \left(\frac{p_i}{t_{ij}} \right), \; j = 1, 2, 3, \ldots, J \qquad (۳)$$



شکل ٦. شاخص پتانسیل بازار در شهرستان‌های استان خوزستان در سال‌های ۱۳۹۹ و ۱۳۹۰

Figure6. Market potential index in the cities of Khuzestan province in 2011 and 2020

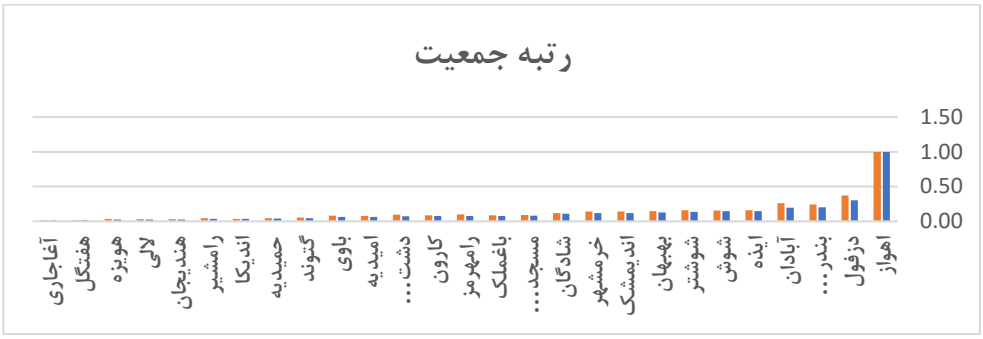
بر اساس نتایج محاسبه شده ی این شاخص شهرستان‌های اهواز، دشت آزادگان، حمیدیه و آبادان از شاخص پتانسیل بازاری بالاتری نسبت به سایر شهرستان ها برخودار هستند.

۳-۵- شاخص اندازه شهر

در بسیاری از تحقیق ها اندازه ی شهر توسط جمعیت اندازه گیری می‌شود (Baron & Kenny, 1986). در این تحقیق با توجه به اینکه داده‌های جمعیت پنج سال یکبار ارائه می‌شود؛ از شاخص ترکیبی زیر استفاده شده است:

$$PH_i = (pop * house), i = 1, 2, 3, \ldots, J \quad (۴)$$

که در آن pop جمعیت شهرستان i و house تعداد پروانه‌های ساخت و ساز مسکن در شهرستان i است.



شکل ۷. رتبه جمعیت شهرستان‌های استان خوزستان در سال‌های ۱۳۹۹ و ۱۳۹۰

Figure7. The population rank of the cities of Khuzestan province in 2011 and 2020

بر این اساس مدل‌های تحقیق به صورت زیر تصریح می شوند:

مدل: تاثیر زیرساخت حمل و نقل و رشد اندازه شهرها بر رشد منطقه

در مقاله‌ای بارون و کنی[17] (۱۹۸٦) یک روش بررسی آماری برای تعیین تأثیرات متغیر مستقل به متغیر وابسته از طریق متغیر سوم به نام متغیر واسطه‌ای به غیر از متغیرهای مستقل ارائه شده است. در این مطالعه اندازه بزرگترین شهر منطقه (PH_BIG) به عنوان متغیر واسطه و سرانه تولید ناخالص داخلی منطقه‌ای (GDP)، به عنوان متغیر وابسته و درجه ی قطب (HUB)، به عنوان متغیر مستقل در نظر گرفته می‌شود. در این روش همانطور که توسط بارون و کنی (۱۹۸٦)، جاد و کنی[18] (۱۹۸۱) و جیمز و برت[19] (۱۹۸٤) پیشنهاد شد، سه معادله رگرسیون جداگانه مورد ارزیابی قرار می گیرد:

مدل ۳-۱: اثر مستقیم شاخص قطب بزرگترین شهر بر رشد شهر (اثر c)

[17] Baron & Kenny
[18]- Jad and Kenny
[19]- James and Bert

$$\log GDP_{PC} = \beta_0 + \beta_1 \log HUB_{BIG} + \varepsilon \quad (۵)$$

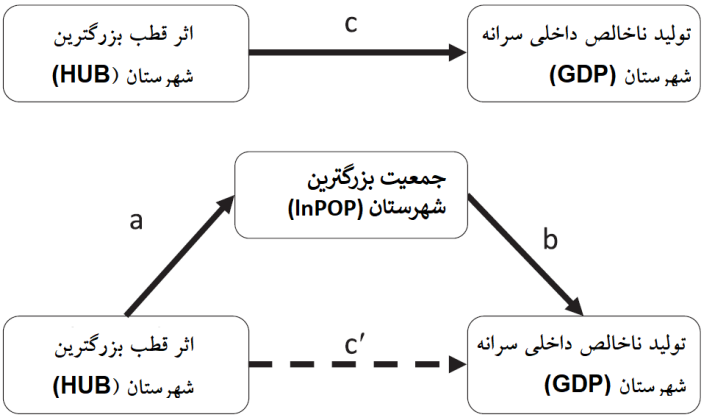
مدل۳-۲: اثر مستقیم شاخص قطب بر جمعیت بزرگترین شهر (اثر a)

$$\log PH_{BIG} = \beta_0 + \beta_1 \log HUB_{BIG} + \varepsilon \quad (۶)$$

مدل ۳-۳: اثر مستقیم شاخص جمعیت بزرگترین شهر بر رشد شهرستان ها (اثرb)

$$\log GDP_{PC} = \beta_0 + \beta_1 \log HUB_{BIG} + \beta_2 \log PH_{BIG} + \varepsilon \quad (۷)$$

بر اساس نظر بارون و کنی چنانچه ضرایب تخمین به صورت آماری معنادار باشند، می توان اثرات متغیر واسطه ای را ارزشمند و قوی تلقی کرد و همچنین می توان به اثرات غیرمستقیم (c') تاثیر شاخص قطب بر رشد شهرها نیز رسیدگی کرد (Baron & Kenny, 1986).



شکل ۸. ارتباط بین اثرات مستقیم و غیر مستقیم مدل‌های تحقیق

Figure8. Relationship between direct and indirect effects of research models

متغیر واسطه کمک می کند که آیا تأثیر شاخص قطب بر تولید ناخالص داخلی منطقه از طریق جمعیت بزرگترین شهر منطقه قابل توجیه است یا خیر. بارون و کنی[۲۰] (۱۹۸٦) توصیه می‌کنند که اثرات غیر مستقیم از طریق فرمول زیر محاسبه شود:

$$z = \frac{a \times b}{\sqrt{b^2 s_a{}^2 + a^2 s_b{}^2}} \quad (۸)$$

که در آن a و b اشاره به ضرائب تخمین زده شده ی معادلات ۲ و ۳ دارد و s_a و s_b به ترتیب خطای استاندارد a و b هستند.

۶- برآورد مدل

۶-۱- بررسی آزمون‌های وابستگی بین مقاطع

دراین مرحله در ابتدا با استفاده از آزمون‌های بررسی وابستگی بین مقاطع وجود وابستگی بین مقاطع مورد بررسی قرار گرفته است.

جدول ۳. آزمون‌های وابستگی بین مقاطع
مأخذ: محاسبات پژوهش

Table3. History of regional development theories
Source: Research Result

متغیر	تعریف	پسران **CD**	بیس اسکالد**LM**	پسران اسکالد**LM**	بروش پاگان **LM**	نتیجه
PH	اندازه ی بازار	۱۱٫۸۲ (۰/۰۰)	۱۷٫۸۵ (۰/۰۰)	۱۹٫۳۵ (۰/۰۰)	۸۶۳٫۷۳ (۰/۰۰)	دارای وابستگی مقطعی
HUB	شاخص قطب	۵۶٫۹۸ (۰/۰۰)	۱۰۷٫۹ (۰/۰۰	۱۰۹٫۴ (۰/۰۰	۳۲۴۹٫۵ (۰/۰۰)	دارای وابستگی مقطعی
MP	پتانسیل بازار	۴٫۶ (۰/۰۰)	۱۱۷٫۷ (۰/۰۰	۱۱۹٫۲ (۰/۰۰	۳۵۱۰٫۰ (۰/۰۰)	دارای وابستگی مقطعی

[20]Baron & Kenny

SUB	راه‌های فرعی	۱۲٫۹ (۰/۰۰)	۶۰٫۹ (۰/۰۰)	۶۲٫۲ (۰/۰۰	۲۰۰۴٫۰ (۰/۰۰)	دارای وابستگی مقطعی
GM	جا به جایی کالا	۹٫۴ (۰/۰۰)	۹٫۸ (۰/۰۰)	۱۱٫۱ (۰/۰۰	۶۴۴٫۰ (۰/۰۰)	دارای وابستگی مقطعی
GDP	تولید ناخالص داخلی	۵۶٫۹ (۰/۰۰)	۱۰۷٫۸ (۰/۰۰)	۱۰۹٫۳ (۰/۰۰	۳۲۴۶٫۴ (۰/۰۰)	دارای وابستگی مقطعی

با توجه به نتایج تحقیق وجود همبستگی بین مقاطع تایید می‌شود و استفاده از آزمون‌های رایج در بررسی مانایی متغیرها، دارای اشکال می باشد. بر این اساس از آزمون‌هایی که همزمان با بررسی ریشه‌ی واحد همبستگی بین مقاطع را نیز مورد بررسی قرار می‌دهند، استفاده می‌شود.

۷- آزمون‌های مانایی

در این تحقیق از آزمون PANIC منتسب به بی و ان جی[۲۱] و آماره آکائیک با طول وقفه ی دو سال، برای رابطه ی با عرض از مبدأ و روند در جدول ٤ ارائه شده است:

جدول ٤. آزمون مانایی

مأخذ: محاسبات پژوهش

Table4. Stationery test

Source: Research Result

متغیر	تعریف	آزمون مانایی	نتیجه	رابطه همجمعی
GDP	تولید ناخالص داخلی	-۱٫۷ (۰٫۰۶۵)	مانا از درجه صفر*	تایید
GM	معکوس جا به جایی کالا	-۲٫۹ (۰٫۰۰)	مانا از درجه صفر***	تایید
HUB	شاخص قطب	-۲٫۳ (۰٫۰۲)	مانا از درجه صفر**	تایید

[21] Bai and Ng

MP	پتانسیل بازار	-۱٫۸ (۰٫۰۵)	مانا از درجه صفر**	تایید
PH	اندازه ی شهرستان	-۲٫۹ (۰٫۰۰)	مانا از درجه صفر***	تایید
SUB	راه‌های فرعی	-۳٫۹۸ (۰٫۰۰)	مانا از درجه صفر***	تایید

نکته: سطح معناداری بر اساس ده درصد *، پنج درصد **، و یک درصد *** تعریف شده است.

بر اساس این آزمون چنانچه مانایی متغیر تأیید نشود ولی رابطه ی همجمعی بین مقاطع مورد تایید قرار بگیرد، نتایج تخمین مورد تایید قرار می گیرد. به منظور رفع مشکل نامانایی متغیر GM از معکوس این متغیر استفاده شده است. متغیر GM برای این منظور تعریف می‌شود.

۸- تخمین مدل

در این بخش ابتدا برای تعیین مدل و انتخاب بین مدل‌های تابلویی برای هر مدل آزمون‌های انجام شده است. برای این منظور برای انتخاب بین مدل با اثر تصادفی و تلفیقی آزمون بروش-پوگان، برای انتخاب بین مدل اثرات ثابت و تلفیقی آزمون LR و برای انتخاب بین مدل اثرات ثابت و تصادفی، آزمون هاسمن انجام می‌شود. همچنین آزمون LR برای بررسی ناهمسانی واریانس زمانی و مقطعی، آزمون وولدریج برای بررسی خودهمبستگی زمانی و آزمون CD پسران برای بررسی خودهمبستگی مقطعی استفاده شده است. نتایج این آزمون ها در جداول زیر ارائه شده است:

مدل ۳-۱: تاثیر شاخص قطب بزرگترین شهرستان بر سرانه تولیدناخالص داخلی (اثر c)

به منظور ارزیابی شاخص قطب بر سرانه تولیدناخالص داخلی، نتایج خروجی آزمون‌های تشخیصی مدل در جدول ۵ نشان داده شده است.

جدول ۵.نتایج آزمون‌های تشخیصی مدل ۳-۱: تاثیر شاخص قطب بزرگترین شهرستان بر سرانه تولیدناخالص داخلی
مأخذ: محاسبات پژوهش

Table5. The results of the diagnostic tests of model 1-3: the influence of the Bigest city's hubness index on the gross domestic product per capita
Source: Research Result

نوع آزمون	عرض از مبدأ	روند	عرض از مبدأ و روند	نوع مدل منتخب	نتیجه ی نهایی	روش منتخب تخمین
آزمون بروش پاگان	۹۷٫۱۱ (۰٫۰۰)	۹۰٤٫۱۷ (۰٫۰۰)	۱۰۰۱٫۳ (۰٫۰۰)	تابلویی با اثرات مقطعی و زمانی تصادفی	مدل اثرات ثابت مقطعی- وجود ناهمسانی واریانس مقطعی- وجود خودهمسبتگی زمانی- وجود خودهمبستگی مقطعی	روش GMM با وزن مقطعی و اثرات ثابت زمانی
آزمون LR	۲۹٫۵ (۰٫۰۰)	۱۳۱٫۲ (۰٫۰۰)	٦۱٫۵ (۰٫۰۰)	تابلویی با اثرات مقطعی و زمانی ثابت		
آزمون هاسمن	۱٫۵٦ (۰٫٦۷)	-----	۱۰٫۵٦ (۰٫۰۰)	تابلویی با اثرات مقطعی ثابت		
آزمون LR برای بررسی ناهمسانی	۳۵٫۲۵ (۰٫۱۳)	٤۰٫٦۳ (۰٫۰٤)	-----	وجود ناهمسانی واریانس مقطعی و عدم وجود ناهمسانی واریانس زمانی		
آزمون وولدریج	۲٦٫۲۷ (۰٫۰۰)	-----	-----	وجود خودهمبستگی زمانی		
آزمون CD پسران	٤۹٫۱٤ (۰٫۰۰)	-----	-----	وجود خودهمبستگی مقطعی		

با توجه به نتایج به دست آمده نتیجه ی نهایی انتخاب مدل با توجه به آزمون‌های LM بروش-پوگان، LR و هاسمن مدل اثرات ثابت مقطعی است. نتیجه ی بررسی وجود ناهمسانی واریانس، وجود ناهمسانی واریانس مقطعی و بررسی خودهمبستگی نشان از خودهمبستگی زمانی و مقطعی دارد. برای این منظور برای رفع ناهمسانی واریانس از

روش‌های موزون مقطعی استفاده می‌شود و برای رفع خودهمبستگی زمانی روش GMM پیشنهاد می‌شود و برای رفع خودهمبستگی مقطعی روش اقتصاد سنجی فضایی پیشنهاد می‌شود. بنابراین در مرحله روش منتخب روش پانل GMM استفاده شده و از وزن وایت n مرحله‌ای استفاده می‌شود. نتایج تخمین مدل۳-۱ در جدول ٦ نشان داده شده است:

جدول ٦. نتایج تخمین مدل ۳-۱: تاثیر شاخص قطب بر سرانه تولیدناخالص داخلی
مأخذ: محاسبات پژوهش

Table6. Estimation results of model 1-3: The effect of the hubness index on the gross domestic product per capita
Source: Research Result

روش برآورد: Panel Generalized Method of Moments (White period n-step)			
متغیر وابسته: سرانه تولید ناخالص داخلی (GDP)			
متغیرهای مستقل	ضریب	آماره‌ی t	احتمال
GDP(-1)	۰٫۵	۹٫۵۷	۰٫۰۰
HUB_BIG	-۰٫٤٤	-٤٫۸۳	۰٫۰۳
SUB	۰٫٦٦	۳٫۱٦	۰٫۰۰
GM	-۱۰٫۸	-۲٫۲۸	۰٫۰۹
R^2 (ضریب تعیین)	۰/۸۸		
آماره‌ی j (احتمال)	۱۸٫۹۲ (۰/۲۲)		
آزمون خودهمبستگی آرلانو-باند	-۳٫۸۳ (۰/۰۰)		

هدف از این تخمین بررسی تأثیر شاخص قطب بر سرانه تولیدناخالص داخلی شهرستان‌های استان خوزستان است. نتایج تخمین نشان از معناداری متغیرهای انتخاب شده‌ی مدل است و آماره‌ی J و آزمون خودهمبستگی آرلانو-باند صحت نتایج به دست آمده را تایید می‌کند. بر

اساس این نتایج ضریب ۸۸ درصد از تغییرات سرانه تولیدناخالص داخلی شهرستان‌های استان خوزستان ناشی از متغیرهای انتخاب شده‌ی مدل شاخص قطب، راه‌های فرعی و جا به جایی کالاها است. بر اساس نتایج تخمین در صورت تغییر ۱۰ درصد در اندازه‌ی شاخص قطب بزرگترین شهرستان‌های استان خوزستان، ٤/٤ درصد از سرانه تولیدناخالص داخلی کم می‌شود. از نتایج فرعی این تخمین می‌توان به رابطه‌ی مثبت بین راه‌های فرعی و رابطه‌ی منفی بین جابه‌جایی کالا با سرانه تولیدناخالص داخلی شهرستان‌های استان خوزستان اشاره کرد.

مدل ۳-۲: تاثیر شاخص قطب بر اندازه بزرگترین شهر (اثر a)

به منظور ارزیابی شاخص قطب بر اندازه بزرگترین شهر، نتایج خروجی آزمون‌های تشخیصی مدل در جدول ۷ نشان داده شده است.

جدول ۷. نتایج آزمون‌های تشخیصی مدل۳-۲
مأخذ: محاسبات پژوهش

Table7. The results of model diagnostic tests 2-3
Source: Research Result

نوع آزمون	عرض از مبدأ	روند	نوع مدل منتخب	نتیجه ی نهایی	روش منتخب تخمین
آزمون بروش پاگان	۱۱٤۱/۳۲ (۰/۰۰)	۱/۰٦ (۰/۳)	تابلویی با اثرات مقطعی تصادفی	مدل اثرات ثابت مقطعی- وجود ناهمسانی واریانس مقطعی- وجود خودهمبستگی زمانی- وجود خودهمبستگی مقطعی	روش GMM با وزن مقطعی
آزمون LR	۳۹۲٤/۰٤ (۰/۰۰)	-----	تابلویی با اثرات مقطعی ثابت		
آزمون هاسمن	٤/۰٦ (۰/۲٦)	-----	تابلویی با اثرات مقطعی ثابت		
آزمون LR برای بررسی ناهمسانی	۸۱۵/۹۲ (۰/۰۰)	۰/۸٦ (۱/۰۰)	وجود ناهمسانی واریانس مقطعی و عدم وجود ناهمسانی واریانس زمانی		

آزمون وولدریج	۳۱۲٫۰۷ (۰٫۰۰)	-----	وجود خودهمبستگی زمانی		
آزمون CD پسران	٤٧٫٩٦ (۰٫۰۰)	-----	وجود خودهمبستگی مقطعی		

با توجه به نتایج به دست آمده نتیجه ی نهایی انتخاب مدل با توجه به آزمون‌های LM بروش-پوگان، LR و هاسمن مدل اثرات ثابت مقطعی است. نتیجه ی بررسی وجود ناهمسانی واریانس، وجود ناهمسانی واریانس مقطعی و بررسی خودهمبستگی نشان از خودهمبستگی زمانی و مقطعی دارد. برای این منظور برای رفع ناهمسانی واریانس از روش‌های موزون مقطعی استفاده می‌شود و برای رفع خودهمبستگی زمانی روش GMM پیشنهاد می‌شود و برای رفع خودهمبستگی مقطعی روش اقتصاد سنجی فضایی پیشنهاد می‌شود. بنابراین در مرحله روش منتخب روش پانل GMM استفاده شده و از وزن وایت n مرحله‌ای استفاده می‌شود. نتایج تخمین مدل۳-۲ در جدول ۸ نشان داده شده است:

جدول ۸. نتایج تخمین مدل۳-۲
مأخذ: محاسبات پژوهش

Table8. The results of model estimation tests 2-3
Source: Research Result

روش برآورد: Panel Generalized Method of Moments (White period n-step)			
متغیر وابسته: اندازه بزرگترین شهر (PH_BIG)			
متغیرهای مستقل	ضریب	آماره‌ی t	احتمال
PH_BIG(-1)	۰٫۱۲	۵٫۵۲	۰٫۰۰
HUB_BIG	۰٫۰۷	۱۵٫۳۳	۰٫۰۰
SUB	۰٫۰۳	۲۲٫۸۳	۰٫۰۰
GM	-۰٫۰۰۱	-۰٫۲٦	۰٫۸

(ضریب تعیین) R^2	۰/۹۹
آماره‌ی j (احتمال)	۱۷/۹۸ (۰/۲۶)
آزمون خودهمبستگی آرلانو-باند	-۲/۳ (۰/۰۲)

هدف از این تخمین بررسی تأثیر شاخص قطب بر اندازه بزرگترین شهر استان خوزستان است. نتایج تخمین نشان از معناداری بالای متغیرهای انتخاب شده‌ی مدل دارد و آماره‌ی J و آزمون خودهمبستگی آرلانو-باند صحت نتایج به دست آمده را تایید می‌کند. بر اساس این نتایج ضریب ۹۹ درصد از تغییرات اندازه‌ی بزرگترین شهرستان‌های استان خوزستان ناشی از متغیرهای انتخاب شده‌ی مدل یعنی شاخص قطب و راه‌های فرعی است. بر اساس نتایج تخمین در صورت تغییر ۱۰۰ درصد در اندازه‌ی شاخص قطب شهرستان‌های استان خوزستان، ۷ درصد به اندازه‌ی بزرگترین شهرستان‌های استان خوزستان اضافه می‌شود. از نتایج فرعی این تخمین می‌توان به رابطه‌ی مثبت بین راه‌های فرعی و رابطه‌ی غیرمعنادار بین جابه‌جایی کالا با اندازه‌ی بزرگترین شهرستان‌های استان خوزستان اشاره کرد.

مدل ۳-۳: تاثیر اندازه بزرگترین شهر بر تولیدناخالص داخلی (اثر b)

به منظور ارزیابی شاخص قطب بر اندازه بزرگترین شهر، نتایج خروجی آزمون‌های تشخیصی مدل در جدول ۹ نشان داده شده است.

جدول ۹. نتایج آزمون‌های تشخیصی مدل۳-۳
مأخذ: محاسبات پژوهش

Table9. The results of model diagnostic tests 3-3
Source: Research Result

نوع آزمون	عرض از مبدأ	روند	عرض از مبدأ و روند	نوع مدل منتخب	نتیجه ی نهایی	روش منتخب تخمین
آزمون بروش پاگان	۷۵٫۱٤ (۰٫۰۰)	۱۰۳۲٫۱۱ (۰٫۰۰)	۱۱۰۷٫۳ (۰٫۰۰)	تابلویی با اثرات مقطعی و زمانی تصادفی	مدل اثرات ثابت مقطعی- وجود ناهمسانی واریانس مقطعی- وجود خودهمسبتگی زمانی- وجود خودهمبستگی مقطعی	روش GMM با وزن مقطعی و اثرات ثابت زمانی
آزمون LR	۲٤٫۹۵ (۰٫۰۰)	-----	٦۱٫۰٦ (۰٫۰۰)	تابلویی با اثرات مقطعی و زمانی ثابت		
آزمون هاسمن	۳٫۵۷ (۰٫۳۱)	-----	۱۱٫۹ (۰٫۰۰)	تابلویی با اثرات مقطعی ثابت		
آزمون LR برای بررسی ناهمسانی	۵۷٫۷۹ (۰٫۰۰)	٦٤٫۹۸ (۰٫۰۰)	-----	وجود ناهمسانی واریانس مقطعی و عدم وجود ناهمسانی واریانس زمانی		
آزمون وولدریج	۲٦٫۷٦ (۰٫۰۰)	-----	-----	وجود خودهمبستگی زمانی		
آزمون CD پسران	۵۰٫۸۱ (۰٫۰۰)	-----	-----	وجود خودهمبستگی مقطعی		

با توجه به نتایج به دست آمده نتیجه ی نهایی انتخاب مدل با توجه به آزمون‌های LM بروش-پوگان، LR و هاسمن مدل اثرات ثابت مقطعی است. نتیجه ی بررسی وجود ناهمسانی واریانس، وجود ناهمسانی واریانس مقطعی و بررسی خودهمبستگی نشان از خودهمبستگی زمانی و مقطعی دارد. برای این منظور برای رفع ناهمسانی واریانس از

روش‌های موزون مقطعی استفاده می‌شود و برای رفع خودهمبستگی زمانی روش GMM پیشنهاد می‌شود و برای رفع خودهمبستگی مقطعی روش اقتصاد سنجی فضایی پیشنهاد می‌شود. بنابراین در مرحله روش منتخب روش پانل GMM استفاده شده و از وزن وایت n مرحله‌ای استفاده می‌شود. نتایج تخمین مدل۳-۳ در جدول ۱۰ نشان داده شده است:

جدول ۱۰. نتایج تخمین مدل۳-۳
مأخذ: محاسبات پژوهش

Table10. The results of model estimation tests 3-3
Source: Research Result

روش برآورد: Panel Generalized Method of Moments (White period n-step)			
متغیر وابسته: اندازه بزرگترین شهر (GDP)			
متغیرهای مستقل	ضریب	آماره‌ی t	احتمال
GDP(-1)	۰٫٦	۲۱٫۳۲	۰٫۰۰
PH_BIG	۲٫۰٤	٦٫۳۹	۰٫۰۰
HUB_BIG	-۰٫۳٤	-۳٫۸۰	۰٫۰۰
GM	-۱۸٫٦٦	-۳٫۹۳	۰٫۰۰
R^2 (ضریب تعیین)	۰/۹٦		
آماره‌ی j (احتمال)	۱۸٫۹۳ (۰/۲۲)		
آزمون خودهمبستگی آرلانو-باند	-۳٫۸ (۰/۰۰)		

هدف از این تخمین بررسی تاثیر اندازه بزرگترین شهر بر تولیدناخالص داخلی شهرستان‌های استان خوزستان است. نتایج تخمین نشان از معناداری بالای متغیرهای انتخاب شده‌ی مدل دارد و آماره‌ی J و آزمون خودهمبستگی آرلانو-باند صحت نتایج به دست آمده را تایید می‌کند. بر اساس این نتایج ضریب ۹٦ درصد از تغییرات تولید ناخالص داخلی شهرستان‌های استان

خوزستان ناشی از متغیرهای انتخاب شده‌ی مدل یعنی اندازه بزرگترین شهر، شاخص قطب و جابه‌جایی کالاها است. بر اساس نتایج تخمین در صورت تغییر ۱۰ درصد در اندازه‌ی بزرگترین شهراستان خوزستان، حدود ۲۰ درصد به تولیدناخالص داخلی شهرستان‌های استان خوزستان اضافه می‌شود. از نتایج فرعی این تخمین می‌توان به رابطه‌ی منفی بین شاخص قطب و رابطه‌ی منفی بین جابه‌جایی کالا با تولیدناخالص داخلی شهرستان‌های استان خوزستان اشاره کرد.

محاسبه اثرات غیر مستقیم تاثیر شاخص قطب بزرگترین شهرستان بر تولید ناخالص داخلی (c')

به منظور بررسی اثرات غیرمستقیم تاثیر قطب شهرستان‌های استان خوزستان بر تولید ناخالص داخلی شهرستان‌های استان خوزستان از رابطه ی ۸ استفاده می‌شود. بر اساس نتایج به دست آمده از تخمین اثرات a و b داریم:

مدل تخمینی	ضریب	انحراف معیار
مدل ۳-۲: تاثیر شاخص قطب بر اندازه بزرگترین شهر (اثر a)	۰٫۰۷	۰٫۰۰٤
مدل ۳-۳: تاثیر اندازه بزرگترین شهر بر تولیدناخالص داخلی (اثر b)	۲٫۰٤	۰٫۳٦

$$z = \frac{a \times b}{\sqrt{b^2 s_a{}^2 + a^2 s_b{}^2}} = \frac{0.07 * 2.04}{\sqrt{(0.07)^2 * 0.004 + (2.04)^2 * 0.36}} = \frac{0.143}{1.2} = 0.12$$

بر اساس این نتیجه اثر غیر مستقیم تاثیر شاخص قطب بزرگترین شهرستان بر تولید ناخالص داخلی اثر مثبت و به اندازه ۰٫۱۲ است. بر اساس این نتیجه و نتایج مدل ۳-۱، که در آن اثر مستقیم تاثیر شاخص قطب بزرگترین شهرستان بر تولید ناخالص داخلی به میزان ۰٫٤٤- محاسبه شده است نشان از اثرات در جهت مخالف دارد. به طوریکه در مجموع اثر قطب بزرگترین شهرستان بر تولید ناخالص داخلی شهرستان‌های استان خوزستان ۰٫۳۲- خواهد شد. به عبارتی شواهد این تحقیق نشان می‌دهد توسعه فضایی زمانی شهرستان

استان خوزستان منطبق بر شاخص قطب نبوده است و به نظر می رسد شهرستان‌هایی که ظرفیت قطب بودن در آن ها بیشتر است در حاشیه قرار گرفته‌اند.

۹- نتیجه گیری و توصیه‌های سیاستی

زیرساخت‌های ارتباطی و حمل‌و نقل به عنوان یکی از عوامل تاثیرگذار بر رونق اقتصادی، از طریق جابجایی بار و مسافر، زمینه‌های امکان دسترسی به رفاه و تسهیلات منطقه‌ای را افزایش می‌دهد و بنابراین در فرآیند توسعه‌ی اقتصادی، نقش بسیار مهم و تاثیرگذار دارد؛ ضمن آنکه خود نیز از فرآیند توسعه‌ی اقتصادی تاثیرپذیر می‌باشد. برای این منظور از شاخص قطب، شاخص دسترسی و پتانسیل بازار برای بررسی تاثیر زیر ساخت حمل و نقل بر رشد اقتصادی شهرستان‌های استان خوزستان استفاده شده است. داده‌های تحقیق برای دوره ی زمانی ۱۳۹۹-۱۳۹۰ برای ۲۷ شهرستان استان خوزستان در قالب داده‌های تابلویی است که به منظور بررسی اثرات زمانی و فضایی از روش گشتاورهای تعمیم یافته (GMM) استفاده شده است. نتایج تحقیق نشان می دهد که شاخص قطب اثر مثبت بر اندازه ی شهرستان های استان خوزستان داشته ولی از تولید ناخالص داخلی شهرستان های استان کم کرده است. این درحالی است که رشد شهرستان های بزرگ در استان خوزستان باعث افزایش تولید ناخالص داخلی استان شده است. اثرات غیر مستقیم شاخص قطب نیز نشان از اثرات مثبت بر تولید ناخالص داخلی شهرستان های استان خوزستان دارد. نتایج این تحقیق نشان می‌دهد توسعه فضایی زمانی شهرستان استان خوزستان منطبق بر شاخص قطب نبوده است و به نظر می رسد شهرستان‌هایی که ظرفیت قطب بودن در آن ها بیشتر است در حاشیه قرار گرفته‌اند. بنابراین توصیه می شود که به منظور توسعه ی متوزان در شهرستان های استان خوزستان مسئله ی قطب بودن شهرستان مد نظر قرار بگیرد و به شهرستان هایی که شاخص قطب بالاتر و پتانسیل بالاتری در این زمینه دارند مانند کارون و حمیدیه توجه بیشتری شود.

Funding:
This study is a part of Ms. Masoumeh Ebrahimi's doctoral dissertation in the field of economics under the supervisor of Dr. Sayed Amin Mansouri and Dr. Seyed Morteza Afghah at Shahid Chamran University of Ahvaz, which is supported by the Research Vice-Chancellor of Shahid Chamran University of Ahvaz with grant number SCU.EE1402.30460 It has been financed.

Authors' Contribution: Authors contributed equally to the conceptualization and writing of the article. All of the authors approved the content of the manuscript and agreed on all aspects of the work declaration of competing interest none.
Conflict of Interest: Authors declared no conflict of interest.
Acknowledgments: We hereby express our gratitude to the Research Vice-Chancellor of Shahid Chamran University of Ahvaz, who assisted the author in conducting this research

Reference

Abbasi, M., Sajjadi, J., & Abdollahi, A. (2021). Strengthening transport infrastructure and modeling its impacts on rural tourism development, case study: Shit-Walidar and Shirinso tourist areas, Tarom Township. *Tourism Management Studies*, *16*(54), 131–158. https://doi.org/10.22054/tms.2021.12786 [In Persian]

Ahmadi, A. (2025). An analytical review and prioritization of barriers to the development of non-oil exports in Iran: FAHP approach. *Quarterly Journal of Quantitative Economics(JQE)*, *21*(4), 39–95. https://doi.org/10.22055/jqe.2021.37103.2359 [In Persian]

Al-Katout, F., & Bakir, A. (2019). The impact of economic freedom on economic growth. *International Journal of Business and Economics Research*, *8*(6), 469–477.

Alavi, S., & Esfandiari, E. (2019). Assessing and organizing road transportion to reduce road asccidents. *Traffic Management Studies*, *14*(54), 57–89. [In Persian]

Alizadeh, S., Alizadeh, M., Delfan, M., & Shaghaghi Shahri, V. (2023). Spatial analysis of the effect of financial decentralization on economic stability, a study of Iranian provinces. *Economic Growth and Development Research*, *13*(50), 71–88. https://doi.org/10.30473/egdr.2022.56403.6407 [In Persian]

Baron, R. M., & Kenny, D. A. (1986). The moderator–mediator variable distinction in social psychological research: Conceptual, strategic, and statistical considerations. *Journal of Personality and Social Psychology*, *51*(6), 1173–1182. https://doi.org/10.1037/0022-3514.51.6.1173

Barro, R. J. (1990). Government spending in a simple model of endogeneous growth. *Journal of Political Economy*, *98*(5, Part 2), S103–S125. https://doi.org/10.1086/261726

Brata, A. G. (2009). *Innovation and social capital in the small-medium enterprises: A case of bamboo handicraft in Indonesia* (Working Paper). Munich Personal RePEc Archive.

Bruinsma, F., & Rietveld, P. (1993). Urban agglomerations in European infrastructure networks. *Urban Studies*, *30*(6), 919–934. https://doi.org/10.1080/00420989320080871

Bruinsma, F., & Rietveld, P. (1998). The accessibility of European cities: Theoretical framework and comparison of approaches. *Environment and Planning A: Economy and Space*, *30*(3), 499–521. https://doi.org/10.1068/a300499

Bruinsma, F. R., & Rietveld, P. (1997). *The impact of accessibility on the valuation of cities as location for firms* (Research Memorandum No. 1997-62). Vrije Universiteit Amsterdam.

Caniëls, M. C., & Verspagen, B. (1999). *The effects of economic integration on regional growth: An evolutionary model* (Eindhoven Centre for Innovation Studies Working Paper No. 99.4). Eindhoven University of Technology.

Dadras Moghadam, A., & Karkesh, H. (2025). Investigating the effects of government fiscal policies on Iran's economy: By method the computable general equilibrium model. *Quarterly Journal of Quantitative Economics(JQE)*, *22*(1), 64–102. https://doi.org/10.22055/jqe.2023.39787.2459 [In Persian]

Dehghan Shabani, Z., & Akbari, N. (2015). Economic distance and regional economic growth in Iran. *The Economic Research (Sustainable Growth and Development)*, *15*(2), 203–222. [In Persian]

Ebrahimi, M., Mansouri, S. A., Afghah, S. M., & Mohammadi Dehchehshmeh, M. (2024). Investigating the impact of road transport infrastructure on the spatio-temporal development of the cities of Khuzestan province based on the new economic geography theory. *Journal of Applied Economics Theories*, *11*(3), 1–22. https://doi.org/10.22034/ecoj.2024.61884.3318 [In Persian]

Ehnts, D., & Trautwein, H.-M. (2012). From new trade theory to new economic geography: A space odyssey. *Œconomia. History, Methodology, Philosophy*, *2*(1), 35–66. https://doi.org/10.4000/oeconomia.1424

Fujita, M., & Krugman, P. (1995). When is the economy monocentric?: von Thünen and Chamberlin unified. *Regional Science and Urban Economics*, *25*(4), 505–528. https://doi.org/10.1016/0166-0462(95)02098-F

Fujita, M., & Mori, T. (1997). Structural stability and evolution of urban systems. *Regional Science and Urban Economics*, *27*(4–5), 399–442. https://doi.org/10.1016/S0166-0462(97)00004-X

Fujita, M., & Thisse, J.-F. (2009). New economic geography: An appraisal on the occasion of Paul Krugman's 2008 Nobel Prize in Economic Sciences. *Regional Science and Urban Economics*, *39*(2), 109–119. https://doi.org/10.1016/j.regsciurbeco.2008.11.003

Fujita, N. (2007). Myrdal's theory of cumulative causation. *Evolutionary and Institutional Economics Review*, *3*(2), 275–284. https://doi.org/10.14441/eier.3.275

Garip, F., & Asad, A. L. (2016). Network effects in Mexico–US migration: Disentangling the underlying social mechanisms. *American Behavioral Scientist*, *60*(10), 1168–1193. https://doi.org/10.1177/0002764216643131

Ghorbani, M., Ahmadi Shadmehri, M., & Mostafavi, S. (2014). A survey on the effect of infrastructure on economic growth in Iran (1976–2012). *Economic Growth and Development Research*, *5*(17), 49–60. [In Persian]

Hansen, J. B. (1970). *A revised and extended formula for bearing capacity* (Bulletin No. 28). Danish Geotechnical Institute.

Hansen, N. M. (1967). Development pole theory in a regional context. *Kyklos*, *20*(4), 709–727. https://doi.org/10.1111/j.1467-6435.1967.tb00879.x

Hansen, W. G. (1959). How accessibility shapes land use. *Journal of the American Institute of Planners*, *25*(2), 73–76. https://doi.org/10.1080/01944365908978307

Harris, Z. S. (1954). Distributional structure. *Word*, *10*(2–3), 146–162. https://doi.org/10.1080/00437956.1954.11659520

Harvey, D. (2005). The sociological and geographical imaginations. *International Journal of Politics, Culture, and Society*, *18*(3–4), 211–255. https://doi.org/10.1007/s10767-006-9009-6

Hassanpour, S., Farazmand, H., Afghah, S. M., & Arman, S. A. (2023). Comparative investigation of the present value of various investment strategies in the country's transportation network (Case study: Intercity freeways of Iran). *Urban Planning Knowledge*, *7*(3), 41–66. https://doi.org/10.22124/upk.2023.24445.1861 [In Persian]

Holl, A. (2012). Market potential and firm-level productivity in Spain. *Journal of Economic Geography*, *12*(6), 1191–1215. https://doi.org/10.1093/jeg/lbs004

Hosseinzadeh, R., Keshavarz, H., & Saadatipour, M. (2025). The effect of foreign direct investment on employment in the provinces of Iran: With an emphasis on interregional spillovers. *Quarterly Journal of Quantitative Economics(JQE)*, *22*(3), 27–53. https://doi.org/10.22055/jqe.2023.41855.2513 [In Persian]

Javadinia, M., Jalaee, A. M., & Nejati, M. (2025). Investigating the impact of gas price shock on macroeconomic variables with an emphasis on the formation of the regional gas market: Dynamic general equilibrium model approach.

Quarterly Journal of Quantitative Economics(JQE), *22*(2), 215–241. https://doi.org/10.22055/jqe.2023.41624.2507 [In Persian]

Khodaverdi Samani, M., Alizadeh, M., & Fotros, M. H. (2024). The effect of financial decentralization on efficiency of health services delivery in the provinces of Iran during 2006-2016: Using spatial econometrics. *Quarterly Journal of Quantitative Economics(JQE)*, *21*(2), 34–74. https://doi.org/10.22055/jqe.2021.36482.2333 [In Persian]

Khodaverdi Samani, M., Alizadeh, S., & Shaghaghi Shahri, V. (2025). Spatial overflow of financial decentralization on social welfare in the provinces of Iran during the years 2006-2018 approach: Spatial econometrics. *Quarterly Journal of Quantitative Economics(JQE)*, *22*(2), 82–124. https://doi.org/10.22055/jqe.2023.40959.2490 [In Persian]

Krugman, P. (1998). What's new about the new economic geography? *Oxford Review of Economic Policy*, *14*(2), 7–17. https://doi.org/10.1093/oxrep/14.2.7

Krugman, P. (2000). Where in the world is the 'new economic geography'? In G. L. Clark, M. P. Feldman, & M. S. Gertler (Eds.), *The Oxford handbook of economic geography* (pp. 49–60). Oxford University Press.

Krugman, P., & Venables, A. J. (1996). Integration, specialization, and adjustment. *European Economic Review*, *40*(3–5), 959–967. https://doi.org/10.1016/0014-2921(95)00104-2

Leon-Ledesma, M. A. (2000). Economic growth and Verdoorn's law in the Spanish regions, 1962–91. *International Review of Applied Economics*, *14*(1), 55–69. https://doi.org/10.1080/026921700101497

Limao, N., & Venables, A. J. (2001). Infrastructure, geographical disadvantage, transport costs, and trade. *The World Bank Economic Review*, *15*(3), 451–479. https://doi.org/10.1093/wber/15.3.451

Linneker, B. J., & Spence, N. A. (1992). Accessibility measures compared in an analysis of the impact of the M25 London Orbital Motorway on Britain. *Environment and Planning A: Economy and Space*, *24*(8), 1137–1154. https://doi.org/10.1068/a241137

Logan, J. R., & Molotch, H. L. (2012). The city as a growth machine: From urban fortunes: The political economy of place (1987). In J. Lin & C. Mele (Eds.), *The urban sociology reader* (pp. 109–117). Routledge.

Lösch, A. (1954). *The economics of location* (W. H. Woglom & W. F. Stolper, Trans.). Yale University Press.

Mansouri, S. A. (2024). Investigating the effect of sanctions on casual relationship between corruption, income inequality and poverty in Iran. *Quarterly Journal of Quantitative Economics(JQE)*, *21*(1), 171–201. https://doi.org/10.22055/jqe.2024.43224.2544 [In Persian]

Mansouri, S. A., Afghah, S. M., & Alizade Ahvazi, S. (2025). The impact of investment in maritime, road, rail and air transport on Iran's economic growth. *Quarterly Energy Economics Review*, *21*(87), 61–92. [In Persian]

Mansouri, S. A., Afghah, S. M., Aghaei Jannat-Makan, H., & Sharifzadeh Ahvazi, S. (2022). Simulation of human development index in Khuzestan province with emphasis on healthy living and access to knowledge and comparison with Iran. *Quarterly Journal of Quantitative Economics(JQE)*, *19*(1), 101–126. https://doi.org/10.22055/jqe.2022.37537.2376 [In Persian]

Mansouri, S. A., Arman, S. A., & Hoseini, F. (2026). Explaining the effect pattern of crimes in Tehran on the economic growth of neighboring provinces (based on the core-periphery approach). *Quarterly Journal of Quantitative Economics(JQE)*, *22*(4), 250–288. https://doi.org/10.22055/jqe.2024.45875.2604 [In Persian]

Misra, D., Kumar, A., & Agarwal, S. (1985). Study of the distribution of localized states in a-Si: H using the thermally-stimulated-currents technique. *Physical Review B*, *31*(2), 1047–1055. https://doi.org/10.1103/PhysRevB.31.1047

Mohamadian Mansour, S., & Golkhandan, A. (2026). The interactive effect of military spending and armed conflict on foreign direct investment: A study of MENA countries. *Quarterly Journal of Quantitative Economics(JQE)*, *22*(4), 216–249. https://doi.org/10.22055/jqe.2024.44934.2578 [In Persian]

Mousavi Jahromi, Y., & Ebadifard, M. (2009). The effect of government investment in transportation infrastructure on private sector investment and economic growth in Iran. *Transportation Research Journal*, *5*(4), 271–284. [In Persian]

Nasrollahi, Z., & Opera Jounaghani, E. (2024). Prioritization of the economic sectors of Isfahan Province from the perspective of the importance of water resources and considering the three goals of social, environmental and economic sustainable development. *Quarterly Journal of Quantitative Economics(JQE)*, *21*(1), 107–137. https://doi.org/10.22055/jqe.2023.42445.2528 [In Persian]

Nawzad, R. (2011). *Short-time overloading of power transformers* (Master's thesis). Chalmers University of Technology, Gothenburg, Sweden.

Parvar, M., Hassanvand, D., Khorsand, M., & Tarahomi, F. (2021). Investigation and analysis of the role of maritime transport sector on economic growth of Khuzestan Province. *Transportation Research Journal*, *18*(4), 85–98. [In Persian]

Peng, W., Xu, J., & He, Z. (2023). The impact of human capital on green economic efficiency: Evidence from 280 prefectural cities in China. *Environmental*

Science and Pollution Research, *30*(28), 72415–72429. https://doi.org/10.1007/s11356-023-27484-8

Pokharel, R., Bertolini, L., te Brömmelstroet, M., & Acharya, S. R. (2021). Spatio-temporal evolution of cities and regional economic development in Nepal: Does transport infrastructure matter? *Journal of Transport Geography*, *90*, Article 102904. https://doi.org/10.1016/j.jtrangeo.2020.102904

Rodrigue, J.-P. (2016). The role of transport and communication infrastructure in realising development outcomes. In J. Grugel & D. Hammett (Eds.), *The Palgrave handbook of international development* (pp. 595–614). Palgrave Macmillan. https://doi.org/10.1057/978-1-137-42724-3_35

Romer, P. M. (1990). *Are nonconvexities important for understanding growth?* (NBER Working Paper No. 3271). National Bureau of Economic Research. https://doi.org/10.3386/w3271

Roy, S., & Ciobotaru, A. M. (2024). Does integrated transport topology act as a stimulus for inclusive growth and regional development in Bosnia and Herzegovina? *Regional Science Policy & Practice*, *16*(4), Article 12732. https://doi.org/10.1111/rsp3.12732

Saadat, M.-J., Elmi, Z. M., & Akbari, N. (2008). Analysis of spatial unemployment in Iran. *The Journal of Economic Studies and Policies*, *0*(14), 151–176. [In Persian]

Sala-i-Martin, X. X., & Barro, R. J. (1995). *Technological diffusion, convergence, and growth* (Center Discussion Paper No. 735). Economic Growth Center, Yale University.

Shahraki Moghadam, H., Karimian Bostani, M., & Anuri, M. (2020). Road transit and its effects on the development of rural economy in Sistan region. *Space Economy & Rural Development*, *9*(31), 113–130. [In Persian]

Spiekermann, K., & Neubauer, J. (2002). *European accessibility and peripherality: Concepts, models and indicators* (Nordregio Report 2002:2). Nordregio.

Spiekermann, K., & Wegener, M. (2006). The role of transport infrastructure for regional development in South-East Europe. *South-East Europe Review for Labour and Social Affairs*, *9*(1), 51–61. https://doi.org/10.5771/1435-2869-2006-1-51

Tsagkis, P., Bakogiannis, E., & Nikitas, A. (2023). Analysing urban growth using machine learning and open data: An artificial neural network modelled case study of five Greek cities. *Sustainable Cities and Society*, *89*, Article 104337. https://doi.org/10.1016/j.scs.2022.104337

Vandenbulcke, G., Steenberghen, T., & Thomas, I. (2009). Mapping accessibility in Belgium: A tool for land-use and transport planning? *Journal of Transport Geography*, *17*(1), 39–53. https://doi.org/10.1016/j.jtrangeo.2008.04.008

Wang, Y., Cui, S., Yang, Y., & Lian, J.-A. (2009). Virtual reality mathematic learning module for engineering students. *Technology Interface Journal*, *10*(1), 1–10.

Yang, D. (1990). Patterns of China's regional development strategy. *The China Quarterly*, *122*, 230–257. https://doi.org/10.1017/S030574100000898X

فصلنامه‌ی اقتصاد مقداری (بررسی‌های اقتصادی سابق) تابستان ۱۴۰۵ ۲۳(۲) ۱۷۸-۱۵۱



فصلنامه‌ی اقتصاد مقداری

صفحه ی اصلی وب سایت مجله:
www.jqe.scu.ac.ir
شاپا الکترونیکی: ۴۲۷۱-۲۷۱۷
شاپا چاپی: ۵۸۵۰-۲۰۰۸

اثر نابرابری اقتصادی بر سیاست مالی در چرخه سیاسی، مطالعه‌ای در استان‌های ایران

اسمعیل ابونوری*، مجید مداح**، نسیبه کرامتی زاده***

** استاد اقتصادسنجی. آمار اجتماعی، دانشکده اقتصاد، مدیریت و علوم اداری، دانشگاه سمنان، سمنان، ایران.*
*** استاد اقتصاد، دانشکده اقتصاد، مدیریت و علوم اداری، دانشگاه سمنان، سمنان، ایران.*
**** دانشجوی دکتری اقتصاد - اقتصادسنجی، دانشکده اقتصاد، مدیریت و علوم اداری، دانشگاه سمنان، ایران (نویسندهٔ مسئول).*

اطلاعات مقاله

تاریخ دریافت: ۱۸ اردیبهشت ۱۴۰۳
تاریخ بازنگری: ۲۳ تیر ۱۴۰۳
تاریخ پذیرش: : ۲۹ مهر ۱۴۰۳

ارتباط با نویسنده (گان) مسئول:
ایمیل:
mailto:keramatizadeh.n@semnan.ac.ir
0009-0005-4964-4370

آدرس پستی:
سمنان - دانشگاه سمنان، دانشکده اقتصاد، مدیریت و علوم اداری، گروه اقتصاد، کد پستی ۱۹۱۱۱-۳۵۱۳۱.

طبقه‌بندی JEL: D31-E62-C33

واژگان کلیدی: نابرابری اقتصادی، سیاست مالی، مدل داده‌های پانل، استان‌های ایران

قدردانی: نویسندگان از نظرات و پیشنهادات ارزشمند داوران که کیفیت این مقاله را بهبود بخشیده‌اند تشکر و قدردانی می‌کنند.
تضاد منافع: نویسندگان مقاله اعلام می‌کنند که در انتشار مقاله ارائه شده تضاد منافعی وجود ندارد.
منابع مالی: نویسنده‌ها هیچ‌گونه حمایت مالی برای تحقیق، تألیف و انتشار این مقاله دریافت نکرده‌اند.

چکیده

از جمله ابزارهای مالی که دولت‌ها برای تأمین مالی در دسترس دارند می‌توان به بدهی عمومی، هزینه‌های دولت و مالیات‌ها اشاره کرد. از طرفی دولتی که به دنبال انتخاب مجدد است تلاش می‌کند از ناآرامی‌های اجتماعی

اجتناب کند. سؤالی که در این پژوهش به آن پاسخ داده شده، این است که سیاست دولت در مواجه با ناآرامی‌های اجتماعی چیست؟ بنابراین در این پژوهش اثر نابرابری اقتصادی بر بدهی عمومی، هزینه‌های دولت و درآمدهای مالیاتی مورد بررسی قرار گرفته است. در این پژوهش از مدل پانل دیتا با استفاده از داده‌های استانی در دوره ۱۳۹۰ تا ۱۳۹۹ استفاده شده است. برای برآورد الگوی رگرسیونی این مطالعه از روش حداقل مربعات تعمیم‌یافته امکان‌پذیر (FGLS) و گشتاورهای تعمیم‌یافته (GMM) استفاده شده است. نتایج این پژوهش نشان می‌دهد که با افزایش نابرابری اقتصادی شهری استان‌های ایران، سیاست دولت در مواجه با ناآرامی‌ها افزایش کسری بودجه به‌عنوان پروکسی از بدهی عمومی است. سیاست اتخاذ شده در مواجه با ناآرامی‌های ناشی از نابرابری اقتصادی روستایی افزایش هزینه‌ها و بدهی عمومی است. افزایش نابرابری اقتصادی شهری در تعامل با نسبت دوره اجرایی بر بدهی عمومی و هزینه‌های دولت اثر مثبت و معناداری دارد و درآمدهای مالیاتی را به طور معناداری کاهش می‌دهد. افزایش نابرابری اقتصادی روستایی در تعامل با نسبت دوره اجرایی بر بدهی و هزینه‌های دولت اثر منفی و معناداری دارد و درآمدهای مالیاتی را به طور معناداری افزایش می‌دهد.

ارجاع به مقاله:
ابونوری، اسمعیل.، مداح، مجید و کرامتی زاده، نسیبه. (۱۴۰۵). اثر نابرابری اقتصادی بر سیاست مالی در چرخه سیاسی، مطالعه‌ای در استان‌های ایران، *فصلنامه‌ی اقتصاد مقداری (بررسی های اقتصادی سابق)*، ۲۳(۲)، ۱۷۸-۱۵۱.

10.22055/jqe.2024.46845.2626

© 2026 Shahid Chamran University of Ahvaz, Ahvaz, Iran. This article is an open access article distributed under the terms and conditions of the Creative Commons Attribution-NonCommercial 4.0 International (CC BY-NC 4.0 license) (http://creativecommons.org/licenses/by-nc/4.0/)

۱- مقدمه

دولتی که به دنبال بالابردن شانس انتخاب مجدد خود در انتخابات است تلاش می‌کند آثار منفی ناآرامی‌های اجتماعی در جامعه را به حداقل برساند. برای این کار به‌ناچار ابزارهای مالی محدود در دسترس مورداستفاده قرار می‌گیرند. یکی از شاخص‌هایی که می‌تواند ناآرامی‌های اجتماعی را تشدید کند، وجود فاصله طبقاتی و تشدید نابرابری‌های اقتصادی در جامعه است (Carrera, Vega, & Toledo, 2024). فاصله طبقاتی و فقر در جامعه ناشی از نابرابری گسترده در توزیع درآمد است. نابرابری‌های اقتصادی می‌تواند انسجام اجتماعی را تضعیف کند و چالش‌هایی مانند نارضایتی اجتماعی و بی‌ثباتی سیاسی را به دنبال داشته باشد (Schaltegger & Weder, 2014). بی‌ثباتی سیاسی احتمال انتخاب مجدد دولت حاکم را کاهش می‌دهد؛ لذا دولت‌ها در سال‌های نزدیک به انتخابات با اعمال سیاست‌های مالی انبساطی از طریق ابزارهای مالی به دنبال کاهش فاصله طبقاتی بوده تا رضایت جامعه را جلب نمایند.

چرخه سیاسی[1] در واقع نشان‌دهنده نوسانات دوره‌ای در سیاست مالی است که با نزدیک‌شدن به دوره انتخابات توسط دولت‌ها اجرا می‌شود تا احتمال انتخاب مجدد آنها را افزایش دهد. چرخه سیاسی به صورت‌های مختلف در انواع ابزارهای مالی؛ مانند افزایش مخارج عمومی و کسری بودجه و یا کاهش درآمدهای مالیاتی نمود پیدا می‌کند (Rogoff, 1990; Drazen & Eslava, 2006; Shi & Svensson,2006). وجود چرخه‌های سیاسی نشان می‌دهد سیاستمداران حاکم خودخواهانه عمل می‌کنند و به‌جای حداکثرکردن رفاه اجتماعی به دنبال مقاصد فردی و سیاسی خود هستند (Giacobbe, Ordine, Rose, 2024).

از دیدگاه اقتصاد کلان، شوک‌های ناشی از افزایش نابرابری اقتصادی احتمالاً مصرف کل را کاهش می‌دهد و اگر در شرایط خاص پس‌انداز و سرمایه‌گذاری افزایش یابد هرگز کاهش مصرف کل را جبران نخواهد کرد. به دنبال کاهش مصرف کل، وصول مالیات و درآمدهای مالیاتی نیز کاهش می‌یابد. از طرف دیگر تقاضای جبرانی در جامعه افزایش‌یافته و احتمالاً بی‌ثباتی در جامعه را به دنبال دارد (Carrera, Vega, & Toledo, 2024).

یکی از ابزارها در مواجه با ناآرامی اجتماعی افزایش مالیات‌هاست که احتمالاً با مقاومت مالیات‌دهندگان کلان مواجه خواهد شد و به پایگاه انتخاباتی دولت به‌شدت صدمه می‌زند. در نتیجه وجود انگیزه‌های سیاسی و اقتصادی دولت‌ها را ترغیب می‌کند که به‌وسیله

[1] Political cycle

افزایش بدهی عمومی و افزایش هزینه‌های خود، ناآرامی اجتماعی ناشی از نابرابری اقتصادی و افزایش تقاضا در جامعه را جبران نمایند و آثار منفی بی‌ثباتی در جامعه را به حداقل رسانده تا از این طریق مقاصد انتخاباتی آنها نیز تأمین شود. در این چارچوب به نظر می‌رسد نابرابری اقتصادی که به‌عنوان نماینده ناآرامی اجتماعی در نظر گرفته می‌شود (Carrera, Vega, & Toledo, 2024) سبب افزایش هزینه‌های دولت و بدهی عمومی و کاهش درآمدهای مالیاتی می‌شود.

استان‌های کشور به‌عنوان واحدهای اجرایی محلی، نقش مهمی در چرخه اقتصادی و سیاسی کشور دارند. از طرفی به‌عنوان منابع تولید و درآمد نیز شناخته می‌شوند که باعث تعادل و پویایی اقتصاد کشور است. آمارهای گزارش شده سالنامه‌های آماری استانی در بازه زمانی مورد بررسی در این پژوهش نشان می‌دهد نابرابری اقتصادی مناطق شهری با انحراف معیار ۰٫۰۳۷ نشان دهنده اختلاف جزئی در وضعیت نابرابری اقتصادی شهری استان های کشور است و آمار های روستایی حاکی از آن است که نابرابری اقتصادی روستایی استان‌ها کمتر از مناطق شهری است. نرخ تورم به عنوان شاخص کنترلی با انحراف معیار ۱۱٫۴۸ نشان دهنده تفاوت فاحش استان ها در این شاخص است. از بین سه ابزار مالی مورد مطالعه در این پژوهش بیشترین اختلاف در عملکرد دولت در استان‌ها در شاخص کسری بودجه با انحراف معیار حدودا ۲٫۹۳ گزارش شده است Provincial Statistical Yearbooks, (Chapter 21).

در پژوهش پیشرو اثر نابرابری اقتصادی بر بدهی عمومی، هزینه‌های دولت و درآمدهای مالیاتی در ۳۱ استان ایران از طریق برآورد الگوی رگرسیونی پانل با استفاده از روش‌های حداقل مربعات تعمیم‌یافته امکان‌پذیر (FGLS)[2] و گشتاورهای تعمیم‌یافته (GMM)[3] در دوره ۱۳۹۰ تا ۱۳۹۹مورد بررسی و تحلیل قرارگرفته‌است. در ادامه در بخش دوم مبانی نظری و پیشینه پژوهش، در بخش سوم مدل و روش تحقیق تشریح شده است. در بخش چهارم نتایج برآورد مدل‌ها گزارش شده است و در بخش پنج نتیجه‌گیری ارائه شده است.

[2] Feasible generalized least squares

[3] Generalized Method of Moments

۲- مبانی نظری و پیشینه پژوهش

برخی مطالعات نشان می‌دهد که عدم تعادل‌های اقتصادی و سیاسی می‌توانند منجر به افزایش نابرابری شوند. نابرابری و ناآرامی‌ها ارتباطی دوسویه دارند، یعنی درحالی‌که احساس نابرابری عامل ناآرامی است، همان احساس تا حد زیادی نشئت‌گرفته از وقوع ناآرامی است (Dadgar & Mahmoodvand, 2022).

نظریه چرخه‌های سیاسی تعامل میان تصمیمات سیاست‌گذار اقتصادی و ملاحظات سیاسی را بیان می‌کند (Shakeri, 2011). پدیده چرخه بودجه سیاسی هم از بعد تجربی و هم از بعد نظری توجه محققان را به خود جلب کرده است. مدل‌های نظری شناخته شده، نیروی محرکه وقوع چرخه را شناسایی می‌کنند. در فرایندی که در آن سیاستمداران حاکم از ماهیت اطلاعات نامتقارن رأی‌دهندگان در مورد شایستگی‌شان بهره‌برداری می‌کنند (Giacobbe, Ordine, & Rose, 2024).

حاکمان سطحی از صلاحیت را دارند که فقط آنها واقعاً آن را می‌دانند و برای شهروندان ناشناخته است. ازآنجایی‌که رأی‌دهندگان نمی‌توانند مستقیماً صلاحیت سیاستمدار را شناسایی کنند، باید آن را از نتایج سیاست‌های مالی استنباط کنند؛ بنابراین، رأی‌دهندگان نامزدهایی را انتخاب می‌کنند که قبل از انتخابات هزینه بیشتری می‌کنند که به‌صورت کاهش مالیات‌ها یا افزایش مخارج دولت اجرا می‌کنند، زیرا به نظر می‌رسد که این نشانه معتبری از سطح بالای شایستگی آنها است. در نتیجه، این عدم تقارن اطلاعاتی انگیزه‌ای برای سیاستمداران ایجاد می‌کند تا قبل از انتخابات بیشتر هزینه کنند یا مالیات‌ها را کاهش دهند و در نتیجه شانس خود را برای ماندن در قدرت افزایش دهند (Rogoff & Sibert,1988; Rogoff,1990). مدیران فعلی انگیزهایی برای افزایش عرضه کالاهای عمومی قبل از انتخابات دارند، به این امید که رأی‌دهندگان این افزایش را به شایستگی آنها نسبت دهند (Shi & Svensson, 2006).

از بعد تجربی، پژوهش‌ها نشان می‌دهد که پدیده چرخه سیاسی مشروط به عوامل و زمینه‌هایی است به‌عنوان‌مثال، مکانیسم‌های محرک آنها و شرایطی که تحت آن رخ می‌دهند در کشورهای مختلف بسیار متفاوت است. برخی از این عوامل شرطی که در ادبیات برجسته است عبارت‌اند از آزادی رسانه‌ها (Veiga, Veiga, & Morozumi, 2017)، ویژگی‌های سیستم انتخاباتی (Aidt & Mooney, 2014) و تحقیقات (Bohn & Veiga, 2019) نشان می‌دهد که چگونه انتظارات رکودی ممکن است چرخه بودجه سیاسی را تقویت کند. اثر سیاست بر انتخاب سیاست‌های اقتصادی و در نتیجه عملکرد اقتصادی واقعیتی

انکارناپذیر است، به همین دلیل ارتباط بین سیاست و اقتصاد یکی از موضوعات موردتوجه اقتصاددانان بوده است. طبق ادبیات اقتصاد سیاسی، سیاستمداران در راستای علایق جامعه، سیاست‌های اقتصادی را دست‌کاری می‌کنند، طی ده‌های قبل مجموعه‌ای از مدل‌های سیاسی - اقتصادی توسط اقتصاددانان ارائه شده است.

طبق مدل فرصت‌طلبی نورد هاوس (۱۹۷۵) گروه بر سر قدرت، سیاست‌های اقتصادی را طی دوره تصدی به نحوی انتخاب می‌کند تا محبوبیت خود را در آستانه انتخابات بعدی حفظ کند. تأثیرپذیری رأی‌دهندگان از عملکرد دولت قبل از انتخابات، مسئولان را وسوسه می‌کند تا سیاست‌های اقتصادی را باهدف به‌دست‌آوردن نتایج مناسب در انتخابات، دست‌کاری کنند (Nordhaus,1975).

در رویکرد هیبز[4] (۱۹۷۷) که به مدل حزبی معروف است بین دولتمردان همگرایی سیاسی وجود ندارد. در این مدل رأی‌دهندگان بر اساس برنامه‌های اقتصادی کاندیداهای موردنظر خود را انتخاب می‌کنند. هیبز معتقد است که سیاستمداران رفتار فرصت‌طلبانه ندارند؛ بلکه مسیر و سیاست‌های اقتصادی خود را بر اساس ترجیحات ایدئولوژیک دنبال می‌کنند. در این مدل دولت‌های راست به دنبال اعمال حداقل سیاست‌های انبساطی نسبت به دولت‌های چپ هستند (Sadeghi Amroabadi & Kazemi, 2022).

مدل روگف و سیبرت (۱۹۸۸) دارای سیاستمداران فرصت‌طلب غیرحزبی با فرض انتظارات عقلایی برای رأی‌دهندگان است. در این مدل رأی‌دهندگان اطلاعاتشان را تنها از طریق مشاهده نتایج کار سیاستمداران به دست می‌آورند. سیاست‌مداران وارد یک فرایند علامت‌دهی برای افزایش مقبولیت خود می‌شوند؛ در این فرایند، قبل از انتخابات، متصدیان از ابزارهایی مثل کاهش مالیات و افزایش مخارج دولت، برای متقاعدکردن رأی‌دهندگان و شایسته نشان‌دادن خود استفاده می‌کنند. اغوای متصدیان در کاهش مالیات و افزایش مخارج دولت در نهایت انحراف در وضعیت بهینه ایجاد می‌کند(Rogoff & Sibert, 1988).

آلسینا (۱۹۸۷) نظریه تعصب حزبی عقلایی را ارائه کرده است. مبنای تصمیم‌گیری رأی‌دهندگان عملکرد واقعی احزاب است و نه بر اساس برنامه‌ها و اصول حزبی. در این نظریه احزاب از طریق ایجاد تغییرات قابل‌مشاهده در متغیرهای سیاسی می‌توانند قدرت را در دست بگیرند (Alesina,1987).

در مدلی که فری و اشنایدر (۱۹۷۸) ارائه‌دادن تلفیقی از رفتار فرصت‌طلبانه و حزبی است. احزاب زمانی که شانس مجددشان در سطح پایینی قرار داشته باشد،

[4] Hibbs

دوراندیشی را کنار می‌گذارند و با دست‌کاری اقتصاد (مثلاً مهندسی یک رونق قبل از انتخابات) باهدف انتخاب مجدد از رفتار فرصت‌طلبانه پیروی می‌کنند. جهت این کار می‌توانند منافع نهایی چنین سیاستی را (رأی‌دهندگان اضافی) با هزینه نهایی آن (ازدست‌دادن اعتبار حزبی) مقایسه کنند (Frey & Schneider, 1978).

شاخص ضریب جینی از مهم‌ترین شاخص‌های اندازه‌گیری نابرابری در یک جامعه است. بالابودن این شاخص در یک کشور معمولاً به‌عنوان شاخصی از اختلاف طبقاتی شدید در آن جامعه و بیانگر عملکرد ضعیف نظام اقتصادی است. این شاخص بر پایه منحنی لورنز محاسبه شده و در فاصله صفر و یک است و میزان نابرابری اقتصادی را نشان می‌دهد (Ram, 1988).

از وظایف اقتصادی دولت می‌توان به تخصیص، توزیع و ثبات اشاره کرد. یکی از ابزارهای مهم دولت برای رسیدن به این اهداف بودجه دولت است. در کشورهای درحال‌توسعه به دلیل عدم سرمایه‌گذاری بخش خصوصی و بیشتر بودن هزینه‌های دولت از درآمدها از سیاست کسری بودجه و افزایش بدهی دولت استفاده می‌شود (Jafari Samimi, 2004). سیاست مالی بخشی از سیاست‌های مدیریت تقاضا است که از سوی دولت اجرا می‌شود. جریان پرداخت‌ها و دریافت‌های دولت که در قالب بودجه دولت آشکار می‌شود متغیرهای اصلی سیاست مالی دولت را تشکیل می‌دهند (Abounoori, Karimi Petanlar, & Mardani, 2010).

بر اساس مطالعه دیپلسمن و همکارانش[5] (۲۰۱۱)، به طور عام بدهی‌های بخش عمومی به طیفی از بدهی‌ها و تعهدات اشاره دارد که به بخش عمومی تعلق داشته و دولت در قبال آنها مسئولیت پاسخگویی دارد. اما به طور خاص تعریف جامع و پذیرفته شده از بدهی‌های عمومی وجود ندارد و در کشورهای مختلف تعریف ارائه شده از بدهی‌های عمومی متفاوت است. این تفاوت به ماهیت چارچوب سیاسی و نهادی کشور و ویژگی‌های محیطی نظیر شکل نمایندگی دولت و تفکیک قوا، تأمین منابع مالی، لزوم مصرف منابع در جهت تحقق اهداف و برنامه‌های که قانون‌گذار تعیین کرده بستگی دارد (Mehrani, Moradi, & Esmaeili, 2022).

با افزایش مخارج عمرانی دولت، سازوکارهای فزاینده درآمد فعال و قدرت خرید جامعه افزایش می‌یابد. در نتیجه، با افزایش تقاضا برای کالا و خدمات ایجاد شده، سرمایه-گذاری مجدداً بیشتر خواهد شد. تداوم این چرخه منجر به ایجاد اشتغال و درآمد پایدار و

[5] Dippelsman et al

بنابراین موجب بهبود توزیع درآمد جامعه خواهد شد. اما مخارج جاری دولت که اثر غیرتولیدی دارد معمولاً متوجه گروه‌های پردرآمد جامعه می‌شود و امکان بهره‌مندشدن اقشار کم‌درآمد را فراهم نمی‌کند (Akbari, Farahmand, & Jamali, 2011)

علاوه بر این، در سطح تحلیل‌های استانی نیز شواهد تجربی مؤید آن است که ابعاد مخارج دولت و درجه شمول و دسترسی مالی از طریق سیاست‌های حمایتی و زیرساختی، ازمتغیرهای کلیدی در تعدیل نابرابری توزیع درآمد استانی به‌شمار می‌روند (Zobeidi, Khodapanah & Montazer Hojat, 2025; Pirzadi, Soufimajidpour & Mahmodzadeh, 2025).

نابرابری اقتصادی بر بسیاری از متغیرهای کلان اقتصادی همچون کسری بودجه و بدهی دولت مؤثر است (Munir & Sultan, 2017). این اثر بر بدهی عمومی دولت از لحاظ نظری و تجربی دارای ابهام است. به عبارتی نابرابری درآمد بر بدهی عمومی دولت می‌تواند باتوجه‌به شرایط هم مثبت و هم منفی باشد. این اثر در دو دیدگاه قابل‌بررسی است. در دیدگاه اول: با افزایش نابرابری اقتصادی، ریسک درآمد نیز افزایش می‌یابد، در نتیجه انگیزه دولت برای استقراض افزایش می‌یابد. در واقع بدهی دولت نتیجه سیاست‌های دولت در مواجه با نابرابری اقتصادی است (Azzimonti, De Francisco, & Quadrini, 2014). در دیدگاه دوم افزایش نابرابری اقتصادی باعث انباشت سرمایه و در نتیجه افزایش تولید می‌شود و در نهایت درآمدهای مالیاتی افزایش‌یافته و بدهی عمومی دولت کاهش می‌یابد(Amroabadi Amroabadi & Hooshmandi, 2021) .

ترکیب مخارج دولت به‌صورت مستقیم و غیرمستقیم بر نابرابری درآمدی تأثیر دارد. درحالی‌که یارانه‌ها و مالیات‌ها به‌صورت مستقیم نابرابری را متأثر می‌سازند، مخارج صورت‌گرفته جهت خدمات عمومی، از کانال تقویت توانایی‌های افراد می‌تواند به‌صورت غیرمستقیم بر توزیع درآمد مؤثر باشد (Viegas & Ribeiro, 2013). هزینه‌های دولت از طریق بهبود توانمندی نیروی کار و ایجاد زیر ساخت‌های اجتماعی و اقتصادی می‌تواند اثرات تعیین‌کننده‌ای بر الگوی توزیع درآمد داشته باشد (Lustig, Pessino, & Scott, 2014). با افزایش نابرابری در جامعه، تقاضا برای کالاها و خدمات عمومی افزایش می‌یابد. از طرفی دولت برای جلب رضایت شهروندان و تأمین مطالبات آن‌ها و اجتناب از مواجه با ناآرامی‌ها هزینه‌های خود را افزایش می‌دهد؛ بنابراین با افزایش نابرابری اقتصادی، هزینه‌های دولت افزایش خواهد یافت (Hindriks & Myles, 2013).

مالیات به‌عنوان منبع دائمی و قابل‌پیش‌بینی، همواره موردتوجه دولت مردان بوده است. اعمال مالیات چه به جهت کسب درآمد و چه به‌منظور ابزار سیاست‌گذاری، آثار متفاوتی را بر اقتصاد تحمیل می‌کند. مالیات‌ها از یک سو، باتوجه‌به اصابت مالیاتی بر شرایط توزیعی جامعه تأثیرگذار هستند و از سوی دیگر با جابه‌جایی منابع از بازاری به بازار دیگر، آثار تخصیصی را به همراه دارند. از طریق سیستم مالیاتی است که دولت می‌تواند بخشی از درآمد افراد را برای انجام خدمات عمومی، کمک به گروه‌های با درآمد پایین یا پرداخت مستقیم به فقیران، دریافت کند. در واقع، تأثیر مالیات‌بردرآمد از طریق انتقال درآمد از بازار به دولت و از دولت به کل جامعه اعمال می‌شود. از طریق مالیات دولت می‌تواند در بازار دخالت کرده هزینه‌های خود را تأمین نموده و توزیع درآمد را متأثر سازد (Sadeghi, Beheshti, Ranjpour, & Ebrahimi, 2017). اثر نابرابری اقتصادی بر درآمدهای مالیاتی از دو جهت قابل‌بررسی است. ازیک‌طرف با افزایش نابرابری اقتصادی، مصرف کل کاهش می‌یابد و حتی اگر در شرایط خاص سرمایه‌گذاری افزایش یابد باز هم کاهش مصرف کل را جبران نخواهد کرد که منجر به کاهش وصول درآمدهای مالیاتی می‌شود، بنابراین با افزایش نابرابری اقتصادی، درآمدهای مالیاتی کاهش می‌یابد. از طرف دیگر با افزایش نابرابری اقتصادی دولت برای اجتناب از ناآرامی ناشی از آن اقدام به افزایش مالیات می‌کند که با مقاومت مالیات‌دهندگان کلان مواجه خواهد شد، در نتیجه با افزایش نابرابری اقتصادی احتمالاً درآمدهای مالیاتی دولت کاهش می‌یابد.

۲-۱- پیشینه پژوهش

۲-۱-۲- مطالعات خارجی

ایلکر اولو(۲۰۱۸) در مقاله‌ای با عنوان (تأثیر مخارج اجتماعی دولت بر نابرابری درآمد در OECD: تجزیه‌وتحلیل داده‌های پانل) که در آن اثر مخارج اجتماعی دولت بر نابرابری درآمد در مجموعه ۲۱ کشور OECD، در دوره زمانی ۱۹۷۰ تا ۲۰۰۹ با روش تجزیه‌وتحلیل نامتعادل داده‌های پانل بررسی شده است. بر اساس یافته‌های به‌دست‌آمده از این پژوهش، مخارج اجتماعی دولت بر نابرابری درآمد تأثیر مثبت دارد و نابرابری درآمد زمانی کاهش می‌یابد که هزینه‌های اجتماعی دولت افزایش یابد. همچنین نتایج مطالعه وی ثابت می‌کند که مخارج اجتماعی دولت در تنظیم نابرابری درآمد مؤثرتر از مخارج آموزشی بوده است (Ilker Ulu, 2018).

کررا و دلاوگا (۲۰۲۱) در مقاله‌ای تحت عنوان (اثر نابرابری درآمد بر بدهی عمومی) در یک نمونه از ۱۵۸ کشور در دوره ۲۰ساله در دوره ۲۰۰۰ تا ۲۰۱۹، با استفاده از روش‌های

مختلف داده‌های پانل پویا به این نتیجه رسیدند که بدهی عمومی نه‌تنها به عوامل تعیین‌کننده سنتی مرتبط با هموارسازی مالیات بلکه به فشارهای سیاسی و مالی ناشی از تغییرات در نابرابری و بیکاری نیز مرتبط است (Carrera & Vega, 2021).

کررا و همکاران (۲۰۲۴) در مقاله‌ای با عنوان (نابرابری درآمد و سیاست مالی در چرخه سیاسی) به بررسی اثر نابرابری بر سیاست مالی دولت در نمونه شامل ۷۹ کشور در دوره ۱۹۹۰ تا ۲۰۱۵ با استفاده از روش گشتاورهای تعمیم‌یافته سیستمی و متغیر ساختگی حداقل مربعات پویا پرداخته‌اند که نتایج مطالعه آنها نشان می‌دهد که اثر حاشیه‌ای نابرابری درآمد بر بدهی عمومی با تکمیل دوره اجرایی در حال افزایش است و همه کشورهای موردمطالعه در این پژوهش در مواجه با افزایش نابرابری از طریق صدور بدهی عمومی واکنش نشان می‌دهند (Carrera, Vega, & Toledo, 2024).

جیاکوب و همکاران (۲۰۲۴) در مقاله‌ای با عنوان (اثرات تسهیل قوانین مالی بر چرخه بودجه سیاسی: تجزیه‌وتحلیل تفاوت در ناپیوستگی در شهرداری‌های ایتالیا) با استفاده از داده‌های مبتنی بر ترازنامه شهرداری‌های ایتالیا برای دوره ۱۹۹۹ تا ۲۰۱۲ با استفاده از استراتژی برآورد تفاوت در ناپیوستگی‌ها به بررسی اثرات تسهیل قوانین مالی بر چرخه بودجه سیاسی پرداخته‌اند که نتایج این مطالعه نشان می‌دهد که اولاً تسهیل قوانین مالی باعث افزایش مخارج سرمایه‌ای فقط در سال قبل از انتخابات می‌شود. ثانیاً، این افزایش فقط برای سرمایه‌گذاری‌هایی ایجاد می‌شود که اثرات قابل‌مشاهده فوری ایجاد می‌کنند. در نهایت، اندازه چرخه انتخاباتی افزایش ۱۳۶ درصدی در این سرمایه‌گذاری‌ها را نشان می‌دهد که بیش از پنج برابر بیشتر از آنچه در ادبیات گزارش شده است (Giacobbe, Ordine, & Rose, 2024).

پی کامپومنز و همکاران (۲۰۲۴) در مقاله‌ای با عنوان (اقتصاد سیاسی نابرابری، تحرک و بازتوزیع) با استفاده از نمونه‌ای از ۷۱ کشور در دوره ۱۹۸۰-۲۰۱۵ با رویکرد تطبیق تعادل آنتروپی به بررسی همبستگی بین نابرابری، تحرک و توزیع مجدد پرداخته‌اند که نتایج پژوهش آنها نشان می‌دهد که در مدلی از سیاست دموکراتیک با اجرای ناقص مالیاتی جایی که توانایی افراد برای فرار از مالیات، میزان توزیع مجدد در اقتصاد را محدود می‌کند. تحرک اجتماعی انگیزه بیمه‌ای ایجاد می‌کند که انطباق داوطلبانه را افزایش می‌دهد و به روند اجرای مالیات کمک می‌کند. در چنین محیطی، فشارهای بازتوزیعی ناشی از افزایش نابرابری تنها در جوامعی با تحرک بالا قابل‌اجرا هستند. برعکس، زمانی که تحرک کم است، نابرابری

بیشتر نرخ‌های مالیات را کاهش می‌دهد و به بازتوزیع بالاتر منجر نمی‌شود (Campomanes, 2024).

۳-۱-۲- مطالعات داخلی

عبداله میلانی و همکاران (۱۳۹۶)، در مقاله‌ای با عنوان (ساختار تصاعدی مالیات‌بردرآمد و اثر آن بر نابرابری درآمد در استان‌های کشور) به ارزیابی تأثیر ساختار تصاعدی مالیات درآمدی بر نابرابری درآمد در ۳۰ استان کشور طی دوره ۱۳۸۴ تا ۱۳۹۲ با استفاده از روش داده‌های پانل پویا پرداخته‌اند. نتایج مطالعه آن‌ها نشان می‌دهد که ساختار مالیات‌بردرآمد در ایران تصاعدی است اما نتوانسته موجب کاهش نابرابری درآمد شود (Abdullah Milani, Parvin, & Sidi, 2017).

صادقی و همکاران (۱۳۹۶)،در مقاله ای با عنوان (سیاست‌های مالی و توزیع درآمد در ایران: رهیافت FAVAR) به بررسی تاثیر سیاست‌های مالی دولت بر توزیع درآمد پرداخته شده‌است که در آن از روش خودرگسیون برداری عامل افزوده FAVAR و داده های فصلی طی دوره ۱۳۶۹ تا ۱۳۹۳ برای ۹۹ متغیر اقتصاد کلان استفاده شده‌است. نتایج این پژوهش بیانگر آن است که دولت می‌تواند باکاهش هزینه‌های جاری غیرمولد، افزایش هزینه‌های عمرانی هدفمند و نیز تقویت سیستم مالیاتی، الگوی توزیع درآمد جامعه را به سمت برابری بیشتر سوق دهد (Sadeghi, Beheshti, Ranjpour, & Ebrahimi, 2017).

نورمحمدی و همکاران (۱۳۹۹)، در مقاله‌ای با عنوان (تحلیل اثرگذاری مخارج دولت بر نابرابری درآمدی در استان‌های کشور روشGMM) به بررسی آثار سیاست‌های مالی، از طریق تخصیص هزینه‌های دولت، اعطای تسهیلات بانکی، تامین مالی و ایجاد اشتغال در ۳۱ استان کشور و دوره ۱۳۸۵ تا ۱۳۹۵ با استفاده از روش GMM پرداخته‌اند که نتایج مطالعه آن‌ها نشان می‌دهد بیش‌ترین اثرگذاری برای کاهش نابرابری در میان متغیرهای مورد بررسی را کاهش نرخ بیکاری دارد که خود متاثر از تغییرات تولید ناخالص داخلی و تخصیص هزینه‌های دولت در قالب تامین مالی هزینه‌های عمرانی و جاری می‌باشد (Noormohamadi, Arabmazar, Mehrgan, & Partovi, 2021).

صادقی عمروآبادی و هوشمندی (۱۴۰۰)، در مقاله‌ای با عنوان (تحلیل اثرات نابرابری درآمدی بر بدهی عمومی دولت در کشورهای عضو اوپک، رویکرد آستانه‌ای پانل) به بررسی اثرات نابرابری درآمدی بر بدهی عمومی دولت در کشورهای عضو اوپک طی دوره ۲۰۱۰ تا ۲۰۱۸ با استفاده از رویکرد آستانه‌ای پانل پرداخته‌اند. نتایج تحقیق آنها نشان می‌دهد که

ارتباط بین نابرابری درآمد و بدهی عمومی دولت در کشورهای عضو اوپک غیرخطی و به‌صورت U شکل است و اثر آستانه‌ای نابرابری درآمد بر بدهی عمومی دولت تأیید می‌شود (Sadeghi Amroabadi & Hooshmandi, 2021).

مداح و جیحون تبار (۱۴۰۰)، در مقاله‌ای با عنوان (تحلیل تجربی اثر نابرابری درآمد بر مخارج عمومی استان‌ها در چارچوب مدل رأی دهنده میانه) به بررسی اثر نابرابری درآمد بر مخارج عمومی در سطح استان‌های کشور در دوره ۱۳۸۵ تا ۱۳۹۷ با استفاده از روش گشتاورهای تعمیم یافته پرداخته‌اند. نتایج مطالعه آنها نشان می‌دهد که افزایش نابرابری درآمدی موجب گسترش مخارج دولت در استان‌های کشور می‌شود (Maddah & Jeyhoontabar, 2022).

زبیدی و همکاران (۱۴۰۳) در مقاله‌ای با عنوان (تأثیر اندازه دولت بر نابرابری توزیع درآمد در استان‌های ایران) با استفاده از داده‌های ۳۰ استان کشور در دوره ۱۳۸۵ تا ۱۴۰۰ و روش گشتاورهای تعمیم‌یافته (GMM) به بررسی این رابطه پرداختند. یافته‌های این پژوهش نشان داد که اندازه دولت استانی، شهرنشینی و تولید ناخالص داخلی سرانه اثر منفی و معناداری بر ضریب جینی شهری دارند؛ درحالی‌که متغیرهایی نظیر بعد خانوار و نسبت وابستگی موجب تشدید نابرابری شده‌اند. این نتایج بر نقش مؤثر ابزارهای مالی و مخارج دولت در تعدیل شکاف‌های درآمدی مناطق شهری تأکید دارد (Zobeidi, Khodapanah, & Montazer Hojat, 2025).

پیرزادی و همکاران (۱۴۰۳) در پژوهشی تحت عنوان (آثار فضایی شمول مالی بر نابرابری درآمد: یک تحلیل بین‌استانی) اثر دسترسی و شمول خدمات مالی را بر نابرابری درآمدی ۳۰ استان ایران طی دوره ۱۳۹۰ تا ۱۴۰۰ با استفاده از رویکرد اقتصادسنجی فضایی مورد بررسی قرار دادند. نتایج مطالعه آن‌ها نشان داد که شمول مالی دارای اثر مستقیم و منفی بر ضریب جینی استان‌هاست و سرریزهای فضایی شمول مالی نیز نقش کاهنده‌ای در نابرابری درآمدی مناطق همجوار ایفا می‌کند؛ هرچند متغیرهای کلان مانند تورم موجب افزایش این نابرابری در سطح استان‌ها شده‌اند (Pirzadi, Soufimajidpour, & Mahmodzadeh, 2025).

مقایسه نتایج مطالعات انجام شده نشان‌دهنده یک خلأ تجربی از بررسی اثر نابرابری اقتصادی بر ابزارهای مالی دولت شامل بدهی عمومی، هزینه و درآمدهای مالیاتی دولت با حضور یک متغیر سیاسی است که این مقاله تلاش دارد تا با پوشش‌دادن آن، ادبیات تجربی در این حوزه را تقویت کند.

۳- روش تحقیق

در این پژوهش در چارچوب ادبیات پژوهش، به‌ویژه مطالعه تجربی (Carrera, Vega, & Toledo, 2024) برای سنجش اثر نابرابری اقتصادی به‌عنوان نماینده ناآرامی اجتماعی بر بدهی دولت (برحسب میلیارد ریال)، درآمدهای مالیاتی (برحسب میلیارد ریال) و هزینه دولت (برحسب میلیارد ریال) در استان‌های ایران در دوره ۱۳۹۰ تا ۱۳۹۹ از معادله رگرسیونی زیر استفاده شده است.

$$y_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 y_{i,t-1} + \beta_2 INEQ_{i,t-1} + \beta_3 INEQ_{i,t-1} shrterm_{i,t} + X_{i,t}\gamma + \mu_i + \varepsilon_{i,t} \quad (۱)$$

در معادله (۱) اندیس‌های t وi به ترتیب بیانگر زمان (سال) و مقاطع (استان)، مقادیرβ پارامترهای مدل، μ_i اثرات غیرقابل مشاهده میان مقاطع و $\varepsilon_{i,t}$ جزاخلال است. $y_{i,t}$ متغیر سیاست مالی در استان i و دوره t است که شامل سه متغیر (سهم بدهی عمومی، هزینه دولت و درآمدهای مالیاتی از تولید ناخالص داخلی) است. اطلاعات آماری سه متغیر وابسته از سالنامه های آماری استانی فصل بیستم - بودجه عمومی استان‌ها استخراج شده است. در این پژوهش به دلیل عدم دسترسی به سهم هر استان از بدهی عمومی از پروکسی کسری بودجه استانی به صورت تفاوت بین اعتبارات تخصیص یافته از تعهدات استان استفاده شده‌است. به طوری که سهم بدهی هر استان (برحسب میلیارد ریال) از تولید ناخالص(برحسب میلیارد ریال) آن استان در بازه مورد مطالعه به صورت زیردر معادله (۲(بدست آمده است:

$$Public\ debt\ share\ of\ GDP_{i,t} = \frac{deficit\ budget_{i,t}}{GDP_{i,t}} * 100 \quad (۲)$$

هزینه‌های دولت (برحسب میلیارد ریال) در هر استان عبارت است از مجموع هزینه جاری و سرمایه‌ای و پرداخت‌های انتقالی هر استان[۶]. سهم هزینه‌های دولت از تولید ناخالص داخلی (برحسب میلیارد ریال) هر استان به‌صورت زیر در معادله (۳) به‌دست‌آمده است:

[۶] در این مطالعه به دلیل در دسترس نبودن پرداخت‌های انتقالی در مجموع این متغیر منظور نشده است.

$$share\ of\ government\ spending\ in\ GDP_{i,t} = \frac{government\ spending_{i,t}}{GDP_{i,t}} * 100 \quad (۳)$$

درآمدهای مالیاتی (برحسب میلیارد ریال) عبارت است از مجموع درآمد حاصل از مالیات بر درآمدها، شرکت‌ها، ثروت، کالاها و خدمات است که سهم درآمدهای مالیاتی هر استان از تولید ناخالص داخلی (برحسب میلیارد ریال) هراستان به‌صورت زیر در معادله (۴) است:

$$Tax\ income\ share\ of\ GDP_{i,t} = \frac{Tax\ income_{i,t}}{GDP_{i,t}} * 100 \quad (۴)$$

$INEQ_{i,t-1}$ به عنوان متغیر توضیحی کلیدی به عنوان شاخصی از ناآرامی اجتماعی در این پژوهش است که با ضریب جینی اندازه‌گیری شده‌است. در الگوی رگرسیونی این پژوهش متغیر توضیحی یک دوره وقفه دارد، زیرا واکنش‌های اجتماعی و سیاسی مرتبط با تغییرات نابرابری ممکن است زمان ببرد تا اتفاق بیافتد. در این پژوهش از ضریب جینی استانی شهری و روستایی مرکز آمار ایران برآورد شده براساس توزیع هزینه استفاده شده است.

متغیر $shrterm_{i,t}$ به عنوان متغیر سیاسی است که نسبت دوره اجرایی را اندازه‌گیری می‌کند. این متغیر براساس اطلاعات حاصل از فصلنامه امور سیاسی از مرکز آمار ایران و براساس مطالعه (Carrera, Vega, & Toledo, 2024) محاسبه شده است. در این متغیر طول دوره که در مخرج کسر قرار دارد برابر با طول دوره ریاست جمهوری یعنی ۴ سال است و صورت کسر نیز مدت زمان باقی مانده از دوره ریاست جمهوری در سال مورد نظر است. هدف از محاسبه این متغیر سنجش اثر سال‌های نزدیک به انتخابات بر تصمیم‌گیری مسئولان است که به صورت زیر در معادله (۵) است:

$$shrterm_{i,t} = 1 - \frac{years\ left\ in\ current\ term_{i,t}}{term\ length_{i,t}} \quad (۵)$$

$X_{i,t}$نماینده متغیرهای کنترلی است که در این مطالعه نرخ تورم به عنوان متغیر کنترلی است که طبق معادله (۶) وارد مدل شده‌است:

$$Inflation_{i,t} = \frac{1+Inflation_{i,t}}{100} \quad (۶)$$

تحلیل اقتصادسنجی معادله (۱) با چندین منبع سوگیری‌های بالقوه مواجه‌است که می‌تواند منجر به برآوردهای مغرضانه و متناقض شود (Nickell, 1981; Kiviet, 1995; Roodman, 2009). راه‌حل‌های همزمان برای مشکلات تحمیل شده توسط: سکون قوی که مشخصه بدهی عمومی است، عبارتند از تغییرات متوسط در طول زمان متغیر وابسته و متغیر توضیحی کلیدی - یعنی ضریب جینی - و رگرسیون‌های بالقوه درونزا. در این راستا، روش‌های برآوردی مختلفی برای مقابله با چنین مشکلاتی و نتایجی که به عنوان نتیجه‌های تضمینی وجود دارد در نظر گرفته‌می‌شوند. اگرچه بر اساس(Roodman, 2009)، اطلاع قبلی از اینکه کدام برآوردگر منجر به سوگیری کمتری در حضور چندین منبع سوگیری بالقوه می‌شود، دشوار است. در این مطالعه از دو روش حداقل مربعات تعمیم یافته امکان‌پذیر (FGLS) و گشتاورهای تعمیم‌یافته (GMM) برای برآورد مدل‌های پژوهش استفاده شده‌است.

ازآنجاکه مشکل واریانس ناهمسانی تأثیر مهمی در برآوردها و استنباط‌های آماری دارد، لازم است وجود یا عدم وجود ناهمسانی واریانس بررسی شود. برای آزمون فرض ناهمسانی واریانس داده‌های پانل می‌توان از آزمون واریانس ناهمسانی نسبت راست‌نمایی[۷] استفاده کرد که در صورت رد فرضیه H_0 وجود واریانس ناهمسانی تایید می‌شود. همچنین باید مشکل خودهمبستگی نیز بررسی شود که می توان از آزمون خودهمبستگی وولدریج[۸] استفاده‌کرد. رد فرضیه صفر، مبنی بر وجود خودهمبستگی است. درصورت تایید این دو مشکل روش حداقل مربعات معمولی اعتبار کافی ندارد. بنابراین می‌توان از روش حداقل مربعات تعمیم‌یافته امکان‌پذیر که در آن مشکل ناهمسانی واریانس و خودهمبستگی رفع شده است برای برآورد استفاده کرد.

در روش GMM آزمون سارگان[۹] بیانگر صحت و اعتبار متغیرهای ابزاری انتخاب شده است که عدم معناداری آن در سطح ۰٫۰۵ صحت و اعتبار ابزارهای انتخاب شده را تایید می‌نماید. آزمون خود همبستگی مرتبه دوم پسماندها AR(2)، دیگر آزمونی است که طبق

[7] Likelihood Rati
[8] Wooldridge
[9] Sargan Test

نظر آرلانو و باند[10] (۱۹۹۱) مدل برآوردی به روش *GMM* باید دارای عدم خودهمبستگی مرتبه دوم باشد. احتمال خودهبستگی مرتبه دوم باید بالاتر از ۰٫۰۵ باشد (Labra Lillo, & Torrecillas, 2018).

۴- برآورد مدل و تفسیر نتایج

قبل از ارائه نتایج برآورد، آماره‌های توصیفی متغیرهای پژوهش مورد تحلیل قرار می‌گیرند که نتایج آن در **جدول ۱** گزارش شده‌است. آمارهای گزارش شده سالنامه های آماری استانی در بازه زمانی مورد بررسی در این پژوهش نشان میدهد نابرابری اقتصادی مناطق شهری با انحراف معیار ۰٫۰۳۷ نشان دهنده اختلاف جزئی در وضعیت نابرابری اقتصادی شهری استان های کشور است و آمار های روستایی حاکی از آن است که نابرابری اقتصادی روستایی استان ها کمتر از مناطق شهری است. دامنه تغییرات متغیر سهم کسری بودجه از GDP به عنوان پروکسی از بدهی عمومی دولت دارای حداکثر مقدار ۱۰٫۸۷ و حداقل ۲۲٫۶۴- است. سایر متغیرها همگی مقادیر مثبت دارند. انحراف معیار شاخص نرخ تورم که در این مطالعه به عنوان شاخص کنترلی است با مقدار ۱۱٫۴۸ نشان دهنده تفاوت بارز در استان ها با یکدیگر در این شاخص است. حاکثر میزان درامدهای مالیاتی دولت در استان های کشور ۳۲٫۱۱ درصد از تولیدناخالص استانی است و حداقل میزان نیز ۰٫۲۱ درصد از تولید استانی است.آماره های توصیفی بیانگر ان است که دولت ها در بازه ی مورد مطالعه به طور میانگین برای استان های کشور ۲٫۱۵ درصد از تولید ناخالص داخلی استانی را هزینه کرده اند. در سالهای مورد مطالعه تفاوت کسری بودجه در استان های ایران حدودا ۲٫۹۳ است.

جدول ۱. آماره‌های توصیفی متغیرهای پژوهش.
مأخذ: نتایج پژوهش.

Table 1. Descriptive statistics of research variables.
Source: Research results.

متغیر	میانگین	حداقل	حداکثر	انحراف معیار	مشاهدات
PUBLIC DEBT(% OF GDP)	-۱٫۰۵۲۱۳۳	-۲۲٫۶۳۷۲۴	۱۰٫۸۷۰۳۰	۲٫۹۲۸۸۹۹	۳۱۰

[10] Arrelano & Bond

GOVERNMENT EXPENSE(% OF GDP)	۲٫۱۵۴۴۱۳	۰٫۱۶۴۰۴۷	۱۲٫۴۹۲۵۸	۱٫۷۶۷۴۱۰	۳۱۰
TAX REVENUES(% OF GDP)	۲٫۶۴۴۴۰۱	۰٫۲۱۵۲۶۶	۳۲٫۱۱۶۵۱	۲٫۲۶۱۲۷۲	۳۱۰
Urban Gini coefficient	۰٫۳۲۲۲۳۰	۰٫۲۳۳۰۰۰	۰٫۴۶۴۹۵۰	۰٫۰۳۶۸۱۴	۳۱۰
Rural Gini coefficient	۰٫۳۰۵۳۳۹	۰٫۱۹۹۹۳۰۰	۰٫۳۸۷۵۶۰	۰٫۰۳۲۶۶۰	۳۱۰
Inflation rate	۲۳٫۲۵۳۰۲	۴٫۰۷۲۸۵۱	۴۶٫۱۳۵۳۵	۱۱٫۴۸۱۵۱	۳۱۰

قبل از برآورد مدل به‌منظور اجتناب از رگرسیون جعلی لازم است تا از مانایی متغیرهای مدل اطمینان حاصل شود. به این منظور از آزمون‌های ریشه واحد لوین، لین و چو (LLC)[11] ، ایم، پسران و شین (IPS)[12] و دیکی فولر تعمیم‌یافته (ADF)[13] استفاده شده است که طبق **جدول ۲**، نتایج بیانگر مانایی تمامی متغیرها در سطح است.

جدول ۲. نتایج آزمون ریشه واحد.
مأخذ: نتایج پژوهش.

Table 2. Unit root test results.
Source: Research results.

متغیرها	آزمون ریشه واحد لوین، لین و چو			آزمون ریشه واحد ایم، پسران و شین			آزمون ریشه واحد دیکی فولر تعمیم‌یافته		
	مقدار آماره آزمون	احتمال	نتیجه	مقدار آماره آزمون	احتمال	نتیجه	مقدار آماره آزمون	احتمال	نتیجه
PUBLIC DEBT(% OF GDP)	۱۵٫۸۸۹۲-	۰٫۰۰۰۰	I(0)	۷٫۳۷۰۰۴-	۰٫۰۰۰۰	I(0)	۱۶۵.۵۱۵	۰٫۰۰۰۰	I(0)
GOVERNMENT	-۱۱٫۹۷۹۳	۰٫۰۰۰۰	I(0)	۷٫۲۸۰۸۳-	۰٫۰۰۰۰	I(0)	۱۷۴٫۲۵۲	۰٫۰۰۰۰	I(0)

[11] Levin, Lin, and Chu
[12] Im, Pesaran and Shin
[13] Augmented Dickey-Fuller

EXPENSE(% OF GDP)									
TAX REVENUES (% OF GDP)	۴٫۳۶۴۱۲-	۰٫۰۰۰۰	I(0)	-۱٫۵۸۵۰۱	۰٫۰۵۲۱	I(0)	۸۰٫۴۲۴۴	۰٫۰۵۱۱	I(0)
Urban Gini coefficient	-۶٫۸۵۶۰۰	۰٫۰۰۰۰	I(0)	۳٫۳۴۵۷-۲	۰٫۰۰۰۴	I(0)	۱۰۶٫۳۸۲	۰٫۰۰۰۴	I(0)
Rural Gini coefficient	-۴٫۱۰۵۲۹	۰٫۰۰۰۰	I(0)	۲٫۴۷۲۲۶-	۰٫۰۰۶۷	I(0)	۱۰۰٫۳۸۵	۰٫۰۰۱۵	I(0)
Shrterm (%)	-۱۲٫۶۶۰۷	۰٫۰۰۰۰	I(0)	۹٫۷۴۸۴۲-	۰٫۰۰۰۰	I(0)	۲۳۰.۳۵۱	۰٫۰۰۰۰	I(0)
Inflation rate	-۱۲٫۹۱۴۰	۰٫۰۰۰۰	I(0)	۴٫۶۳۷۳۱-	۰٫۰۰۰۰	I(0)	۱۳۰٫۸۷۲	۰٫۰۰۰۰	I(0)

در استفاده از داده‌های ترکیبی اولین سؤالی که با آن مواجه هستیم آن است که آیا اساساً مدل دارای ماهیت پانل یا تجمیعی است؟ در این مطالعه با انجام آزمون F لیمر[14] و رد فرضیه H_0، در تمامی مدل‌های برآوردی، پانل بودن ماهیت مدل ها تایید می‌شود. با توجه به اطمینان از پانل بودن داده‌ها با استفاده از آزمون هاسمن[15] (۱۹۷۸)، به بررسی روش برآورد مدل‌ها که می‌بایست با استفاده از روش پانل با اثرات ثابت[16] (FE) یا روش پانل با اثرات تصادفی[17] (RE) صورت گیرد پرداخته شده‌است. که با رد فرضیه صفر در تمامی مدل‌ها، روش پانل با اثرات ثابت در تمامی مدل‌ها تایید شد. نتایج این آزمون در **جدول ۳** گزارش شده است.

[14] F. Limer
[15] Hausman
[16] Fixed effects
[17] Random effects

جدول ۳. آزمون F لیمر و هاسمن.
مأخذ: نتایج پژوهش.

Table 3. Limer's F test and Hausman.
Source: Research results.

متغیر وابسته	مدل	آزمون F لیمر			آزمون هاسمن		
		مقدار آماره	احتمال	نتیجه	مقدار آماره	احتمال	نتیجه
PUBLIC DEBT(% OF GDP)	۱	۸٫۰۸۹۷۸۰	۰٫۰۰۰۰	پانل	۲۲۵٫۵۵۵۸	۰٫۰۰۰۰	اثرات ثابت
	۲	۸٫۱۲۸۱۲۲	۰٫۰۰۰۰	پانل	۲۲۰٫۳۹۴۷	۰٫۰۰۰۰	اثرات ثابت
GOVERNMENT EXPENSE(% OF GDP)	۳	۳٫۷۵۳۱۴۳	۰٫۰۰۰۰	پانل	۱۱۰٫۸۴۹۵	۰٫۰۰۰۰	اثرات ثابت
	۴	۳٫۶۳۰۰۵۲	۰٫۰۰۰۰	پانل	۱۰۷٫۲۸۶۱۸۰	۰٫۰۰۰۰	اثرات ثابت
TAX REVENUES(% OF GDP)	۵	۳٫۶۵۱۴۶۶	۰٫۰۰۰۰	پانل	۱۰۹٫۰۹۸۰	۰٫۰۰۰۰	اثرات ثابت
	۶	۳٫۴۶۱۰۸۸	۰٫۰۰۰۰	پانل	۱۰۳٫۳۴۷۲	۰٫۰۰۰۰	اثرات ثابت

ماهیت داده‌های پانل ایجاب می‌کند این‌گونه داده‌ها به‌احتمال زیاد مشکل ناهمسانی واریانس داشته باشد. ازآنجاکه مشکل واریانس ناهمسانی تأثیر مهمی در برآوردها و استنباط‌های آماری دارد، لازم است قبل از هر برآوردی وجود یا عدم وجود ناهمسانی واریانس بررسی شود. نتایج آزمون واریانس ناهمسانی بیانگر رد فرضیه H_0 در تمامی مدل‌ها و تایید وجود واریانس ناهمسانی است. همچنین مشکل خودهمبستگی نیز بررسی شد که وجود خودهمبستگی در تمامی مدل‌ها با رد فرضیه صفر تایید شد. با توجه به نتایج به دست آمده، روش حداقل مربعات معمولی اعتبار کافی ندارد.

در ادامه با تأیید I(0) بودن تمامی متغیرهای پژوهش و پانل بودن داده‌ها با اثرات ثابت، معادله (۱) براساس مطالعه (Carrera, Vega, & Toledo, 2024) در ۶ تصریح متفاوت با روش حداقل مربعات تعمیم‌یافته امکان‌پذیر (FGLS) و روش گشتاورهای تعمیم‌یافته (GMM) برآورد شده است. نتایج تخمین در ۶ تصریح متفاوت در **جدول ٤** گزارش شده است که بر اساس آن‌ها می‌توان اثر نابرابری اقتصادی را بر متغیرهای بدهی عمومی، هزینه‌های دولت و درآمدهای مالیاتی در استان‌های ایران را مورد تحلیل قرارداد.

نتایج حاصل از برآوردها نشان می‌دهد که اثر نابرابری اقتصادی شهری و روستایی بر بدهی عمومی دولت از روش GMM، مثبت و معنادار است. به عبارتی با افزایش نابرابری اقتصادی در استان‌های ایران بدهی دولت افزایش‌یافته که این افزایش از لحاظ آماری معنادار است. طبق ادبیات اقتصادی، اثر نابرابری اقتصادی بر بدهی دولت زمانی مثبت است که با افزایش نابرابری اقتصادی، ریسک درآمد نیز افزایش‌یافته و در نتیجه انگیزه دولت برای استقراض افزایش می‌یابد. در واقع بدهی دولت نتیجه سیاست‌های دولت در مواجه با نابرابری اقتصادی است. دولت به‌وسیله افزایش کسری بودجه به‌عنوان پروکسی از بدهی عمومی تلاش می‌کند ناآرامی اجتماعی ناشی از نابرابری اقتصادی و افزایش تقاضا در جامعه را جبران نمایند.

نتایج اثر نابرابری اقتصادی شهری در تعامل با متغیر سیاسی نسبت دوره اجرایی ($INEQ_{i,t-1} * shrterm_{i,t}$)، از روش GMM بر بدهی عمومی مثبت و معنادار است. شاخص نابرابری اقتصادی روستایی در تعامل با نسبت دوره اجرایی بر بدهی دولت اثر منفی و معناداری دارد. نتایج حاکی از آن است که دولت در بازه مورد مطالعه با افزایش ناآرامی‌های ناشی از نابرابری اقتصادی شهری به طور معناداری بدهی خود را افزایش می‌دهد تا از مواجه با ناآرامی‌ها اجتناب کند و هم شانس خود را برای انتخاب مجدد افزایش دهد. از لحاظ نظری زمانی اثر نابرابری بر بدهی دولت مثبت است که با افزایش نابرابری اقتصادی، مصرف کل و وصول درآمدهای مالیاتی کاهش یافته و از طرفی تقاضای جبرانی در جامعه افزایش یابد که بی‌ثباتی را به دنبال دارد. سیاست دولت در مواجه با بی‌ثباتی حاصل از نابرابری در نزدیک انتخابات، افزایش کسری بودجه دولت است. اثر نابرابری اقتصادی شهری بر هزینه‌های دولت منفی و معنادار است به‌طوری‌که با افزایش نابرابری شهری، دولت هزینه‌های خود را کاهش می‌دهد که برخلاف تئوری‌های اقتصادی است. اثر نابرابری اقتصادی مناطق روستایی بر هزینه دولت مثبت و معنادار است.

این نتایج حاکی از آن است که دولت در مواجه با ناآرامی‌های شهری و روستایی سیاست متفاوتی را اتخاذ می‌کند به‌طوری‌که دولت در مواجه با افزایش نابرابری اقتصادی روستایی و جهت اجتناب از بی‌ثباتی ناشی از آن هزینه‌های خود را افزایش می‌دهد. نتیجه به‌دست‌آمده را به نظر باید در سیاست دوگانه دولت در مواجه با نابرابری‌های شهری و روستایی بررسی کرد. در سال‌های موردمطالعه و دولت‌های مستقر سیاست فقرزدایی روستایی را از طریق افزایش مخارج عمرانی دنبال نموده‌اند که نتیجه به‌دست‌آمده را توجیه می‌کند.

نابرابری شهری و روستایی در تعامل با متغیر سیاسی نسبت دوره اجرایی ($INEQ_{i,t-1} * shrterm_{i,t}$) بر هزینه دولت به ترتیب اثر مثبت و منفی معناداری دارد. اثر نابرابری اقتصادی شهری بر درآمدهای مالیاتی مثبت و معنادار است که علامت آن برخلاف ادبیات نظری به دست آمده‌است. همچنین اثر نابرابری شهری در تعامل با نسبت دوره اجرایی(urban Gini coefficient(- 1)*Shrterm) بر درآمدهای مالیاتی منفی و معناداراست که مطابق با ادبیات نظری و نشان دهنده ملاحظات سیاسی دولت در اتخاذ سیاستگذاری‌های اقتصادی است. با افزایش نابرابری اقتصادی روستایی به طور معناداری درآمدهای مالیاتی کاهش یافته که مطابق با تئوری‌های نظری است و نشان می دهد که دولت در مواجه با ناآرامی‌های اجتماعی که ناشی از نابرابری‌های اقتصادی است، اقدام به کاهش مالیات‌ها می‌نمایند در جهت کاهش نارضایتی‌های اجتماعی و جلب رضایت مردم است.اثر نرخ تورم به‌عنوان متغیر کنترلی بر تمامی ابزارهای مالی مور مطالعه در این پژوهش منفی و معنی‌دار است.

جدول ۴. نتایج برآورد از دو روش FGLS و GMM
مأخذ: نتایج پژوهش.
اعداد داخل پرانتز در روش FGLS احتمال آماره Z و در روش GMM احتمال آماره t را گزارش می‌کند.
تمام برآوردها با اثرات ثابت است.

Table 4. Estimation results from two FGLS and GMM methods
Source: Research results.
The numbers in parentheses report the probability of the Z statistic in the FGLS method and the probability of the t statistic in the GMM method.
All estimates are with fixed effects.

۶	۵	۴	۳	۲	۱	
GMM	FGLS	GMM	FGLS	GMM	FGLS	Method
TAX REVENUES(% OF GDP)		GOVERNMENT EXPENSE(% OF GDP)		PUBLIC DEBT(% OF GDP)		Variables
-۰٫۱۳۰۴۹۳ (۰٫۰۰۰۰)	۰٫۲۲۱۷۰۲۲ (۰٫۰۰۰)	-۰٫۰۶۴۸۳۷ (۰٫۰۰۰۰)	۰٫۲۸۱۷۶۰۵ (۰٫۰۰۰)	-۰٫۱۹۹۱۲۰ (۰٫۰۰۰۰)	۰٫۳۹۹۰۷۴۲ (۰٫۰۰۰)	Dependent variable(-1)
۱۲٫۴۸۹۵۱ (۰٫۰۰۰۰)	-۱٫۷۲۱۸۳۴ (۰٫۳۶۱)	-۱۴٫۳۶۶۰۰ (۰٫۰۰۰۰)	۱٫۶۵۷۹۲۳ - (۰٫۴۰۵)	۱۵٫۱۷۶۳۷ (۰٫۰۰۰۰)	-۴٫۴۳۱۱۹ (۰٫۲۲۸)	urban Gini coefficient(-1)

Rural Gini coefficient(-1)	۲٫۵۲۱۱۸۹ (۰٫۵۴۶)	۱۵٫۵۱۶۱۸ (۰٫۰۰۰۰)	۴٫۷۷۵۹۲۶ (۰٫۰۲۰)	۱۵٫۹۰۲۴۹ (۰٫۰۰۰۰)	-۰٫۱۲۷۸۰۶۱ (۰٫۹۴۹)	-۱۳٫۴۹۷۰۱ (۰٫۰۰۰۰)
urban Gini coefficient(-1)* Shrterm (%)	۳٫۴۱۲۹۱ (۰٫۴۸۸)	۲۷٫۲۵۱۷۷ (۰٫۰۰۰۰)	۵٫۲۱۵۴۰۸ (۰٫۰۳۶)	۳۴٫۹۴۱۱۰ (۰٫۰۰۰۰)	۰٫۴۶۷۸۳۳۷ - (۰٫۸۵۲)	-۵٫۱۰۵۹۹۰ (۰٫۰۰۰۲)
Rural Gini coefficient(-1)* Shrterm (%)	-۴٫۱۲۱۴۲۳ (۰٫۴۳۰)	۳۲٫۵۱۶۹۰ - (۰٫۰۰۰۰)	۶٫۶۹۲۵۴۱ - (۰٫۰۱۱)	-۳۸٫۸۰۲۶۴ (۰٫۰۰۰۰)	۰٫۶۹۹۲۵۰۲ (۰٫۷۹۶)	۷٫۷۲۸۳۷۰ (۰٫۰۰۰۰)
Inflation rate	۰٫۲۶۴۰۳۵۶ - (۰٫۶۲۹)	۰٫۰۰۴۶۱۲ (۰٫۹۸۶۱)	-۱٫۴۲۰۹۲۷ (۰٫۰۰۰)	۲٫۹۵۹۴۹۸ - (۰٫۰۰۰۰)	-۱٫۱۲۵۶۰۲ (۰٫۰۰۰)	۴٫۵۲۰۷۸۴ - (۰٫۰۰۰۰)
observations	۳۰۹	۲۴۸	۳۰۹	۲۴۸	۳۰۹	۲۴۸
Number of provinces	۳۱	۳۱	۳۱	۳۱	۳۱	۳۱
Number of instruments	-	۳۰	-	۳۰	-	۳۰
Statistics-wald	۶۷٫۴۸	-	۶۴٫۱۲	-	۶۶٫۵۶	-
Wald-p value	۰٫۰۰۰۰	-	۰٫۰۰۰۰	-	۰٫۰۰۰۰	-
Sargan p-value	-	۰٫۳۷۹۲۲۲	-	۰٫۳۳۷۳۰۴	-	۰٫۵۶۱۲۵۰
AR(2) p-value	-	۰٫۸۲۱۵	-	۰٫۷۳۳۱	-	۰٫۳۵۹۵

۵- نتیجه‌گیری و پیشنهادات

در این پژوهش سیاست اتخاذی دولت در واکنش به ناآرامی‌های اجتماعی با درنظرگرفتن بالابردن شانس خود برای انتخاب مجدد در انتخابات موردمطالعه قرار گرفته است. در این راستا و برای سنجش این واکنش اثر نابرابری اقتصادی به‌عنوان نماینده ناآرامی اجتماعی بر بدهی دولت، درآمدهای مالیاتی و مخارج دولت مورد بررسی قرار گرفته است. نمونه آماری

در این پژوهش ۳۱ استان ایران در دوره ۱۳۹۰ تا ۱۳۹۹ است. برآورد الگوی رگرسیونی این پژوهش در ۶ تصریح متفاوت از دور روش حداقل مربعات تعمیم‌یافته امکان‌پذیر و گشتاورهای تعمیم‌یافته انجام شده است. برای ارزیابی سیاست دولت در مواجه با ناآرامی‌های اجتماعی از ضریب جینی شهری و روستایی به‌صورت تفکیک شده استفاده است.

در مجموع یافته‌های پژوهش نشان می‌دهد که سیاست دولت در مواجه با ناآرامی‌های ناشی از افزایش نابرابری اقتصادی شهری و روستایی متفاوت است. طبق نتایج حاصل از تخمین مدل‌های مختلف افزایش نابرابری اقتصادی شهری استان‌های ایران به طور معناداری کسری بودجه دولت را افزایش می‌دهد که نتیجه به‌دست‌آمده بامطالعه (Carrera, Vega, & Toledo, 2024) تطابق دارد. همچنین افزایش نابرابری روستایی بر کسری بودجه و هزینه‌های دولت به طور معناداری اثر مثبت دارد. رابطه مثبت بین نابرابری درآمدی و کسری بودجه و هزینه‌های دولت بیانگر آن است که سیاست دولت در مواجه با ناآرامی اجتماعی ناشی از نابرابری اقتصادی ایجاد کسری بودجه و افزایش هزینه‌های دولت در جهت کاهش نابرابری‌ها است. بدین ترتیب با افزایش نابرابری‌های اقتصادی ایجاد کسری بودجه و افزایش هزینه‌های دولت قابل‌توجیه است و این رابطهٔ مثبت ناشی از سیاست دولت در مواجه با ناآرامی‌های اجتماعی است. اثر نابرابری اقتصادی شهری بر درآمدهای مالیاتی مثبت و معنادار به‌دست‌آمده است برخلاف ادبیات اقتصادی است. طبق ادبیات اقتصادی با افزایش نابرابری اقتصادی مصرف کل کاهش می‌یابد و حتی اگر در شرایط خاص سرمایه‌گذاری افزایش یابد باز هم کاهش مصرف کل را جبران نخواهد کرد؛ لذا وصول درآمدهای مالیاتی کاهش می‌یابد. حال می‌توان نتیجه به‌دست‌آمده را به این صورت می‌توان توجیه کرد که در سال‌های اخیر سیاست دولت در تأمین درآمدهایش از درآمدهای نفتی به سمت درآمدهای مالیاتی متمایل شده است که به نظر این تمایل به‌صورت دستوری و حتی به قیمت ازدست‌دادن حمایت مالیان دهندگان کلان اجرا شده است. از طرفی در مناطق شهری استان‌ها به دلیل اینکه در این مطالعه انواع درآمدهای مالیاتی از جمله مالیات بر کالاها و درآمد نیز شامل می‌شود به طبع درآمدهای مالیاتی شهری از درآمد مالیاتی روستایی بیشتر خواهد بود. در مقابل افزایش نابرابری روستایی به طور معناداری درآمدهای مالیاتی دولت را کاهش می‌دهد. اثر نابرابری اقتصادی شهری در تعامل با متغیر سیاسی نسبت دوره اجرایی(urban Gini coefficient(-1)*Shrterm) بر بدهی دولت و هزینه‌ها مثبت و بر درآمدهای مالیاتی منفی است. درحالی‌که افزایش نابرابری در مناطق روستایی در تعامل

با نسبت اجرایی (Rural Gini coefficient(-1)*Shrterm) به طور معناداری بدهی و هزینه دولت را کاهش و درآمدهای مالیاتی دولت را افزایش می‌دهد.

پژوهش صورت‌گرفته در راستای ادبیاتی است که چگونگی تعامل نابرابری و چرخه سیاسی با متغیرهای مالی را تحلیل می‌کند. رویکرد تجربی این مطالعه ثابت‌کنندهٔ این استدلال است که سیاست‌گذاران برای حفظ ثبات اجتماعی در راستای افزایش شانس باقی‌ماندن در سمت خود کسری بودجه دولت را در مناطق شهری و کسری بودجه و هزینه دولت را در مناطق روستایی استان‌ها افزایش می‌دهند. نتایج تجربی این مطالعه نشان می‌دهد که دولت‌ها استفاده از کسری بودجه دولت در مناطق شهری و هزینه دولت روستایی استان‌ها را برای مواجه با افزایش غیرمنتظره نابرابری‌ها انتخاب می‌کنند تا شانس انتخاب مجدد خود را به حداکثر برسانند. مقایسه نتایج این مطالعه با مطالعات قبلی مانند (Carrera, Vega, & Toledo, 2024) بیانگر آن است که دولت کشورهای مورد بررسی در پژوهش آنها که مجموعه‌ای از کشورهای توسعه‌یافته و درحال‌توسعه است، در واکنش به ناآرامی‌های اجتماعی از صدور بدهی عمومی استفاده کرده‌اند که بیانگر نتیجه یکسان با پژوهش پیشرو در افزایش کسری بودجه در واکنش به ناآرامی‌های مناطق شهری استان‌های ایران است. با این توضیح که در این مطالعه به دلیل نبود اطلاعات بدهی عمومی از پروکسی کسری بودجه به‌جای بدهی عمومی استفاده شده است و همچنین نابرابری به‌صورت استانی و تفکیک به مناطق شهری و روستایی بررسی شده است. در ادامه توصیه‌های سیاستی برای پژوهش‌های آتی و پیشنهادهای کاربردی ارائه می‌شود:

۱- استفاده از متغیرهای نرخ بیکاری و سهم یک درصد درآمدهای برتر به عنوان نماینده‌های ناآرامی‌های اجتماعی.

۲- استفاده از متغیرهای کنترلی مثل مقررات تجارت و تعداد قوانین مالی در راستای سنجش اثر آن بر سیاست‌گذاری دولتمردان.

۳- پررنگ کردن بعد سیاسی مطالعه از طریق در نظر گرفتن دوره‌های مختلف ریاست جمهوری و مقایسه عملکرد دولت‌ها.

۴- جدا کردن انگیزه‌های فرصت طلبانه انتخابات با حذف متغیر سیاسی در بررسی واکنش‌ها به نابرابری‌ها.

۵- سنجش و مطالعه میزان دسترسی و استفاده دولت‌ها از بازارهای سرمایه بین‌المللی با بررسی تعامل نابرابری، چرخه سیاسی و باز بودن حساب ملی در واکنش به نابرابری‌ها.

۶-تخصیص اعتبارات سرمایه‌ای و هزینه‌ای در جهت گسترش خدمات عمومی و زیرساخت‌ها در استان‌های کشور.
۷- توسعه سیاست مالی پایدار در جهت اجرای سیاست‌های مالی بر پایه بودجه پایدار.
۸- استقلال نظام مالیاتی به منظور جلوگیری از تغییرات ناگهانی در قوانین مالیاتی قبل از انتخابات.
۹- تنظیم هزینه‌های دولت و بهبود مدیریت بودجه به منظور توزیع عادلانه تر منابع و کاهش نابرابری در استان‌های کشور.
۱۰-آموزش عمومی در جهت آگاه‌سازی درباره روش صحیح برخورد با وعده‌های انتخاباتی و تاثیر آن بر بودجه.

Acknowledgments: The authors would like to acknowledge the valuable comments and suggestions of the reviewers, which have improved the quality of this paper.
Conflict of Interest: The authors declare no conflict of interest.
Funding: The authors received no financial support for the research, authorship, and publication of this article.

Reference

Abdullah Milani, M., Parvin, S., & Sidi, K. (2017). The Exponential Structure of Income Tax and Its Effect on Income Inequality in the Provinces of The Country. *Journal of Economics*, 17(66), 1-22. https://doi.org/10.22054/joer.2017.8200 [In Persian]

Abunouri, I., Karimi Patanlar, S., & Mardani, M. R. (2010). The effect of financial policy on macroeconomic variables of Iran's economy: an approach of vector autoregression. *Economic Research Journal*, 10(38), 117-143. https://joer.atu.ac.ir/article_2747.html [In Persian]

Aidt, T. S., & Mooney, G. (2014). Voting suffrage and the political budget cycle: Evidence from the London Metropolitan Boroughs 1902–1937. *Journal of public economics*, *112*, 53-71.

Akbari, N., Farahmand, S., & Jamali, S. (2011). Spatial Analysis of the Effect of Government's Fiscal Policy on Income Distribution Inequality in

Iran: (GWR Approach). *Quantitative Economic Research Quarterly*,8(3),1-26. https://jqe.scu.ac.ir/article_10591.html [In Persian]

Arellano, M., & Bond, S. (1991). Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations. *The review of economic studies*, *58*(2), 277-297.

Azzimonti, M., De Francisco, E., & Quadrini, V. (2014). Financial globalization, inequality, and the rising public debt. *American Economic Review*, *104*(8), 2267-2302.

Bohn, F., & Veiga, F. J. (2019). Elections, recession expectations and excessive debt: an unholy trinity. *Public Choice*, *180*(3), 429-449.

Campomanes, I. P. (2024). The political economy of inequality, mobility and redistribution. *Journal of Macroeconomics*, *79*, 103585.

Carrera, J., & de la Vega, P. (2021). The impact of income inequality on public debt. *The Journal of Economic Asymmetries*, *24*, e00216.

Carrera, J., de la Vega, P., & Toledo, F. (2024). Income inequality and fiscal policy over the political cycle. *Empirical Economics*, *66*(1), 301-325.

Dadgar, Y., & Mahmoodvand, H. (2022). Analyzing the relationship between inequality and social unrest: Iran and the selected countries. *The Journal of Economic Studies and Policies*, *9*(1), 116-141.https://doi.org/10.22096/esp.2022.125080.1333 [In Persian]

Drazen, A., & Eslava, M. (2006). Pork barrel cycles.

Giacobbe, P., Ordine, P., & Rose, G. (2024). The effects of relaxing fiscal rules on Political Budget Cycle: A difference-in-discontinuities analysis on Italian municipalities. *Electoral Studies*, *88*, 102761.

Hindriks, J., & Myles, G. D. (2013). *Intermediate public economics*. MIT press.

Iran Statistics Center, Provincial Statistical Yearbooks, Chapter 20, General Budget of Provinces. https://amar.org.ir [In Persian]

Iran Statistics Center, Provincial Statistical Yearbooks, Chapter 21, Household Income and Expenses. https://amar.org.ir [In Persian]

Iran Statistics Center, Statistical Yearbooks, Chapter 25, Political Affairs. https://amar.org.ir [In Persian]

Jafari Samimi, A. (2004). *Public Sector Economics (1)*: Semit Publications. [In Persian]

Kiviet, J. F. (1995). On bias, inconsistency, and efficiency of various estimators in dynamic panel data models. *Journal of econometrics*, *68*(1), 53-78.

Labra Lillo, R., & Torrecillas Bautista, C. (2018). Estimating dynamic Panel data. A practical approach to perform long panels.

Lustig, N., Pessino, C., & Scott, J. (2014). The impact of taxes and social spending on inequality and poverty in Argentina, Bolivia, Brazil, Mexico, Peru, and Uruguay: Introduction to the special issue. *Public Finance Review*, *42*(3), 287-303.

Maddah, M., & Jeyhoon-Tabar, F. (2022). The empirical analysis of the effect of income inequality on the public expenditures of the provinces using the Middle Voter Model. *The Journal of Economic Policy*, *13*(26), 259-285. https://ep.yazd.ac.ir/article_2689.html?lang=fa [In Persian]

Mehrani, S., Moradi, M., & Esmaeili, S. (2022). Identifying the Components of Public Sector Debt Reporting in Iran. *Empirical Research in Accounting*, *12*(1), 181-200.https://jera.alzahra.ac.ir/article_6234.html [In Persian]

Munir, K., & Sultan, M. (2017). Macroeconomic determinants of income inequality in India and Pakistan. *Theoretical & Applied Economics*, *24*(4).

Nickell, S. (1981). Biases in dynamic models with fixed effects. *Econometrica: Journal of the econometric society*, 1417-1426.

Noor Mohammadi, K., Arab mazar, A., Mehregan, N., & Partoyi, B. (2021). An Analysis of Government Expenditures Influences on Income Inequality in Provinces of Iran (Using the Generalized Method of Moments. *Journal of financial economics and development*, 14(53), 1-19. https://www.sid.ir/paper/387025/fa [In Persian]

Nordhaus, W. D. (1975). The political business cycle. *The review of economic studies*, *42*(2), 169-190.

Pirzadi, M., Soufimajidpour, M., & Mahmodzadeh, M. (2025). The spatial effects of financial inclusion on income inequality: A cross-provincial analysis. *Quarterly Journal of Quantitative Economics (JQE)*, Articles in Press. https://doi.org/10.22055/jqe.2024.48106.2665 [In Persian]

Ram, R. (1988). Economic development and income inequality: Further evidence on the U-curve hypothesis. *World Development*, *16*(11), 1371-1376.

Rogoff, K. S. (1987). Equilibrium political budget cycles.

Rogoff, K., & Sibert, A. (1988). Elections and macroeconomic policy cycles. *The review of economic studies*, *55*(1), 1-16.

Roodman, D. (2009). How to do xtabond2: An introduction to difference and system GMM in Stata. *The stata journal*, *9*(1), 86-136.

Sadeghi, A. B., & Hooshmandi, H. (2021). Analyzing the effects of income inequality on public debt in OPEC member states by threshold panel. *Quarterly journal of researches and economic policies*, 29 (97) :313-335. http://qjerp.ir/article-1-2746-fa.html [In Persian]

Sadeghi Amroabadi, B. S., & Kazemi, E. (2021). The Effects of Good Governance and Political Cycles on the Changes of Liquidity and Budget Deficit in Iranian Economy. *Economic researches of Iran*, 27(90), 171-207. https://doi.org/10.22054/ijer.2022.56081.913 [In Persian]

Sadeghi, S. K., Beheshti, M. B., Ranjpour, R., & Ebrahimi, S. (2017). Fiscal policies and income distribution in Iran: FAVAR approach. *Economic Modeling*, *11*(39), 75-98. https://journals.iau.ir/article_600434.html [In Persian]

Schaltegger, C. A., & Weder, M. (2014). Austerity, inequality and politics. *European journal of political economy*, *35*, 1-22.

Shakeri, A. (2011). *Macroeconomic Issues*. Rafee Publications. [In Persian]

Shi, M., & Svensson, J. (2006). Political budget cycles: Do they differ across countries and why?. *Journal of public economics*, *90*(8-9), 1367-1389.

Ulu, M. I. (2018). The effect of government social spending on income inequality in OECD: A panel data analysis. *Uluslararası Ekonomi Siyaset İnsan ve Toplum Bilimleri Dergisi*, *1*(3), 184-202.

Veiga, F. J., Veiga, L. G., & Morozumi, A. (2017). Political budget cycles and media freedom. *Electoral Studies*, *45*, 88-99.

Viegas, M., & Ribeiro, A. P. (2013). Welfare-improving government behavior and inequality in a heterogeneous agents model. *Journal of Macroeconomics*, *37*, 146-160.

Zobeidi, M., Khodapanah, M., & Montazer Hojat, A. H. (2025). The effect of government size on the inequality of income distribution in the provinces of Iran. *Quarterly Journal of Quantitative Economics (JQE)*, Articles in Press. https://doi.org/10.22055/jqe.2024.46837.2627 [In Persian]

فصلنامه‌ی اقتصاد مقداری (بررسی‌های اقتصادی سابق) تابستان ۱۴۰۵ ۲۳(۲) ۲۰۶-۱۷۹



فصلنامه‌ی اقتصاد مقداری

صفحه‌ی اصلی وب سایت مجله:
www.jqe.scu.ac.ir
شاپا الکترونیکی: ۴۲۷۱-۲۷۱۷
شاپا چاپی: ۵۸۵۰-۲۰۰۸

تاثیر اندازه دولت بر نابرابری توزیع درآمد در استان های ایران

محسن زبیدی *، مسعود خداپناه**، امیرحسین منتظرحجت***

* کارشناسی ارشد، گروه اقتصاد، دانشکده ی اقتصاد و علوم اجتماعی، دانشگاه شهید چمران اهواز، اهواز، ایران.
** دانشیار اقتصاد، دانشکده ی اقتصاد و علوم اجتماعی، دانشگاه شهید چمران اهواز، اهواز، ایران(نویسنده‌ی مسئول).
*** دانشیار اقتصاد، دانشکده ی اقتصاد و علوم اجتماعی، دانشگاه شهید چمران اهواز، اهواز، ایران.

اطلاعات مقاله

تاریخ دریافت: ۲۱ اردیبهشت ۱۴۰۳
تاریخ بازنگری:۱۶ تیر ۱۴۰۳
تاریخ پذیرش: ۲۶ آبان ۱۴۰۳

ارتباط با نویسنده مسئول:
ایمیل: khodapanah@scu.ac.ir
0000-0003-2085-0590

آدرس پستی: اهواز، بلوار گلستان، دانشگاه شهید چمران اهواز، دانشکده اقتصاد و علوم اجتماعی، گروه اقتصاد، کد پستی: ۹۳۱۱۳-۶۱۳۵۷

طبقه‌بندی JEL: C22, D63, H50

واژگان کلیدی:
اندازه دولت، ضریب جینی، GMM، شاخص توسعه انسانی

اطلاعات تکمیلی:
این مقاله برگرفته از پایان نامه ارشد آقای محسن زبیدی در رشته اقتصاد نظری به راهنمایی دکتر مسعود خداپناه در دانشگاه شهید چمران اهواز است.

قدردانی: از تمامی افراد و موسساتی که در انجام این تحقیق مولف را مساعدت نمودند، قدردانی می‌شود.
تضاد منافع: نویسندگان مقاله اعلام می‌کنند که در انتشار مقاله ارائه شده تضاد منافعی وجود ندارد.
منابع مالی: نویسنده‌ها هیچگونه حمایت مالی برای تحقیق، تألیف و انتشار این مقاله دریافت نکرده‌اند.

چکیده

یکی از مباحث مهم در اقتصاد منطقه‌ای، چگونگی توزیع منابع و امکانات کشور در بعد فضایی و جغرافیایی می‌باشد، به گونه‌ای که منجر به تعادل در بین مناطق گردد و از جمله شاخص‌های عدم تعادل در بین مناطق، نابرابری درآمد است. توزیع نابرابر درآمد و ثروت در جامعه سبب بروز مشکلات بسیاري در حوزه‌های اقتصادي، اجتماعي و سیاسي می‌شود. ازاین‌رو یکي از وظایف اقتصادي دولت، بهبود توزیع درآمد است. سیاست‌های مالي دولت می‌تواند در کاهش نابرابري و توزیع مجدد درآمد مؤثر باشد. ابزار دولت برای اجرای این سیاست در استان‌ها، میزان مخارج دولت به در هر استان است. هدف از این پژوهش بررسی تأثیر اندازه دولت بر توزیع درآمد در استان‌های ایران است. این پژوهش از نظر هدف، ماهیت، زمان و روش گردآوری داده‌ها به ترتیب کاربردی، کمی، پنل دیتا و کتابخانه‌ای است. بدین منظور از شاخص ضریب جینی نقاط شهری به‌عنوان شاخص نابرابری درآمد استفاده شده است. داده‌های این پژوهش ۳۰ استان ایران (به‌جز البرز) را طی سال‌های ۱۳۸۵ تا ۱۴۰۰ پوشش می‌دهد. جهت برآورد تأثیر اندازه دولت استانی بر توزیع درآمد در استان‌های ایران در این پژوهش از روش گشتاورهای تعمیم‌یافته (GMM) استفاده شده است. نتایج برآورد الگوی پژوهش نشان داد در سطح اطمینان ۹۵ درصد اندازه دولت استانی، نسبت شهرنشینی و تولید ناخالص داخلی سرانه بر سطح نابرابری درآمد استان‌ها اثر منفی و معنادار دارند. همچنین نتایج نشان داد در سطح اطمینان ۹۵ درصد متوسط بعد خانوار، نسبت وابستگی جمعیت و تراکم جمعیت اثر مثبت و معناداری بر ضریب جینی داشته‌اند.

ارجاع به مقاله:

زبیدی، محسن.، خداپناه، مسعود و منتظرحجت، امیرحسین. (۱۴۰۵). تاثیر اندازه دولت بر نابرابری توزیع درآمد در استان های ایران. *فصلنامه‌ی اقتصاد مقداری (بررسی‌های اقتصادی سابق)*، ۲۳(۲)، ۲۰۶-۱۷۹.

10.22055/jqe.2024.46837.2627

© 2026 Shahid Chamran University of Ahvaz, Ahvaz, Iran. This article is an open access article distributed under the terms and conditions of the Creative Commons Attribution-NonCommercial 4.0 International (CC BY-NC 4.0 license) (http://creativecommons.org/licenses/by-nc/4.0/)

۱- مقدمه

از موضوعات اصلی که همواره در گفتمان‌های اقتصادی و سیاسی و همچنین در مباحث دانشگاهی مطرح است، نابرابری درآمد و نقش سیاست‌های توزیع مجدد می‌باشد. از دیدگاه اقتصادی، سیاسی و اجتماعی نابرابری درآمد غالباً نشان‌دهنده وجود فاصله طبقاتی میان دهک‌های مختلف درآمدی در یک جامعه است که باعث ایجاد مشکلات مختلف اقتصادی و اجتماعی می‌گردد (Chetty et al, 2016). از دهه ۱۹۷۰ اقتصاددانان مستندات بسیاری از تأثیرات نامطلوب اجتماعی و اقتصادی نابرابری درآمد بر رشد اقتصادی، رفاه، فقر، درگیری

و انسجام اجتماعی (Anderson et al, 2017)، تعداد جرائم (Mehregan & Garshasbi Fakhr, 2008)، مشکلات اجتماعی، روانی و جسمانی (Wilkinson & Pickett, 2009)، سرمایه‌گذاری و عدم ثبات سیاسی (Ortiz & Cummins, 2011) ارائه داده‌اند.

این درحالی ست که سیاست‌های مالی دولت می‌تواند در کاهش نابرابری و توزیع مجدد درآمد مؤثر باشد چراکه مخارج عمومی دولت این توانایی را دارد که به‌طور قابل‌توجهی بر فاصله دهک‌های مختلف درآمدی تأثیر بگذارند و دولت می‌تواند از طریق اعمال مالیات‌ها یا برقراري مخارج انتقالي دولت مثل یارانه‌ها، کمک‌های بلاعوض و یا افزایش تسهیلات مالي براي افراد کم‌درآمد، به نحوي توزیع مجدد درآمدها را تنظیم نماید که باعث افزایش درآمد فقرا و تعدیل درآمد ثروتمندان شود. یعني فاصله طبقاتي درآمد بین گروه‌های مختلف جامعه کاهش یابد (Seifeepour & Rezaee, 2011). گسترش مخارج جاری دولت که اثر غیر تولیدی دارد، بر توزیع درآمد تأثیر فراوانی می‌گذارد و معمولاً متوجه گروه‌های پردرآمد جامعه می‌شود و امکان بهره‌مند شدن بیشتر قشر کم‌درآمد را فراهم نمی‌کند. هزینه‌های دولت و روش تخصیص بهینه در بخش‌های گوناگون یک ابزار کلیدی برای دولت برای کاهش نابرابری درآمد در هر کشوری است (Noor Mohammadi et al, 2021).

بااین‌حال، تأثیر واقعی مخارج دولت در کاهش نابرابری درآمدی به میزان هدفمندی آن مخارج برای اقشار ضعیف بستگی دارد (Claus et al, 2012). اغلب استدلال می‌شود که مخارج دولت در نقل و انتقالات اجتماعی تمایل به کاهش نابرابری درآمدی دارد، بااین‌وجود، اندازه این اثر می‌تواند به میزان قابل‌توجهی بسته به میزان انتقال در گروه‌های با درآمد پایین‌تر متفاوت باشد. اگر بیشتر هزینه‌های نقل و انتقالات وارد طبقه با درآمد متوسط شود، به دلایل سیاسی، تأثیر بر نابرابری ممکن است اندک باشد (Milanovic, 1994؛ Anderson et al, 2017). همین امر در مورد هزینه یارانه‌های غیرمستقیم که سهم قابل‌توجهی از کل مخارج دولت در بسیاری از کشورهای درحال‌توسعه را تشکیل می‌دهد، صادق است. در این حالت به‌طور نامتناسب گروه‌های با درآمد بالاتر بیشتر سود می‌برند (Rhee et al, 2014). همچنین استدلال شده است که مخارج دولت در بهداشت و آموزش، نابرابري درآمد را با توزیع مساوی‌تر سرمایه انساني کاهش می‌دهد، ضمن اینکه شواهدی وجود دارد که نشان می‌دهد بخش اعظم مزایای مخارج بهداشتی و آموزشی دولت در کشورهای درحال‌توسعه توسط گروه‌های با درآمد متوسط در مناطق شهری دریافت می‌شود (Anderson et al, 2017).

نابرابری درآمدی بین استان‌های ایران موضوعی مهم برای سیاستمداران، اقتصاددانان و جغرافیدانان بوده و باعث عدم تعادل‌های بعدی در استقرار جمعیت، سرمایه‌گذاری، مشکلات اجتماعی و سیاسی و تشدید بحران‌های زیست‌محیطی می‌شود؛ لذا یکی از مباحث مهم در اقتصاد منطقه‌ای چگونگی توزیع منابع و امکانات کشور در بعد فضایی است؛ به‌گونه‌ای که منجر به عدم تعادل منطقه‌ای نگردد. ضریب جینی یکی از شاخص‌های اصلی تحلیل نابرابری درآمد است.

بر اساس اطلاعات مرکز آمار ایران ضریب جینی در ایران از ۰٫۴۳۶ واحد در سال ۱۳۸۵ به ۰٫۳۹۳۸ واحد در سال ۱۴۰۰ کاهش یافته است. همچنین بر حسب اطلاعات این مرکز در سال ۱۴۰۰ بیشترین میزان نابرابری درآمد در نقاط شهری استان سیستان و بلوچستان و کمترین میزان این شاخص در استان کرمان بوده است (مرکز آمار ایران، نتایج طرح‌های هزینه و درآمد). همچنین بررسی عملکرد اعتبارات هزینه‌ای نشان می‌دهد در سال ۱۴۰۰ استان تهران معادل ۶٫۷ درصد از اعتبارات هزینه‌ای را به خود اختصاص داده است؛ درحالی‌که در استان قم این شاخص معادل ۱٫۵ درصد است (مرکز آمار ایران، سالنامه آماری ۱۴۰۰). سیاست‌های اجرایی دولت‌ها، تأثیرات متفاوتی بر درآمد سرانه مناطق مختلف کشور دارند و ممکن نتیجه اجرای سیاست‌های ناهماهنگ، باعث نابرابری در درآمد سرانه استان‌ها شود (Beheshti et al, 2021).

هدف این تحقیق، بررسی تأثیر اندازه دولت بر نابرابری توزیع درآمد در استان‌های ایران با رویکرد گذشته-نگر (مدل و داده‌های پانل) طی سال‌های ۱۳۸۵ الی ۱۴۰۰ با استفاده از روش گشتاورهای تعمیم‌یافته (GMM) است. در این پژوهش از شاخص ضریب جینی برای سنجش نابرابری توزیع درآمد استانی و از نسبت مخارج دولت به GDP استانی برای اندازه‌گیری اندازه دولت استانی استفاده شده است. نوآوری این مطالعه نسبت به سایر مطالعات داخلی در نظر گرفتن متغیرهای دموگرافیکی و شاخص توسعه انسانی به همراه متغیرهای اقتصادکلان در مدل‌سازی عوامل اثرگذار بر سطح نابرابری است که در سایر مطالعات داخلی مسبوق به سابقه نیست.

۲- مبانی نظری

از بعد نظری عوامل مختلفی بر نابرابری درآمد اثر می‌گذارند که از جمله می‌توان به مخارج دولت، رشد اقتصادی، نرخ تورم، نرخ بیکاری، سطح توسعه انسانی و شاخص‌های دموگرافیکی اشاره کرد که در ادامه به کانال‌های اثرگذاری آن‌ها اشاره می‌شود.

۱-۲- ارتباط اندازه دولت و نابرابری درآمد

بسیاری از اقتصاددانان بر این باورند که شرایط اقتصادی به‌ویژه در کشورهای درحال‌توسعه به‌گونه‌ای هست که مسائل و مشکلات اقتصادی را نمی‌توان به عهده مکانیسم قیمت و بازار آزاد واگذار کرد (Panahi & Rafai, 2012). زمانی که نیروهای بازار کنترل نمی‌شوند، نابرابری بیشتر می‌شود یافتن راه‌حل‌ها برای کاهش نابرابری، مستلزم مداخله دولت است (Piketty & Saez, 2014). ماسگریو[1] (۱۹۵۹) در کنار دو وظیفه تخصیص و ثبات، وظیفه توزیع را نیز از وظایف اقتصادي دولت‌ها برشمرده است؛ بدین ترتیب که دولت با سیاست‌هاي مختلف می‌تواند در مبارزه با پدیده فقر و کمک به گروه‌های کم‌درآمد جامعه و تعدیل فاصله طبقاتی، مؤثر واقع شود (Montazeri Shoorekchali & Zahed Gharavi, 2020). اگرچه این اثربخشی مورد اشاره ماسگریو، هیچ‌گاه مورد اجماع اقتصاددانان نبوده و در این زمینه نتایج گهگاه متناقضی نیز گزارش شده است. دسته‌اي از نظریات اقتصادی استدلال می‌کنند اثربخشی مخارج دولت در جهت کاهش نابرابري توزیع درآمد تا حد زیادي به اندازه دولت در یک اقتصاد بستگی دارد. لی (۲۰۰۵) استدلال کرد اندازه دولت به طور غیرخطی و U معکوس با توزیع درآمد مرتبط است؛ به این معنا که رشد بخش عمومی ابتدا نابرابري توزیع درآمد را افزایش می‌دهد اما بعد از آستانه مشخصی، نابرابري توزیع درآمد را کاهش می‌دهد (Lee, 2005). در نقطه مقابل، گروهی از نظریات بر وجود رابطه علّی از جانب نابرابري توزیع درآمد به اندازه دولت اشاره می‌کنند. ملتزر و ریچارد[2] (۱۹۸۱) در فرضیه «رأی‌دهنده میانه[3]» با کشف ارتباط مثبت بین درجه نابرابري توزیع درآمد و اندازه دولت در جوامع دمکراتیک، استدلال کرده‌اند با وجود نهادهاي دمکراتیک، با افزایش درجه نابرابري توزیع درآمد یا به عبارت دقیق‌تر با افزایش تورش توزیع درآمد، اندازه دولت بزرگ‌تر می‌شود (Dotti, 2020)؛ اما فرضیه «بازارهاي ناقص[4]»، با گسترش الگوی رشد تصادفی[5] استدلال کرد افزایش نابرابري توزیع درآمد به مخارج کمتر دولت در توزیع مجدد درآمد می‌انجامد (De Mello & Tiongson, 2006) ؛ بنابراین، در تبیین رابطه بین اندازه دولت و نابرابري توزیع درآمد نمی‌توان به یک نظریه و یا دسته‌اي از مطالعات تجربی مشخص در جهت سیاست‌گذاري‌هاي کلان اقتصادي اتکا نمود و به نظر

[1] Musgrave
[2] Meltzer & Richard
[3] Median Voter Hypothesis
[4] Imperfect Markets
[5] Stochastic Growth Model

می‌رسد بهترین روش در پاسخگویی به این تناقضات نظري و تجربی، بررسی تجربی رابطه بین توزیع درآمد و اندازه دولت به‌صورت مجزا در هر کشوري است.

سیاست‌های عمومی از دو کانال بر توزیع درآمد ملی تأثیر می‌گذارد؛ این دو روش عبارت‌اند از: ۱) به‌صورت مستقیم از طریق هزینه‌ها و مالیات‌ها و ۲) به‌صورت غیرمستقیم از طریق فرصت‌های کسب درآمد، سرمایه انسانی و نهادها (Zare et al, 2021). از جهت اثر منفی اندازه دولت بر ضریب جینی می‌توان چنین استناد کرد؛ دولت از طریق مالیات، مخارج و سایر سیاست‌های عمومی می‌تواند به طور مستقیم و غیرمستقیم نابرابري توزیع درآمد را کاهش دهد. مالیات‌ها و به‌ویژه مالیات تصاعدي به طور مستقیم با تغییر درآمد قابل‌تصرف افراد و به طور غیرمستقیم با تأثیر بر تغییر سن بازنشستگی، اندازه خانوار و تلاش‌هاي فردي می‌تواند نابرابري توزیع درآمد را کاهش دهد (Afonso et al, 2005).

در ادامه این مباحث اثر مثبت اندازه دولت بر توزیع درآمد می‌توان گفت که با ثابت بودن سطح توسعه اقتصادي، به‌خصوص در جوامع پسااستعماري که در آن‌ها دستگاه‌های دولتی بیش از اندازه بزرگ هستند و بخش خصوصی، انحصار و کنترل منابع درون اقتصاد ملی را دارد، نابرابري توزیع درآمد عموماً نتیجه تفاوت درآمد بین بخش عمومی و بخش خصوصی است. در این جوامع، گسترش بوروکراسی مدرن عموماً همراه با افزایش حقوق و مزاياي شاغلان خوش درآمد دولتی (معلمان، سربازان و کارمندان دولتی و ...) نسبت به شاغلان در بخش‌های توسعه‌نیافته خصوصی و بخش‌های غیررسمی است و درنتیجه توزیع درآمد وضع ناخوشایندتري را تجربه خواهد کرد. همچنین، هنگامی‌که جهت‌گیري سیاسی نخبگان دولتی بر رشد و توسعه اقتصادي متمرکز باشد، نخبگان سیاسی به‌جای اینکه منابع عمومی را براي بهبود و ارتقاي برابري در جامعه هدایت کنند، با تعقیب سیاست‌های صنعتی شدن تحت حمایت یا نظارت دولت، منابع عمومی را با سیاست وام کم‌بهره و مالیات کم براي تأسیس صنایع جدید و زیرساخت‌ها و مقاصد صنعتی شدن تخصیص می‌دهند و آن منابع را به سمت خلق و توسعه نیروهاي صنعتی جدید هدایت می‌کنند و این وضعیت منتج به توزیع نابرابرتر درآمدها خواهد شد (Montazeri Shoorekchali & Zahed Gharavi, 2020). در استدلالی دیگر بیان شده است که گسترش سیاست‌های اجتماعی هدفمند دولت (مانند مستمري سالمندان و بیمه سلامتی) به شاغلان دولتی و صنایع بنیادین تحت حمایت دولت، منتج به توزیع نابرابرتر درآمدها خواهد شد (Lee, 2005؛ Montazeri Shoorekchali & Zahed Gharavi, 2020).

۲-۲- ارتباط نابرابری درآمد با تولید ناخالص داخلی

رابطه بین توزیع درآمد و تولید ناخالص داخلی برای نخستین بار در سال ۱۹۹۵ توسط سیمون کوزنتس[6] مطرح شد که ارتباط بین این دو متغیر را در قالب یک منحنی به شکل U معکوس به‌عنوان منحنی کوزنتس توضیح داد. به‌گونه‌ای که با افزایش درآمد تا اندازه مشخصی نابرابري بیشتر می‌شود و سپس با بالا رفتن تولید و درآمد، از نابرابری کاسته می‌شود. وجود چنین ارتباطی آن گونه که کوزنتس بیان می‌کند به این دلیل است که در مراحل ابتدایی توسعه تفاوت دستمزد بسیاری بین بخش مدرن و سنتی وجود دارد (Angle et al, 2009). کانال دیگری که تولید ناخالص داخلی بر نابرابری درامد اثر دارد از منظر کارآفرینی است. بدیهی است که رشد اقتصادی سریع‌تر مستلزم فعالیت کارآفرینی بیشتر است و بنابراین با افزایش رشد اقتصادی، درآمدها به افراد ثروتمندی همگرا می‌شود که قادر به سرمایه‌گذاری و بهره‌مندی از رشد اقتصادی هستند (Chang & Ram, 2000)؛ بنابراین ممکن است افزایش رشد اقتصادی نابرابری درآمد را تشدید کند.

۲-۳- ارتباط نابرابری درآمد با تورم

ازآنجایی‌که خانوارها از نظر منابع درآمدی متفاوت هستند، تأثیر تورم بر کل درآمد آن‌ها نیز یکسان نخواهد بود. تورم می‌تواند توزیع درآمد نیروی کار را از طریق دو کانال تغییر دهد: یک کانال قرار گرفتن در معرض تورم و کانال دیگر اثر کانتیلون[7] است. کانال قرار گرفتن در معرض تورم ریشه در این واقعیت دارد که دستمزدها در درجات مختلف با تورم مرتبط هستند. دستمزدی که به‌صورت قراردادی به تورم مرتبط می‌شود، نسبت به قراردادهای دستمزدی که چنین ویژگی ندارند، آسیب‌پذیری کمتری در برابر تورم دارند. به طور مشابه، پاداش‌های هیئت‌مدیره اغلب متناسب با عملکرد سهام یک شرکت است که به‌نوبه خود ممکن است با تورم حرکت کند و بنابراین پوششی ایجاد کند(Monnin, 2014). اثر کانتیلون منعکس‌کننده وجود وقفه بین لحظاتی که پول ایجاد می‌شود و زمانی که این انبساط پولی به تورم تبدیل می‌شود (Bordo, 1983). به طور مشخص، انتشار پول جدید ابتدا به تغییر دستمزد عواملی که به فرآیند خلق پول نزدیک‌تر هستند (مثلاً کارمندان بانک) منجر می‌شود (Williamson, 2008؛ Ledoit, 2011). این کارگزاران شاهد افزایش درآمد خود خواهند بود و پول اضافی را برای خرید کالاها و خدمات صرف می‌کنند که به نوبه خود منجر به هزینه‌های بیشتر توسط سایر فعالان اقتصادی و درنتیجه به تدریج به تورم منجر می‌شود.

---

[6] Simon Kuznets

[7] Cantillon

این تأخیر می‌تواند عامل موقتی دیگری باشد که بر توزیع درآمد تأثیر می‌گذارد (Monnin, 2014).

درآمد حاصل از سرمایه، دومین منبع درآمدی برای خانوارها است و می‌تواند تا حدی در برابر تورم پوشش ایجاد کند. بااین‌حال، سطح دسترسی به بازارهای مالی بین خانوارها به دلیل هزینه‌های ورود و موانع یکسان نیست و خانوارهای کم‌درآمد به دلیل دسترسی کمتر به این بازارها، در برابر تورم آسیب‌پذیرتر هستند. در این زمینه سیسن و همکاران[8] (۲۰۰۵) و آرئوسا و آرئوسا[9] (۲۰۰۶) از نظر تئوری نشان می‌دهند که چنین تقسیم‌بندی ارتباط مثبتی بین تورم و نابرابری درآمد ایجاد می‌کند.

سومین کانال درآمدی خانوارها نقل و انتقالات دولتی است. تأثیر تورم بر نقل و انتقالات دولتی به میزان تعدیل تورم در طرح‌های انتقالات هر کشور بستگی دارد. به‌طورکلی، هنگامی‌که سطح نقل و انتقالات و یارانه‌ها با تورم متناسب می‌شود، خانوارهای کم‌درآمد به طور متوسط از سهم بیشتری از نقل و انتقالات (مانند مزایای بیکاری، کوپن غذا) بهره‌مند می‌شوند (Monnin, 2014) که این موضوع می‌تواند سطح نابرابری درآمد را کاهش دهد.

در جمع‌بندی اثر تورم بر نابرابری درآمد می‌توان گفت اثر تورم بر نابرابری درآمد به برآیند اثر حاصل از سه کانال خلق درآمد بستگی دارد. اگر دستمزد اکثر عوامل اقتصادی در اقتصاد متناسب با تورم تغییر کند و نقل و انتقالات با سطح تورم تعدیل شود تورم هیچ اثر معناداری بر نابرابری نخواهد داشت؛ بااین‌حال چنانچه دولت با مداخله در اقتصاد مانع افزایش متناسب دستمزدهای بخشی با تورم شود، انتظار می‌رود با افزایش تورم نابرابری درامد افزایش یابد.

۲-۴- ارتباط نابرابری درآمد با بیکاری

هرچه نیروی کار فعال مشارکت کمتری در فعالیت‌های اقتصادی داشته باشد، درنهایت باعث افزایش میزان نابرابری در جامعه خواهد شد (نورمحمدی و همکاران، ۱۳۹۹). بر اساس منحنی فیلیپس هر چه نرخ تورم بیشتر باشد، نرخ بیکاری کمتر خواهد بود، نظر به اینکه به‌طورکلی هزینه‌های استخدام و اخراج کارگران ماهر نسبت به کارگران غیر ماهر بالاتر است؛ بنابراین افزایش بیکاری عمدتاً شرایط بازار کار کارگران کم مهارت را متأثر می‌کند (Galli, 2001). از طرفی به دلیل اینکه دسترسی افراد فقیر و کم‌درآمد به آموزش و مهارت‌های

[8] Cysne et al

[9] Areosa & Areosa

بازاری نسبت به دیگر اقشار جامعه کمتر است، اکثریت افراد کم مهارت را افراد با درآمد پایین تشکیل می‌دهد؛ بنابراین بیکاری بیشتر متوجه افراد کم‌درآمد است و از طریق افزایش شمار کم‌درآمدها به تشدید نابرابری درآمد منجر می‌شود. علاوه بر این افزایش نرخ بیکاری، می‌تواند با انعطاف‌ناپذیری دستمزدهای اسمی به سمت پایین تقویت شود. درواقع چسبندگی دستمزدهای اسمی به سمت پایین با کاهش نرخ تورم سبب می‌شود که دستمزد حقیقی افزایش یابد و درنتیجه منجر به نرخ بیکاری بالاتر می‌شود (Shakeri et al, 2014). با توجه به مطالب ذکر شده انتظار می‌رود نرخ بیکاری بر سطح نابرابری درآمد اثر داشته باشد.

۲-۵- ارتباط نابرابری درآمد با شاخص توسعه انسانی

شاخص توسعه انسانی از میانگین موفقیت‌های به دست آمده در یک کشور در سه بعد اصلی توسعه انسانی یعنی زندگی طولانی و سالم، دستیابی به دانش و استانداردهای زندگی آبرومندانه را اندازه می‌گیرد؛ بنابراین تغییرات سطح تحصیلات، سلامت و درامد افراد منجر به تغییر شاخص توسعه انسانی می‌شوند.

می‌توان فرض کرد هزینه‌های بزرگ‌تر برای آموزش، سطح تحصیلات جمعیت را بالا می‌برد؛ اگرچه این تأثیر با تأخیر زمانی همراه است. سطح تحصیلات جمعیت از طریق عوامل متعددی مانند توسعه فناوری و رشد اقتصادی بر نابرابری درآمد تأثیر می‌گذارد. سطح تحصیلات بالاتر باعث افزایش بهره‌وری و توسعه فناوری می‌شود که این موضوع نابرابری درآمد را افزایش می‌دهد (Kaasa, 2015). دلیل وجود نابرابری درآمدی این است که افراد در یک اقتصاد از بسیاری جهات مرتبط با درآمدشان با یکدیگر تفاوت دارند. تفاوت در سرمایه انسانی (اعم از آموزش و سلامت)، در محل زندگی مردم (مناطق مختلف جغرافیایی یک کشور)، در مالکیت آن‌ها بر سرمایه فیزیکی، در مهارت‌های خاصی که دارند و حتی در شانس آن‌ها رخ می‌دهد (Weil, 2016). گسترش آموزش، دسترسی به فرصت‌های کسب درآمد بیشتر و افزایش مشارکت زنان در بازار کار ناشی از گسترش سرمایه انسانی به کاهش تفاوت دستمزد و درنتیجه نابرابری درآمد کمک می‌کند.

۲-۶- ارتباط نابرابری درآمد با متغیرهای دموگرافیکی

گروه بعدی از عوامل نابرابری درآمد شامل عوامل جمعیت شناختی مانند شهرنشینی، ساختار سنی جمعیت و ترکیب خانوارها و همچنین شامل عوامل مرتبط با تحصیلات مانند سطح تحصیلات جمعیت، نابرابری تحصیلی و هزینه‌های آموزشی است. این عوامل همچنین به طور گسترده در ادبیات مورد مطالعه قرار گرفته‌اند (Kaasa, 2015).

مفروضات متناقضی در مورد تأثیر شهرنشینی بر نابرابری درآمد وجود دارد. از طرفی که تراکم جمعیت بالاتر با نابرابری کمتر همراه است و این رابطه با فراهم شدن امکانات بهتر برای سازمان اجتماعی پیشرفته در صورت تراکم جمعیت بیشتر توضیح داده شده است (Crenshaw, 1993). از سوی دیگر تراکم جمعیت و شهرنشینی بیشتر باعث افزایش نابرابری درآمد می‌شود؛ به‌طوری‌که نابرابری درآمد معمولاً در مناطق شهری بیشتر از مناطق روستایی است (Litwi, 1998؛Nielsen & Alderson, 1997).

نحوه اثرگذاری ساختار سنی جمعیت بر نابرابری درآمد مشخص نیست. طبق نظر دیتون و پکسون (۱۹۹۷)، افراد مسن پراکندگی درآمد بیشتری دارند و بنابراین سهم بیشتری از افراد مسن در جمعیت منجر به نابرابری درآمدی بالاتر می‌شود. این ایده توسط تحلیل تجربی با استفاده از داده‌های چهار کشور پشتیبانی می‌شود (Deaton & Paxson, 1997). بااین‌حال برخی محققان به نتایج متناقضی دست یافتند. هیگینز و ویلیامسون (۱۹۹۹) دریافتند که سهم بیشتری از جمعیت ٤٠ تا ٥٩ ساله در جمعیت ١٥ تا ٦٩ ساله نابرابری را کاهش می‌دهد. آن‌ها استدلال کردند که با وجود سهم بیشتری از افراد مسن‌تر و با تجربه، تقاضا برای این افراد و پرداخت پاداش دستمزد برای استفاده از تجربه کاری آن‌ها کاهش می‌یابد؛ بنابراین نابرابری درآمد کاهش خواهد یافت (Williamson & Higgins, 1999).

ازآنجایی‌که نابرابری درآمدی بیشتر بر اساس میانگین درآمد اعضای خانوار اندازه‌گیری می‌شود، ترکیب خانوار نقش مهمی در شکل‌گیری نابرابری درآمد ایفا می‌کند. فرض بر این است که هر چه ترکیب خانوارها متنوع‌تر باشد، نابرابری درآمد بیشتر است؛ زیرا در این حالت خانواده‌ها درآمدهای متفاوتی به ازای هر عضو خانوار خواهند داشت (Wilkie, 1996). خانوارهای با ابعاد بزرگ‌تر بهتر قادرند برابری درآمد هر عضو خانوار را ایجاد کنند؛ بنابراین با کاهش میانگین تعداد اعضای خانوار (کودکانی که زودتر والدین خود را ترک می‌کنند، ازدواج کمتر و افراد مجرد بیشتر)، نابرابری کلی درآمد افزایش می‌یابد (Blank & Card, 1993).

پیشینه پژوهش

مرور نظام‌مند مطالعات تجربی نشان می‌دهد که پژوهش‌های انجام‌شده در حوزه نابرابری توزیع درآمد را می‌توان از منظر کانون تمرکز متغیرها و رویکرد روش‌شناختی به سه دسته اصلی تقسیم کرد:

بخش قابل‌توجهی از ادبیات تجربی به واکاوی نقش دولت در بازتوزیع درآمد پرداخته است. غفاری‌فرد و همکاران (١٤٠٠) با به‌کارگیری روش حداقل مربعات کاملاً

اصلاح‌شده (FMOLS) برای دوره ۱۳۸٤ تا ۱۳۹۷ نشان دادند که در بلندمدت، تشدید نابرابری در تخصیص اعتبارات جاری و تملک دارایی‌های سرمایه‌ای استانی، منجر به افزایش نابرابری درآمد در استان‌های ایران می‌شود (Ghaffaryfard et al., 2021). این یافته با نتایج ایزدخواستی (۱۳۹۸) که با استفاده از داده‌های تابلویی پویا (۱۳۸٤-۱۳۹۵) دریافت که افزایش اعتبارات تملک دارایی‌های سرمایه‌ای سرانه استانی (به‌ویژه در استان‌های کمتر توسعه‌یافته) موجب کاهش نابرابری درآمد می‌شود، همسو است (Izadkhasti, 2019). ایزدخواستی (۱۳۹۸) تبیین می‌کند که افزایش نابرابری در اعتبارات هزینه‌ای سرانه، به دلیل ارائه نامتوازن خدمات عمومی، وضعیت توزیع درآمد سرانه استانی را وخیم‌تر می‌سازد (Izadkhasti, 2019). در همین راستا، ابراهیمی و همکاران (۱۳۹۷) با مدل FAVAR نشان دادند که یک شوک مثبت در مخارج عمرانی دولت، با یک وقفه زمانی، منجر به کاهش ضریب جینی در مناطق روستایی می‌شود (Ebrahimi et al., 2018). بااین‌حال، شواهدی مبنی بر اثرات نامطلوب گسترش دولت نیز وجود دارد. اله‌رضایی و همکاران (۱۳۹۲) با مدل VAR (۱۳۵۸-۱۳۹۰) و جرجرزاده و اقبالی (۱۳۸٤) با رویکرد ARDL (۱۳٤۷-۱۳۸۱) به این نتیجه رسیدند که افزایش کلی اندازه دولت و درآمدهای نفتی، منجر به نابرابرتر شدن توزیع درآمد در ایران شده است (Eghbali, & Allah Rezaee et al., 2014; Jorjorzadeh 2005)؛ اگرچه جرجرزاده و اقبالی (۱۳۸٤) تأکید دارند که مخارج سرمایه‌ای دولت (با وقفه زمانی) اثر کاهنده بر نابرابری دارد (Eghbali, 2005 & Jorjorzadeh).

گروه دیگری از پژوهش‌ها بر کانال‌های انتقالی بی‌ثباتی‌های کلان به توزیع درآمد تمرکز داشته‌اند. اشرف‌گنجویی، اکبری‌فرد، جلایی و ماشین‌چی (۱٤۰۳) با بهره‌گیری از سیستم مبتنی بر قواعد فازی در قالب اعداد Z (Z-FRBS) و مدل‌های رگرسیون غیرخطی (LSTAR/ESTAR) برای دوره ۱۳۷۵ تا ۱۳۹۷، نشان دادند که تورم به‌عنوان شاخص بی‌ثباتی، تأثیر دوگانه‌ای بر توزیع درآمد دارد و موجب تشدید نابرابری در دهک‌های پایین می‌شود (Ashraf Ganjavi et al., 2024). همچنین، تحلیل‌های آن‌ها حاکی از آن است که سرمایه‌گذاری خارجی و بی‌ثباتی متغیرهای کلان ناشی از سیاست‌گذاری، شکاف درآمدی را در بین دهک‌های بالا (به‌ویژه دهک‌های نهم و دهم) نسبت به دهک‌های پایین افزایش می‌دهد (Ashraf Ganjavi et al., 2024). در بعد نهادی و شوک‌های برون‌زا، منصوری (۱٤۰۳) با استفاده از آزمون علیت تودا-یاماموتو و مدل تصحیح خطای برداری (VECM) برای دوره ۱۳٦۳ تا ۱۳۹۹، نقش مداخله‌گر تحریم‌ها را بر رابطه علی بین فساد اداری، نابرابری درآمدی (شاخص‌های جینی و اتکینسون) و فقر بررسی کرد. نتایج نشان داد که تحریم‌ها تأثیر مثبت و معنی‌داری بر افزایش خط فقر و فساد اداری داشته و نابرابری توزیع درآمد،

اثر مثبت و معناداری بر تشدید فساد دارد (Mansouri, 2024). همچنین، ماندگانی و همکاران (۱۳۹۲) و محمدی و همکاران (۱۳۹٤) به‌ترتیب تأثیر مثبت نرخ رشد جمعیت و تورم را بر تشدید نابرابری درآمد در ایران تأیید کرده‌اند (Mandegani et al., 2012; Mohammadi et al., 2015).

جدیدترین موج پژوهش‌ها، با عبور از تحلیل‌های تک‌بعدی، به واکاوی پیچیدگی‌های ساختاری و استفاده از روش‌های پویای داده‌های تابلویی پرداخته‌اند. حسنوند، کریمی، فلاحتی و خانزادی (۱٤۰۳) با رهیافت معادلات همزمان (۱۳۷٤-۱۳۹۷) رابطه دوسویه پیچیدگی اقتصادی و نابرابری درآمد را بررسی کردند. یافته‌های آن‌ها نشان داد که اگرچه افزایش نابرابری درآمد در کوتاه‌مدت منجر به افزایش پیچیدگی اقتصادی می‌شود، اما پیچیدگی اقتصادی در نهایت باعث کاهش نابرابری درآمد می‌گردد و فرضیه منحنی کوزنتس در رابطه بین تولید ناخالص داخلی و توزیع درآمد را تأیید می‌کند (Hasanvand et al., 2024). در بعد سنجش فضایی و چندبعدی، روزی‌طلب، ابونوری و مداح (۱٤۰٤) با بهره‌گیری از شاخص جینی چندبعدی (بر پایه شاخص آسیس کومار بنرجی، ۲۰۱۰) و الگوهای تحلیل واریانس همراه با رگرسیون برای دوره ۱۳٦۳ تا ۱٤۰۰، نشان دادند که میزان نابرابری چندبعدی برآوردی بر مبنای ترکیب اجزای سبد مصرفی خانوار، هم در کل کشور و هم در استان بوشهر، در مناطق شهری بیشتر از مناطق روستایی است و ابعاد مختلف رفاهی دارای وزن نابرابری‌زای متفاوتی هستند (Roozitalab et al., 2024). همچنین، در سطح بین‌المللی و با تمرکز بر کشورهای درحال‌توسعه (که با چارچوب کلی پژوهش حاضر همسویی دارد)، مفتخری، جعفری، ابونوری و نادمی (۱٤۰٤) با به‌کارگیری روش گشتاورهای تعمیم‌یافته پویا (System-GMM) بلوندل و باند (۱۹۹۸) برای ٤۰ کشور درحال‌توسعه (۲۰۰۲-۲۰۱۸)، نشان دادند که شاخص نابرابری جنسیتی تأثیری غیرخطی و آستانه‌ای بر پدیده فرار مغزها دارد. این پژوهش به‌طور ضمنی تأیید می‌کند که کنترل فساد و ثبات سیاسی تأثیری منفی و معنی‌دار بر کاهش پیامدهای نامطلوب اقتصادی داشته، که ضرورت کنترل متغیرهای نهادی در مدل‌های پویای داده‌های تابلویی را برجسته می‌سازد (Moftakhari et al., 2025).

شابنوم و مالیک[10] (۲۰۲۳) از طریق تکنیک‌های مختلف، نابرابری درآمد در پاکستان را برآورد می‌کنند. محققان با استفاده از مدل لاجیت تأثیر تورم، بیکاری و نرخ رشد تولید ناخالص داخلی را بر میزان نابرابری درآمدی طی سال‌های ۱۹۸۰ تا ۲۰۲۰ مورد بررسی قرار دادند. نتایج این پژوهش نشان داد نابرابری درآمد برای مناطق شهری در مقایسه با مناطق

[10] Shabnum & Malik

روستایی پاکستان بیشتر است. نتایج تحلیل رگرسیون این پژوهش همچنین نشان داد تورم و بیکاری تأثیر منفی بر شاخص ضریب جینی دارد؛ درحالی‌که نرخ رشد تولید ناخالص داخلی تأثیر مثبتی دارد (Shabnum & Malik, 2023). پرامانا و کرانا (۲۰۲۳) اثر تولید ناخالص داخلی منطقه‌ای، سرمایه‌گذاری و شاخص توسعه انسانی را بر نابرابری درآمد از سال ۲۰۰۹ تا ۲۰۲۱ بررسی کردند. نتایج این پژوهش نشان داد سرانه تولید ناخالص داخلی منطقه‌ای اثر معنادار و مثبت، سرمایه‌گذاری اثر معنادار و منفی و شاخص توسعه انسانی اثر منفی و بی‌معنی بر نابرابری درآمدی دارد (Pramana & kirana, 2023). علی (۲۰۲۳) با استفاده از مدل کوانتیل خود گرسیونی با وقفه‌های توزیعی(QARDL) بررسی می‌کند چگونه نابرابری درآمد تحت تأثیر رشد اقتصادی و تغییرات ساختاری رخ داده در مصر در طول چهار دهه گذشته (۱۹۷۲-۲۰۲۲) قرار گرفته است. بر اساس نتایج این پژوهش رشد اقتصادی یک اثر ناهمگن در چندک‌های مختلف نابرابری درآمد دارد. علاوه بر این، رابطه U شکل معکوس تنها در نیمه پایینی چندک‌ها تأیید شده است. نتایج این پژوهش همچنین نشان داد افزایش شهرنشینی منجر به کاهش نابرابری در مصر می‌شود (Ali, 2023). قیفارا و همکاران (۲۰۲۲) با هدف تعیین و تجزیه‌وتحلیل تأثیر رشد اقتصادی، مخارج سرمایه‌ای دولت و شاخص توسعه انسانی بر نابرابری توزیع درآمد در کلان‌شهرهای اندونزی پژوهشی را انجام دادند. بدین منظور محققان از داده‌های پنلی در سال‌های ۲۰۱۲ تا ۲۰۲۱ و روش رگرسیون استفاده کردند. یافته‌های این پژوهش نشان داد شاخص توسعه انسانی بر نابرابری توزیع درآمد در کلان‌شهرها در کشور اندونزی تأثیر منفی و معناداری دارد. همچنین بر اساس نتایج این پژوهش هزینه‌های سرمایه‌ای دولت و رشد اقتصادی تأثیر معناداری بر نابرابری توزیع درآمد در کلان‌شهرهای اندونزی ندارند (Ghifara et al, 2022). یو و لی (۲۰۲۱) با استفاده از روش هم انباشتگی تأثیر مخارج تأمین اجتماعی دولت چین را در کاهش نابرابری درآمد و فقر روستایی طی دوره ۱۹۷۸-۲۰۱۸ ارزیابی می‌کنند. نتایج این پژوهش نشان داد بین مخارج تأمین اجتماعی و شکاف درآمدی ساکنان شهری و روستایی در بلندمدت همبستگی مثبت وجود دارد؛ اما تأثیر آن بسیار محدود است (Yu & Li, 2021). آلاماندا (۲۰۲۰) با تجزیه‌وتحلیل داده‌های پانل ۳۳ استان از سال ۲۰۰۵ تا ۲۰۱۷، به بررسی تأثیر انواع هزینه‌های دولت بر نابرابری درآمد و فقر در اندونزی، پرداختند. محققان با استفاده از آزمون اثرات ثابت، اثرات تصادفی و رگرسیون به ظاهر غیر مرتبط نشان می‌دهد کمک‌های اجتماعی، یارانه‌ها و هزینه‌های کمک مالی، تأثیر ناچیزی در کاهش نابرابری درآمد و فقر در اندونزی دارد (Alamanda, 2020). سولمانا و همکاران (۲۰۱۹) با استفاده از داده‌های ۴۸ کشور جنوب صحرای آفریقا طی دوره ۱۹۹۶-۲۰۱۶ ارتباط شهرنشینی با نابرابری

درآمد را بررسی کردند. در این پژوهش شواهدی از ارتباط مثبت بین شهرنشینی و نابرابری درآمد گزارش شده است (Sulemana et al, 2019). سیامی-نمینی و هادسن (۲۰۱۹) با استفاده از داده‌های ۲۴ کشور توسعه‌یافته و ۶۶ کشور درحال‌توسعه به بررسی اثرات خطی و یا غیرخطی تورم بر نابرابری درآمد و آزمون فرضیه کوزنتس طی دوره ۱۹۹۰-۲۰۱۴ می‌پردازند. محققان رابطه علیت گرنجر کوتاه‌مدت و بلندمدت بین تورم و نابرابری درآمد را با استفاده از روش تودا و یاماموتو (۱۹۹۵) و یک رویکرد مدل تصحیح خطای برداری بررسی کردند. نتایج این پژوهش وجود یک رابطه غیرخطی بین تورم و نابرابری درآمد را تائید کرده است که نشان می‌دهد با افزایش تورم، نابرابری درآمد کاهش می‌یابد (Siami-Namini & Hudson, 2019). فارنیر و جوهانسن (۲۰۱٦) در پژوهشی با استفاده از روش حداقل مربعات معمولی با اثرات ثابت زمانی در طی دوره زمانی ۲۰۰۹-۲۰۱۳ به بررسی اثر اندازه دولت، جمعیت در سن کار، میانگین سال‌های تحصیل، سرمایه‌گذاری، درجه باز بودن اقتصاد، قانون حمایت از اشتغال، تورم، اندازه جمعیت، نسبت وابستگی و توسعه مالی بر رشد اقتصادی و توزیع درآمد پرداخته‌اند. نتایج آن‌ها حکایت از وجود رابطه غیرخطی بین مخارج دولت، رشد اقتصادی و توزیع درآمد دارد (Fournier & Johansson, 2016). کندو و همکاران (۲۰۱۲) ارتباط نابرابری درآمد و جمعیت را بررسی می‌کنند. محققان دریافتند در مطالعاتی که نابرابری در سطح کشور را ارزیابی می‌کنند (جمعیت بیش از ۲۴ میلیون) در مقایسه با مطالعاتی که نابرابری درآمد را در جمعیت‌های متوسط و کوچک (<۸۲۰۰۰۰) ارزیابی می‌کنند، احتمالاً ارتباط قوی‌تری بین نابرابری درآمد و سطح سلامت ضعیف وجود دارد. همچنین نویسندگان دریافتند اثرات آستانه، زمانی و اثرات تأخیر رابطه سلامت و نابرابری مستقل از اندازه جمعیت هستند (Kondo et al, 2012). سیلوستر (۲۰۰۳) با استفاده از داده‌های مقطعی از کشورها، ارتباط بین تراکم جمعیت منطقه‌ای در سال ۱۵۰۰ میلادی و نابرابری درآمد فعلی را بررسی می‌کند. محققان نشان دادند که تراکم جمعیت گذشته با نابرابری درآمد امروز ارتباط منفی دارد. بر این اساس محققان پیش‌بینی می‌کنند که مناطقی که قبلاً تراکم بالایی داشتند، نابرابری درآمد کمتری دارند. یافته‌های محققان از این دیدگاه حمایت می‌کنند که مناطق با تراکم بالاتر بهتر می‌توانند جوامع متنوع‌تر و متحرک‌تری را تشکیل دهند که بر توزیع بلندمدت درآمد تأثیر بگذارند (Sylwester, 2003).

با وجود غنای مطالعات فوق، اکثر پژوهش‌های داخلی یا بر سطح کلان اقتصاد ایران متمرکز بوده‌اند و یا متغیرهای دموگرافیکی و شاخص توسعه انسانی را به‌صورت همزمان در کنار اندازه دولت استانی در یک چارچوب پویا مورد آزمون قرار نداده‌اند. پژوهش

حاضر با بهره‌گیری از روش گشتاورهای تعمیم‌یافته (GMM) برای کنترل درون‌زایی پویا و ناهمسانی مشاهده‌نشده، و با تلفیق متغیرهای کلان، دموگرافیک و شاخص توسعه انسانی در سطح ۳۰ استان ایران طی دوره ۱۳۸۵ تا ۱۴۰۰، این شکاف تحقیقاتی را پوشش داده و شواهد تجربی جدیدی در خصوص کارکرد توزیع‌مجدد مخارج دولت در بعد منطقه‌ای ارائه می‌دهد.

۳- روش شناسی تحقیق

این پژوهش از نظر هدف تحقیق، کاربردی بوده و از نظر روش مطالعه‌ای علّی و مبتنی بر روش‌های رگرسیونی است. در الگوی مورد بررسی اثر اندازه دولت استانی بر ضریب جینی استانی با استفاده از داده‌های استان‌های کشور ایران بین سال‌های ۱۳۸۵ تا ۱۴۰۰ برآورد شده است. برای گردآوری اطلاعات در این پژوهش از روش‌های کتابخانه‌ای و اسنادی استفاده شده است. در گردآوری اطلاعات مربوط به شاخص‌های موردنظر از بانک‌های اطلاعاتی مرکز آمار ایران، بانک مرکزی و داده‌های وزارت اقتصاد و دارایی و پایگاه داده Globaldatalab (شاخص توسعه انسانی استان‌ها) استفاده شده است. روش تحلیل پژوهش علّی و با استفاده از روش رگرسیونی است. با توجه به ماهیت داده‌های پژوهش (پنل دیتا) ابتدا پولینگ یا پنل بودن داده‌ها با استفاده از آزمون F لیمر بررسی می‌شود. سپس با استفاده از آزمون لین، لوین و چو، مانایی متغیرهای پژوهش مورد بررسی قرار می‌گیرد. نظر به اینکه انتظار می‌رود تغییرات نابرابری درآمد تا حدی وابسته به مقادیر دوره قبل خود باشد در این مطالعه از یک رویکرد پویا و به طور خاص روش گشتاورهای تعمیم‌یافته[11] (GMM) جهت تجزیه‌وتحلیل داده‌ها استفاده می‌شود.

با بررسی مبانی نظری و مطالعات تجربی، مدل زیر جهت بررسی اثر مخارج دولت استانی بر نابرابری درآمد پیشنهاد می‌شود:

$$\log Gini_{it} = \alpha + \beta_1 \log Gini_{i,t-1} + \beta_2 \log G_{it} + \beta_3 \log CPI_{it} + \beta_4 \log(GDP_{it}/POP_{it}) + \beta_5 \log U_{it} + \beta_6 \log HDI_{it} + \beta_7 \log Dens_{it} + \beta_8 \log Urban_{it} + \beta_9 \log DEP_{it} + \beta_{10} \log DIM_{it} + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

که در این مدل i نشان‌دهنده هر یک از استان‌های ایران و t بیانگر سال است. همان‌طور که مشاهده می‌شود مدل به‌صورت لگاریتمی تصریح شده است. این نوع تصریح این مزیت را دارد که مقیاس‌های متفاوت متغیرها اثری در ضرایب نداشته و ضرایب برآوردی کشش را نشان خواهند داد که از نظر تفسیر و تئوری جذاب خواهد بود.

[11] Generalized method of moments

در **جدول ۱** به تشریح متغیرهای پژوهش پرداخته شده است. در این جدول متغیر ضریب جینی متغیر وابسته، متغیر نسبت مخارج دولت به تولید ناخالص داخلی متغیر توضیحی و سایر متغیرها به عنوان متغیرهای تعدیل کننده حضور دارند.

با توجه به این‌که پژوهش حاضر، مطالعه بین استانی (به‌جز استان البرز) و طی زمان است، لذا با بهره‌گیری از تکنیک‌های اقتصادسنجی روش پنل دیتا، مدل اثر اندازه دولت استانی بر ضریب جینی در مناطق شهری کشور طی سال‌های ۱۳۸۵-۱۴۰۰ برآورد می‌شود. دلیل کنار گذاشتن استان البرز پیشگیری از اختلالات آماری متغیرهای پژوهش به دلیل تغییر در تقسیمات استانی و نیز در دسترس نبودن اطلاعات استان البرز در سال‌های ۱۳۸۵ تا ۱۳۹۰ بوده است.

جدول ۱. تعریف متغیرهای پژوهش
مأخذ: نتایج پژوهش

Table 1. Definition of research variables
Source: Research Result

متغیر	شرح متغیر	منبع
$Gini$	ضریب جینی در مناطق شهری هر استان	مرکز آمار ایران
G	نسبت مخارج دولت به تولید ناخالص داخلی در هر استان	مرکز آمار ایران
CPI	شاخص قیمت مصرف‌کننده در مناطق شهری در هر استان به سال پایه ۱۳۹۵	مرکز آمار ایران
GDP	تولید ناخالص داخلی سرانه به قیمت ثابت ۱۳۹۰ در هر استان	مرکز آمار ایران و محاسبات محقق
U	نرخ بیکاری جمعیت ۱۵ ساله و بیشتر در هر استان	مرکز آمار ایران
POP	کل جمعیت هر استان	مرکز آمار ایران
HDI	شاخص توسعه انسانی[12] در هر استان	پایگاه داده Globaldatalab
$Dens$	تراکم جمعیت در هر استان	مرکز آمار ایران
DEP	نسبت وابستگی جمعیت در هر استان (نسبت جمعیت افراد بالای ۶۵ سال و کمتر از ۱۵ سال به جمعیت ۱۶ تا ۶۵ سال)	مرکز آمار ایران و محاسبات محقق
DIM	متوسط بعد خانوار در هر استان	مرکز آمار ایران و محاسبات محقق

[12] Human Development Index

$Urban$	نسبت شهرنشینی	مرکز آمار ایران و محاسبات محقق

جهت تحلیل داده‌ها ابتدا با استفاده از آزمون لوین و لین[۱۳] (۱۹۹۲) مانایی متغیرهای پژوهش بررسی می‌شود. پس از اطمینان از مانایی متغیرهای پژوهش در ادامه با استفاده از GMM مدل پژوهش برآورد می‌شود. برای اطمینان از مناسب بودن روش GMM برای برآورد مدل، دو آزمون باید انجام شود. یکی از این آزمون‌ها، آزمون سارگان است که برای بررسی برقراری اعتبار تشخیص بیش‌ازحد یعنی مناسب بودن متغیرهای ابزاری به کار می‌رود. آزمون دوم، بررسی خودهمبستگی در پسماندهای برآورد مدل است. آرلانو و بوند[۱۴] (۱۹۹۱) بیان کردند در تخمین GMM، بایـد جمـلات اخـلال داراي همبستگي سريالي مرتبه اول بوده و داراي همبستگي سريالي مرتبه دوم نباشند. همچنین در این پژوهش از آزمون وایت تعمیم‌یافته و آزمون جاک-برا جهت بررسی ناهمسانی واریانس و نرمال بودن توزیع باقیمانده‌های رگرسیون بهره برده می‌شود.

۴- تخمین و تجزیه‌وتحلیل نتایج

در **جدول ۲** نتایج بررسی مانایی متغیرهای پژوهش ارائه شده است. جهت بررسی مانایی متغیرها از آزمون لوین، لین و چو استفاده شده است. همان‌طور که در جدول مشاهده می‌شود همه متغیرهای پژوهش (به‌صورت لگاریتمی) در سطح مانا هستند؛ بنابراین می‌تواند بدون نگرانی از وقوع پدیده رگرسیون جعلی روابط بین متغیرها را برآورد کرد.

جدول ۲. بررسی مانایی متغیرهای پژوهش با آزمون لوین و لین در سطح
مأخذ: نتایج پژوهش

Table 2. Examination of the effectiveness of research variables with the LLC Test at the level
Source: Research Result

	GINI	HDI	G	URBAN	POP	DENS	U	GDP	DEP	DIM	CPI
آماره	۱۲٫۹۷ -	۴٫۶۸ -	۵٫۳ -	-۳٫۹۹	۱۹٫۸ -	۸٫۴۸ -	۸٫۱۵ -	۵٫۶۸ -	۱۰٫۲۹ -	۱۳٫۱۷ -	۱۳٫۳ -
P-value	۰٫۰۰	۰٫۰۰	۰٫۰۰	۰٫۰۰۰	۰٫۰۰۰	۰٫۰۰	۰٫۰۰	۰٫۰۰	۰٫۰۰	۰٫۰۰	۰٫۰۰۰

[13] Levin & Lin
[14] Arellano & Bond

قبل از ارائه نتایج مدل ابتدا لازم است آزمون‌های تشخیص مدل انجام شده و در صورت برقراری فروض رگرسیون به ارائه نتایج و تفسیر مدل پرداخته شود. نتایج آزمون‌های تشخیص مدل GMM در **جدول ۳** ارائه شده است.

همان‌طور که در **جدول ۳** مشاهده می‌شود بر اساس آزمون سارگان در سطح اطمینان ۹۵ درصد ابزارهای مورد استفاده در مدل از اعتبار لازم برخوردار هستند. همچنین بر اساس آزمون‌های خودهمبستگی در سطح اطمینان ۹۵ درصد خودهمبستگی مرتبه اول در مدل وجود داشته؛ اما فرض وجود خودهمبستگی مرتبه دوم در سطح اطمینان ۹۵ درصد رد می‌شود. نتایج آزمون جاک‌برا نشان می‌دهد در سطح اطمینان ۹۵ درصد فرض نرمال بودن توزیع باقیمانده‌های رگرسیون رد نمی‌شود. همچنین در سطح اطمینان ۹۵ درصد مدل پژوهش دارای ناهمسانی واریانس بوده است که در این پژوهش برای تصحیح این مشکل ماتریس واریانس-کوواریانس بر اساس رویکرد وایت اصلاح شده و انحراف معیارهای برآوردی برای ضرایب رگرسیون نسبت به ناهمسانی واریانس، مقاوم هستند.

جدول ۳. نتایج آزمون‌های تشخیص مدل برآوردی
مأخذ: نتایج پژوهش

Table 3. Results of the estimation model diagnostic tests
Source: Research Result

نوع آزمون	آماره آزمون	سطح معناداری	نتیجه
آزمون سارگان	۲۷۸٫۷٦٦	۰٫٤٥۹	معتبر بودن ابزارها
آزمون خودهمبستگی مرتبه اول(AR(1	-۹٫۱۰۷	۰٫۰۰۰	وجود خودهمبستگی مرتبه اول
آزمون خودهمبستگی مرتبه دوم(AR(2	-۱٫٥۲۹	۰٫۱۲٦	نبود خودهمبستگی مرتبه دوم
آزمون ناهمسانی واریانس اصلاح شده وایت	٤٤٫۲۰۱	۰٫۰٤٤	وجود ناهمسانی واریانس
آزمون نرمالیتی جاک‌برا برای باقیمانده‌ها	۱٫٦۱۸	۰٫٤٤٥	نرمال بودن باقیمانده‌ها

جدول ۴. نتایج آزمون همخطی
مأخذ: نتایج پژوهش

Table 4. The results of the linear test
Source: Research Result

متغیر	شاخص VIF	متغیر	شاخص VIF
وقفه ضریب جینی	۱٫۰۸٤	تراکم جمعیت	۲٫۲۰٦
اندازه دولت استانی	۳٫۷٥۲	نسبت وابستگی جمعیت	۲٫٤٥۸
شاخص کل قیمت مصرف‌کننده	۱٫۰۱٤	متوسط بعد خانوار	۱٫٥۷۷
نرخ بیکاری	۱٫۰٤	نسبت شهرنشینی	۱٫۷۹
شاخص توسعه انسانی	۱٫۷٥٥	تولید ناخالص داخلی سرانه	۳٫۰۹۱

به منظور بررسی همخطی بین متغیرهای توضیحی مدل از عامل تورم واریانس (VIF) استفاده شده است. در واقع این شاخص بیان می‌دارد چه مقدار از تغییرات مربوط به ضرایب برآورد شده بابت همخطی افزایش یافته است. شدت همخطی چندگانه را با بررسی بزرگی مقدار VIF می توان تحلیل نمود. اگر آماره آزمون VIF به یک نزدیک بود نشان دهنده عدم وجود همخطی است. به طورکلی چنانچه مقدار VIF برای هر یک از ضرایب کمتر از ۵ باشد، مشکل همخطی قابل اغماض است (بنی‌مهد و همکاران، ۱۳۹۵). همان‌طور که در **جدول ٤** مشاهده می‌شود در مدل پژوهش مقدار VIF برای تمام متغیرهای توضیحی کمتر از ۵ است؛ بنابراین مساله همخطی در مدل پژوهش قابل اغماض است.

نتایج برآورد مدل پژوهش در جدول ۵ ارائه شده است. همان‌طور که در **جدول ۵** مشاهده می‌شود در سطح اطمینان ۹۵ درصد وقفه ضریب جینی اثر معناداری بر سطح نابرابری درآمد (ضریب جینی) در استان‌های ایران نداشته است؛ بااین‌حال اثر این متغیر در سطح اطمینان ۹۰ درصد منفی و معنادار است؛ به این معنی که با افزایش نابرابری درآمد در دوره قبل، نابرابری درآمد استان‌ها در دوره جاری کاهش یافته است که این موضوع می‌تواند به دلیل حساسیت سیاست‌گذاران نسبت به افزایش سطح نابرابری باشد؛ به این معنی که با افزایش سطح نابرابری درآمد و تاکید بیشتر رسانه‌ها و خبرگان بر این عارضه اقتصادی، دولت‌ها در جهت بهبود وضعیت توزیع درآمد برنامه‌های مختلفی را تدوین و اجرا می‌کنند تا بتوانند از حساسیت جامعه نسبت به آن بکاهند.

در سطح اطمینان ۹۵ درصد طی دوره مورد بررسی اندازه دولت استانی اثر منفی و معناداری بر سطح نابرابری درآمد استان‌ها داشته است. با توجه به لگاریتمی بودن مدل پژوهش می‌توان تفسیر کرد که با افزایش یک‌درصدی در اندازه دولت استانی، سطح نابرابری درآمد در استان‌های ایران حدود ۰٫۰۷۵ درصد کاهش می‌یابد. در توضیح کاهش نابرابری درآمد در اثر افزایش اندازه دولت استانی می‌توان این استدلال را مطرح کرد که با افزایش اندازه دولت استانی می‌توان انتظار داشت اعتبارات امور حمایتی از اقشار کم درآمد نیز افزایش یافته و منجر به کاهش نابرابری درآمد شود. در تائید اثر منفی مخارج دولت بر نابرابری درآمد می‌توان به نتایج مطالعات نورمحمدی و همکاران (۲۰۲۱) و اندرسون و همکاران (۲۰۱۷) اشاره کرد.

در سطح اطمینان ۹۵ و حتی ۹۰ درصد طی دوره مورد بررسی شاخص کل قیمت مصرف‌کننده و نرخ بیکاری اثر معناداری بر سطح نابرابری درآمد استان‌ها نداشته است و به لحاظ جهت نیز دارای علامت مورد انتظار نیستند. معنادار نبودن اثر بیکاری بر نابرابری

درآمد در برخی از مطالعات پیشین از جمله بیرانوند و همکاران (۱۳۹۹) نیز گزارش شده است. اثرگذار نبودن نرخ بیکاری بر نابرابری درآمد بدین معنی است که شرایط بازار کار در اقتصاد ایران به نحوی نبوده است که زمینه تغییرات معنادار در توزیع درآمد را فراهم کند.

اگرچه در این پژوهش ضریب منفی اثرگذاری تورم بر نابرابری درآمد از نظر آماری معنادار نیست؛ اما در برخی از پژوهش‌های پیشین نیز گزارش شده است که نرخ تورم اثر منفی بر نابرابری درآمد دارد. برای مثال می‌توان به مطالعه جرجرزاده و اقبالی (۱۳۸٤) اشاره کرد.

جدول ۵. نتایج برآورد مدل پژوهش
مأخذ: نتایج پژوهش

Table 5. Results of the research model estimate
Source: Research Result

متغیرها	ضریب	انحراف معیار	آماره T	سطح معناداری
وقفه اول ضریب جینی	-۰٫۰۷	۰٫۰۳۷	-۱٫۸۸۳	۰٫۰٦۹
اندازه دولت استانی	-۰٫۰۷۵	۰٫۰۱٦	-٤٫۵۷٦	۰٫۰۰۰
شاخص کل قیمت مصرف‌کننده	-۰٫۰۳۷	۰٫۰۲۵	-۱٫٤۹۸	۰٫۱٤۵
نرخ بیکاری	-۰٫۰۰۱	۰٫۰۱۵	-۰٫۰۹	۰٫۹۲۹
شاخص توسعه انسانی	-۰٫۰۹۲	۰٫۰۵۱	-۱٫۷۹٤	۰٫۰۸۳
تراکم جمعیت	۰٫۰۱۵	۰٫۰۰۷	۲٫۲۹۱	۰٫۰۲۹
نسبت وابستگی جمعیت	۰٫۲۲۳	۰٫۰۹۷	۲٫۲۹۳	۰٫۰۲۹
متوسط بعد خانوار	۰٫۱۲۹	۰٫۰۵۸	۲٫۲۲۳	۰٫۰۳٤
نسبت شهرنشینی	-۰٫۱۲۲	۰٫۰۳۵	-۳٫٤۳۵	۰٫۰۰۲
تولید ناخالص داخلی سرانه	-۰٫۰٦۷	۰٫۰۱۷	-۳٫۹۸۱	۰٫۰۰۰

در سطح اطمینان ۹۵ درصد شاخص توسعه انسانی اثر معناداری بر سطح نابرابری درآمد (ضریب جینی) در استان‌های ایران نداشته است؛ بااین‌حال اثر این متغیر در سطح اطمینان ۹۰ درصد منفی و معنادار است؛ به این معنی که با افزایش شاخص توسعه انسانی، نابرابری درآمد استان‌ها کاهش یافته است. بر اساس ضرایب برآوردی یک درصد افزایش در شاخص توسعه انسانی معادل ۰٫۰۹۲ درصد منجر به کاهش نابرابری درآمد در استان‌های ایران

می‌شود. این یافته پژوهش با نتایج مطالعات عسگری و میسمی (۱۳۸۸)، پرامانا و کرانا (۲۰۲۳) و قیفارا و همکاران (۲۰۲۲) سازگار است. از آنجا که افزایش شاخص توسعه انسانی می‌تواند با افزایش تحصیلات و سلامت جامعه همراه باشد می‌توان انتظار داشت که بهبود شاخص توسعه انسانی بر توزیع درآمد اثرگذار باشد. افزایش سطح تحصیلات و سلامت به افزایش بهره‌وری و مهارت نیروی کار منجر شده و این موضوع می‌توان زمینه افزایش سطح دستمزد و درآمد کارگران را فراهم کند که تداوم این شرایط درنهایت به بهبود توزیع درآمد و کاهش نابرابری آن کمک می‌کند.

در سطح اطمینان ۹۵ درصد و طی سال‌های ۱۳۸۵ تا ۱۴۰۰ تراکم جمعیت اثر مثبت و معناداری بر سطح نابرابری درآمد استان‌ها داشته است. بر اساس ضریب رگرسیونی این متغیر می‌توان تفسیر کرد با افزایش یک‌درصدی در تراکم جمعیت استان‌ها، سطح نابرابری درآمد در استان‌های ایران حدود ۰٫۰۱۵ درصد افزایش می‌یابد. در این خصوص سیلوستر (۲۰۰۳) نشان داد مناطق با تراکم بالاتر بهتر می‌توانند جوامع متنوع‌تر و متحرک‌تری را تشکیل دهند که این موضوع بر توزیع بلندمدت درآمد آن‌ها اثر مطلوبی دارد؛ بااین‌حال نتایج پژوهش از این موضوع حمایت نمی‌کند. این موضوع را می‌توان به این صورت توضیح داد که به دلیل نبود امکانات کافی در ایران با افزایش تراکم جمعیت، سطح دسترسی افراد جامعه به امکانات آموزشی، تفریحی، فرهنگی، اشتغال و ... کاهش می‌یابد که منجر به تشدید نابرابری درآمد خواهند شد.

در سطح اطمینان ۹۵ درصد و طی سال‌های ۱۳۸۵ تا ۱۴۰۰ نسبت وابستگی جمعیت اثر مثبت و معناداری بر سطح نابرابری درآمد استان‌ها داشته است. بر اساس ضریب رگرسیونی این متغیر می‌توان تفسیر کرد با افزایش یک‌درصدی در نسبت وابستگی جمعیت در استان‌ها، سطح نابرابری درآمد در استان‌های ایران حدود ۰٫۲۲۳ درصد افزایش می‌یابد که حکایت از اثر نسبت قوی این متغیر در تبیین نابرابری درآمد دارد. نسبت وابستگی جمعیت به معنای افزایش تعداد سالمندان و کودکان در کل جمعیت است. از آنجا که این گروه از جمعیت نسبت به سایر گروه‌های جمعیتی به طور متوسط سطح درآمدی پایین‌تری دارد، افزایش نسبت وابستگی جمعیت به بدتر شدن وضعیت توزیع درآمد منجر می‌شود.

در سطح اطمینان ۹۵ درصد و طی سال‌های مورد بررسی متوسط بعد خانوار اثر مثبت و معناداری بر سطح نابرابری درآمد استان‌ها داشته است. بر اساس ضریب رگرسیونی این متغیر می‌توان تفسیر کرد با افزایش یک‌درصدی در متوسط بعد خانوارهای استان‌ها، سطح نابرابری درآمد در استان‌های ایران حدود ۰٫۱۲۲ درصد افزایش می‌یابد. این یافته پژوهش با نتایج پژوهش ماندگانی و همکاران (۱۳۹۱) سازگاری است. به دلیل نبود

مکانیسم‌های اثربخش در حمایت از خانوارها، درآمد خانوارها متناسب با افزایش تعداد اعضای آن رشد نداشته است و این موضوع سبب شده است با افزایش بعد خانوار، وضعیت توزیع درآمد در استان‌های ایران وخیم‌تر شود.

در سطح اطمینان ۹۵ درصد و طی سال‌های ۱۳۸۵ تا ۱۴۰۰ نسبت شهرنشینی اثر منفی و معناداری بر سطح نابرابری درآمد استان‌ها داشته است. بر اساس ضریب رگرسیونی این متغیر می‌توان تفسیر کرد با افزایش یک‌درصدی در نسبت شهرنشینی استان‌ها، سطح نابرابری درآمد در استان‌های ایران حدود ۰٫۱۲۲ درصد کاهش می‌یابد. این یافته پژوهش با نتایج مطالعه علی (۲۰۲۳) سازگار است. نظر به اینکه شهرنشینان نسبت به جوامع روستایی به امکانات بیشتری دسترسی دارند و فرصت‌های کسب درآمد در مناطق شهری نسب به روستاها بیشتر است افزایش نسبت شهرنشینی توانسته است وضعیت توزیع درآمد در استان‌های ایران را بهبود دهد.

در سطح اطمینان ۹۵ درصد و طی سال‌های مورد بررسی تولید ناخالص داخلی سرانه (به قیمت ثابت ۱۳۹۰) اثر منفی و معناداری بر سطح نابرابری درآمد استان‌ها داشته است. بر اساس ضریب رگرسیونی این متغیر می‌توان تفسیر کرد با افزایش یک‌درصدی در تولید ناخالص داخلی سرانه استان‌ها، سطح نابرابری درآمد در استان‌های ایران حدود ۰٫۰۶۷ درصد کاهش می‌یابد. این یافته پژوهش با نتایج مطالعات غفاری فرد و همکاران (۱۴۰۰) سازگار است. آن‌ها در پژوهش‌های خود نشان داد با افزایش تولید ناخالص داخلی بهبود در توزیع درآمد مشاهده می‌شود. بهبود و افزایش تولید ناخالص داخلی سرانه در استان‌ها بیانگر افزایش سطح درآمد خانوارهاست و بر اساس منحنی کوزنتس تداوم افزایش درآمد سرانه می‌تواند به کاهش نابرابری درآمد منجر شود.

۵- نتیجه‌گیری و پیشنهادها

نتایج این پژوهش نشان داد طی سال‌های ۱۳۸۵ تا ۱۴۰۰ اندازه دولت استانی، تولید ناخالص داخلی سرانه و شاخص توسعه انسانی (در سطح اطمینان ۹۰ درصد) و نرخ شهرنشینی اثر منفی و معنادرای بر ضریب جینی در استان‌های ایران دارد؛ همچنین طی این دوره متغیرهای مرتبط با جمعیت شامل تراکم جمعیت، نسبت وابستگی جمعیت و متوسط بعد خانوار اثر مثبت و معناداری بر ضریب جینی داشته‌اند.

با توجه به نتایج پژوهش در جهت بهبود برابری درآمد پیشنهادهای سیاستی زیر ارائه می‌شود:

توزیع عادلانه منابع بودجه تملک دارایی‌های سرمایه در استان‌های کشور می‌تواند زمینه کاهش نابرابری درامد را فراهم کند. اجرایی کردن طرح‌های عمرانی در مناطق محروم و کم‌درآمد ضمن اشتغال‌زایی و ایجاد درآمد بیشتر برای ساکنان این مناطق با توسعه زیرساخت‌ها و کاهش نابرابری در امکانات و فرصت‌ها به بهبود توزیع درآمد منجر خواهد شد. همچنین توزیع عادلانه و علمی منابع حاصل از ۳ درصد صادرات نفت و گاز در کشور و تخصیص ردیف‌های بودجه اختصاصی در جهت حمایت از مناطق کمتر توسعه یافته می‌تواند در بهبود توزیع درآمد در استان‌های ایران راهگشا باشد.

پیشنهاد می‌شود دولت با سرمایه‌گذاری در بخش سلامت و آموزش در استان‌های کم برخوردار، سطح شاخص توسعه انسانی را در این استان‌ها بهبود داده تا بتواند زمینه‌ساز کاهش نابرابری درآمد شود.

با توجه به اثر مثبت متغیرهای جمعیتی بر نابرابری درآمد پیشنهاد می‌شود همگام با تشویق خانوارها به افزایش فرزندآوری، برنامه‌های مشخص و اثربخشی در عرصه‌های مختلف از جمله جبران خدمات نیروی کار و اشتغال‌زایی تدوین و اجرا شود. در این زمینه افزایش حق اولاد و عائله‌مندی می‌تواند به بهتر شدن وضعیت توزیع درآمد کمک کند.

با توجه به اثر منفی شهرنشینی بر نابرابری درآمد و نظر به اینکه مناطق شهری از نظر امکانات ارتباطی و زیرساختی در وضعیت مطلوب‌تری هستند پیشنهاد می‌شود دولت امکانات و زیرساخت‌های مختلف در روستاها را افزایش دهد تا در مناطق روستایی نیز افراد بتوانند به سهولت به امکانات مختلف ارتباطی، اطلاعاتی، پزشکی، آموزشی و ... دسترسی داشته باشند. این موضوع ضمن اینکه به طور مستقیم می‌تواند زمینه کاهش نابرابری درآمد را فراهم می‌کند، می‌تواند با افزایش سطح درامد سرانه افراد جامعه به کاهش نابرابری درامد بیانجامد.

در این پژوهش به بررسی عوامل اثرگذار بر نابرابری درآمد در استان‌های ایران با تأکید بر نقش اندازه دولت استانی پرداخته شد در مطالعات آتی پیشنهاد می‌شود:

ازآنجاکه در برخی مطالعات اثرات اندازه دولت بر نابرابری درآمد به‌صورت غیرخطی گزارش شده است پیشنهاد می‌شود، در مطالعات آتی با استفاده از مدل‌هایی از قبیل مدل انتقال هموار، سوئیچینگ مارکف و ... اثرات غیرخطی نیز مدنظر پژوهشگران قرار گیرد.

Acknowledgments: Acknowledgments may be made to individuals or institutions that have made an important contribution.
Conflict of Interest: The authors declare no conflict of interest.

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

Reference

Afonso, A., Schuknecht, L., & Tanzi, V. (2005). Public sector efficiency: An international comparison. *Public Choice, 123*(3-4), 321–347. https://doi.org/10.1007/s11127-005-7165-2

Alamanda, A. (2020). The effect of government expenditure on income inequality and poverty in Indonesia. *Info Artha, 4*(1), 1–11.

Ali, I. M. A. (2023). Income inequality, economic growth, and structural changes in Egypt: New insights from quantile cointegration approach. *Economic Change and Restructuring, 56*(1), 379–407. https://doi.org/10.1007/s10644-022-09429-w

Allah Rezaee, A., Hosseinzadeh, D., Faramarzi, A., & Yazdankhah, M. (2014). The impact of government size on income distribution in Iran. *Quarterly Journal of the Macro and Strategic Policies, 1*(4), 21–36. [In Persian]

Anderson, E., Jalles D'Orey, M. A., Duvendack, M., & Esposito, L. (2017). Does government spending affect income inequality? A meta-regression analysis. *Journal of Economic Surveys, 31*(4), 961–987.

Angle, J., Nielsen, F., & Scalas, E. (2010). The Kuznets curve and the inequality process. In *Econophysics and economics of games, social choices and quantitative techniques* (pp. 125–138). Springer.

Arellano, M., & Bond, S. (1991). Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations. *The Review of Economic Studies, 58*(2), 277–297.

Areosa, W., & Areosa, M. (2006). *The inequality channel of monetary transmission* (Banco Central do Brasil Working Paper No. 114).

Ashraf Ganjavi, R., Akbari Fard, H., Jalaee Esfandabadi, S. A. M., & Mashinchi, M. (2024). Estimating the impact of uncertainty of macroeconomic and foreign trade variables on income distribution among income deciles. *Quarterly Journal of Quantitative Economics, 21*(2), 75–125. https://doi.org/10.22055/jqe.2021.36781.2350 [In Persian]

Askari, M. M., & Meisami, H. (2014). Evaluating the role of human development components on poverty and income distribution from an Islamic perspective (Case study: OIC member countries). *Journal of Iran's Economic Essays, 6*(12), 91–119. [In Persian]

Beheshti, M. B., Mohammadzadeh, P., & Ghasemloo, K. (2021). Fundamental factors affecting income inequality among provinces of Iran. *Program and Development Research, 1*(1), 11–44. https://doi.org/10.22034/pbr.2021.124905 [In Persian]

Blank, R. M., Card, D., Levy, F., & Medoff, J. L. (1993). Poverty, income distribution, and growth: Are they still connected? *Brookings Papers on Economic Activity, 1993*(2), 285–339.

Bordo, M. D. (1983). Some aspects of the monetary economics of Richard Cantillon. *Journal of Monetary Economics, 12*(2), 235–258.

Chetty, R., Stepner, M., Abraham, S., Lin, S., Scuderi, B., Turner, N., ... & Cutler, D. (2016). The association between income and life expectancy in the United States, 2001-2014. *JAMA, 315*(16), 1750–1766.

Claus, I., Martinez-Vazquez, J., & Vulovic, V. (2012). *Government fiscal policies and redistribution in Asian countries* (Asian Development Bank Working Paper No. 310).

Crenshaw, E. M. (1993). Polity, economy and technoecology: Alternative explanations for income inequality. *Social Forces, 71*(3), 807–816.

Cysne, R. P., Maldonado, W. L., & Monteiro, P. K. (2005). Inflation and income inequality: A shopping-time approach. *Journal of Development Economics, 78*(2), 516–528.

De Mello, L., & Tiongson, E. R. (2006). Income inequality and redistributive government spending. *Public Finance Review, 34*(3), 282–305.

Deaton, A. S., & Paxson, C. H. (1997). The effects of economic and population growth on national saving and inequality. *Demography, 34*(1), 97–114.

Dotti, V. (2020). Income inequality, size of government, and tax progressivity: A positive theory. *European Economic Review, 121*(3), 327–350.

Ebrahimi, S., Sadeghi, S., Beheshti, M., & Ranjpoor, R. (2018). Assessing the effect of government infrastructure expenditure on income distribution in rural Iran: FAVAR model. *Agricultural Economics Research, 10*(40), 145–172. [In Persian]

Fournier, J. M., & Johansson, Å. (2016). *The effect of the size and the mix of public spending on growth and inequality* (OECD Economics Department Working Papers No. 1344).

Galli, R., & van Der Hoeven, R. (2001). *Is inflation bad for income inequality? The importance of the initial rate of inflation* (ILO Employment Paper No. 2001/29).

Ghaffaryfard, M., Alamdar, G. A., & Afzali, G. (2021). Investigating the trend of provincial income inequality and the effect of allocating provincial budget funds on it. *Budget and Finance Strategic Research, 2*(2), 79–106. [In Persian]

Ghifara, A. S., Iman, A. N., Wardhana, A. K., Rusgianto, S., & Ratnasari, R. T. (2022). The effect of economic growth, government spending, and human development index toward inequality of income distribution in the metropolitan cities in Indonesia. *Daengku: Journal of Humanities and Social Sciences Innovation, 2*(4), 529–536. https://doi.org/10.35877/454RI.daengku1092

Gini, C. (1914). Sulla misura della concentrazione e della variabilità dei caratteri. *Atti del Reale Istituto Veneto di Scienze, Lettere ed Arti, 73*, 1203–1248.

Hasanvand, A., Karimi, M. S., Falahati, A., & Khanzadi, A. (2024). Investigating the relationship between economic complexity and income inequality in Iran (Simultaneous equations approach). *Quarterly Journal of Quantitative Economics, 21*(2), 201–222. https://doi.org/10.22055/jqe.2022.38495.2404 [In Persian]

Higgins, M., & Williamson, J. G. (2002). Explaining inequality the world round: Cohort size, Kuznets curves, and openness. *Japanese Journal of Southeast Asian Studies, 40*(3), 268–302.

Holtz-Eakin, D., & Lovely, M. E. (1996). Technological linkages, market structure, and production policies. *Journal of Public Economics, 61*(1), 73–86.

Izadkhasti, H. (2019). Inequality of provincial budget allocation and its impact on inequality of regional income in Iran. *Economics Research, 19*(75), 39–70. https://doi.org/10.22054/joer.2019.11631 [In Persian]

Jorjorzadeh, A., & Eghbali, A. (2005). An investigation about the effect of oil income on income distribution in Iran. *Social Welfare Quarterly, 5*(17), 207–226. [In Persian]

Kaasa, A. (2005). *Factors of income inequality and their influence mechanisms: A theoretical overview* (University of Tartu Faculty of Economics and Business Administration Working Paper No. 40).

Kondo, N., van Dam, R. M., Sembajwe, G., Subramanian, S. V., Kawachi, I., & Yamagata, Z. (2012). Income inequality and health: The role of population size, inequality threshold, period effects and lag effects. *Journal of Epidemiology & Community Health, 66*(6), e1–e6.

Kuznets, S. (1955). Economic growth and income inequality. *American Economic Review, 45*(1), 1–28.

Ledoit, O. (2011). *The redistributive effects of monetary policy* (University of Zurich Department of Economics Working Paper No. 44).

Lee, C. S. (2005). Income inequality, democracy, and public sector size. *American Sociological Review, 70*(1), 158–181.

Levin, A., Lin, C. F., & Chu, C. S. J. (2002). Unit root tests in panel data: Asymptotic and finite-sample properties. *Journal of Econometrics, 108*(1), 1–24.

Litwin, C. (1998). *Trade and income distribution in developing countries* (Working Papers in Economics, Department of Economics, Göteborg University).

Mandegani, S., Afghah, S. M., & Namvar, E. (2012). Estimating the effect of macro-economic variables on income inequality in Iran. *Social Welfare Quarterly, 12*(46), 161–181. [In Persian]

Mansouri, S. A. (2024). Investigating the effect of sanctions on causal relationship between corruption, income inequality and poverty in Iran. *Quarterly Journal of Quantitative Economics, 21*(1), 171–201. https://doi.org/10.22055/jqe.2024.43224.2544 [In Persian]

Mehregan, N., Musai, M., & Keihani Hekmat, R. (2008). The economic growth and income distribution in Iran. *Social Welfare Quarterly, 7*(28), 57–87. [In Persian]

Meltzer, A. H., & Richard, S. F. (1983). Tests of a rational theory of the size of government. *Public Choice, 41*(3), 403–418.

Milanovic, B. (1994). A cost of transition: 50 million new poor and growing inequality. *Transition, 5*(8), 1–4.

Moftakhari, A., Jafari, M., Abounoori, E., & Nademi, Y. (2025). Investigating the effects of gender inequality on brain drain in developing countries. *Quarterly Journal of Quantitative Economics, 22*(3), 1–26. https://doi.org/10.22055/jqe.2021.37203.2362 [In Persian]

Mohammadi, T., Shakeri, A., Abdollahe Milani, M., & Shahabi, A. (2015). The effect of prices changes on income and welfare distribution in urban areas. *Economic Modelling, 9*(29), 25–42. [In Persian]

Monnin, P. (2014). *Inflation and income inequality in developed economies* (CEP Working Paper No. 2014/1).

Montazeri Shoorekchali, J., & Zahed Gharavi, M. (2020). Investigating the relationship between government size and income inequality in Iran: The MS-VAR approach. *Journal of Economics and Modelling, 11*(2), 29–64. https://doi.org/10.29252/jem.2021.185532.1532 [In Persian]

Nielsen, F., & Alderson, A. S. (1997). The Kuznets curve and the great U-turn: Income inequality in US counties, 1970 to 1990. *American Sociological Review, 62*(1), 12–33.

Noor Mohammadi, K., Arab Mazar, A., Mehregan, N., & Partoyi, B. (2021). An analysis of government expenditures influences on income inequality in provinces of Iran (Using the generalized method of moments). *Journal of Financial Economics, 14*(53), 1–19. [In Persian]

Ortiz, I., & Cummins, M. (2011). *Global inequality: Beyond the bottom billion–A rapid review of income distribution in 141 countries* (SSRN Working Paper No. 1805046).

Panahi, H., & Rafai, R. (2012). The effect of government size on economic growth in Iran with emphasis on ARMY model. *Economic Modelling, 6*(18), 123–138. [In Persian]

Piketty, T., & Saez, E. (2014). Inequality in the long run. *Science, 344*(6186), 838–843.

Pramana, R. A., & Kirana, M. (2023). *The effect of gross regional domestic product, investment, and human development index on income inequality from 2009 to 2021: Study in 5 regions of Yogyakarta* [Doctoral dissertation, Universitas Diponegoro].

Radfar, M. R., Zomorodiyan, G., & Karimkhani, M. (2020). Investigating the interactions of inequality income, employment and economic growth. *Journal of Investment Knowledge, 9*(33), 283–299. [In Persian]

Rhee, C., Zhuang, J., Kanbur, R., & Felipe, J. (2014). Confronting Asia's rising inequality: Policy options. In *Inequality in Asia and the Pacific* (pp. 103–124). Routledge.

Roozitalab, A., Abounoori, E., & Maddah, M. (2024). Estimation of multidimensional inequality of Bushehr province compared to the whole country. *Quarterly Journal of Quantitative Economics, 22*(4), 62–88. https://doi.org/10.22055/jqe.2023.43930.2558 [In Persian]

Seifepour, R., & Rezaee, M. (2011). An analysis of the effective factors on income distribution in Iran with the emphasis on taxes. *Journal of Tax Research, 19*(10), 121–142. [In Persian]

Shabnum, S., & Malik, Z. (2023). The impact of inflation and unemployment on income inequality in Pakistan. *Journal of Applied Economics and Business Studies*, *7*(1), 119–138.

Shakeri, A., Jahangard, E., & Aghlami, S. (2014). The nonlinear effect of inflation on income inequality in Iran. *The Economic Research, 13*(4), 27–53. [In Persian]

Shakeri Bostanabad, R., & Jalili, Z. (2020). Factors affecting provincial income distribution inequality in Iran: Using a fractional panel probit model. *The Economic Research (Sustainable Growth and Development), 20*(4), 205–228. [In Persian]

Siami-Namini, S., & Hudson, D. (2019). Inflation and income inequality in developed and developing countries. *Journal of Economic Studies, 46*(3), 611–632.

Sulemana, I., Nketiah-Amponsah, E., Codjoe, E. A., & Andoh, J. A. N. (2019). Urbanization and income inequality in Sub-Saharan Africa. *Sustainable Cities and Society, 48*, 1–23.

Sylwester, K. (2003). Income inequality and population density 1500 AD: A connection. *Journal of Economic Development, 28*(2), 61–82.

Wan, G., Zhang, X., & Zhao, M. (2022). Urbanization can help reduce income inequality. *npj Urban Sustainability*, *2*(1), 1–8.

Weil, D. (2016). *Economic growth* (3rd ed.). Routledge.

Wilkie, P. J. (1996). Through-time changes in family income inequality: The effect of non-synchronous regional growth. *Applied Economics, 28*(12), 1515–1527.

Williamson, S. D. (2008). Monetary policy and distribution. *Journal of Monetary Economics, 55*(6), 1038–1053. https://doi.org/10.1016/j.jmoneco.2008.07.001

Yu, L. R., & Li, X. Y. (2021). The effects of social security expenditure on reducing income inequality and rural poverty in China. *Journal of Integrative Agriculture, 20*(4), 1060–1067.

Zare, E., Ebrahimi, M., Aminifard, A., & Zare, H. (2021). Threshold effects of government size on happiness inequality in Iran. *Economic Modelling, 14*(52), 101–120. [In Persian]

فصلنامه‌ی اقتصاد مقداری (بررسی‌های اقتصادی سابق) تابستان ۱۴۰۵ ۲۳(۲) ۲۴۲-۲۰۷



فصلنامه‌ی اقتصاد مقداری

صفحه‌ی اصلی وب سایت مجله:
www.jqe.scu.ac.ir
شاپا الکترونیکی: ۴۲۷۱-۲۷۱۷
شاپا چاپی: ۵۸۵۰-۲۰۰۸

تأثیر پیچیدگی اقتصادی بر ردپای اکولوژیکی در آلوده کننده های بزرگ آسیایی: شواهدی جدید از برآوردهای آستانه‌ای و غیر آستانه‌ای

سمیه اعظمی،* فایزه پور اکبری **، سید محمد باقر نجفی ***

* دانشیار، دانشگاه رازی، دانشکده علوم اجتماعی و تربیتی، گروه اقتصاد، کرمانشاه، ایران. (نویسنده ی مسئول)
** کارشناس ارشد اقتصاد انرژی، دانشگاه رازی، گروه اقتصاد ، کرمانشاه، ایران.
*** دانشیار، دانشگاه رازی، دانشکده علوم اجتماعی و تربیتی، گروه اقتصاد، کرمانشاه، ایران.

اطلاعات مقاله

تاریخ دریافت: ۸ خرداد ۱۴۰۳
تاریخ بازنگری: ۳۰ تیر ۱۴۰۳
تاریخ پذیرش: ۱ آبان ۱۴۰۳

ارتباط با نویسنده مسئول:
ایمیل: s.azami@razi.ac.ir
0000-0002-7576-5820

طبقه‌بندی JEL: O30, O13,Q01,Q56

واژگان کلیدی:
دانش، کیفیت محیطزیست، مدل آستانه‌ای، کشورهای آسیایی

آدرس پستی: ***کرمانشاه، طاق بستان، خیابان دانشگاه، دانشگاه رازی، دانشکده اقتصاد، گروه اقتصاد. کدپستی:۶۷۱۴۴۱۴۹۷۱***

اطلاعات تکمیلی:
این مقاله مأخوذ از پایان‌نامه کارشناسی ارشد خانم فایزه پور اکبری با راهنمایی خانم دکتر سمیه اعظمی و مشاوره آقای دکتر سید محمد باقر نجفی است.

قدردانی: از تمامی افراد و موسساتی که در انجام این تحقیق مولف را مساعدت نمودند، قدردانی می‌شود.
تضاد منافع: نویسندگان مقاله اعلام می‌کنند که در انتشار مقاله ارائه شده تضاد منافعی وجود ندارد.
منابع مالی: نویسنده‌ها هیچگونه حمایت مالی برای تحقیق، تألیف و انتشار این مقاله دریافت نکرده‌اند.

چکیده

هدف این مطالعه بررسی تاثیر پیچیدگی اقتصادی بر ردپای اکولوژیکی در کشورهای منتخب آسیایی؛ چین، هند، ژاپن، کره جنوبی و ایران در فاصله زمانی ۲۰۲۱-۱۹۹۵ است. این کشورها از نظر پیچیدگی اقتصادی شرایط متفاوتی را تجربه می‌کنند و بر حسب انتشار CO_2 رتبه کمتر از ۱۰ در میان کشورهای جهان دارند. نتایج آزمون هم انباشتگی دلالت بر وجود ارتباط بلند مدت میان متغیرهای مدل دارد و این ارتباط در قالب مدل آستانه‌ای و غیر آستانه‌ای و استفاده از داده های ترکیبی(پانل) برآورد می‌شود. نتایج نشان می‌دهد فرضیه زیست‌محیطی کوزنتس در این گروه از کشورها مورد تایید است. مصرف انرژی تجدید پذیر و فسیلی به ترتیب به طور معنی داری منجر به کاهش و افزایش ردپای اکولوژیکی می‌شوند. توسعه مالی در مدل ترکیبی آستانه‌ای به طور معنی داری ردپای اکولوژیکی را کاهش می‌دهد. با افزایش شاخص پیچیدگی اقتصادی تا مقدار آستانه‌ای ۱/۱۲، ردپای اکولوژیکی با نرخ ۰/۰۳ و بعد از آن با نرخ ۰/۰۸ افزایش می‌یابد. برآوردهای ترکیبی غیر آستانه‌ای حاکی از آن است که با افزایش شاخص پیچیدگی اقتصادی ردپای اکولوژیکی ابتدا در سطوح بسیار پایین دانش و پیچیدگی(شاخص پیچیدگی اقتصادی کمتر از ۱/۶) کاهش و سپس با نرخ افزایشی افزایش می‌یابد. انتظار می رود پیچیده تر شدن اقتصاد یک استراتژی برنده- بازنده برای محیطزیست منتخبین آسیایی باشد. لذا، به منظور دستیابی به توسعه پایدار همراه با افزایش سطح دانش و پیچیدگی اقتصادی استفاده از فرایندهای تولیدی و تکنولوژی های دوستدار محیطزیست، جایگزینی انرژی تجدیدپذیر به جای انرژی فسیلی و رشد بخش مالی به کشورهای مورد مطالعه توصیه می‌شود.

ارجاع به مقاله:

اعظمی، سمیه.، پور اکبری، فایزه و نجفی، سید محمد باقر. (۱۴۰۵). تأثیر پیچیدگی اقتصادی بر ردپای اکولوژیکی در آلوده کننده های بزرگ آسیایی: شواهدی جدید از برآوردهای آستانه‌ای و غیر آستانه‌ای. *فصلنامه‌ی اقتصاد مقداری (بررسی‌های اقتصادی سابق)*، ۲۳(۲)، ۲۴۲-۲۰۷.

10.22055/jqe.2024.47028.2632

© 2026 Shahid Chamran University of Ahvaz, Ahvaz, Iran. This article is an open access article distributed under the terms and conditions of the Creative Commons Attribution-NonCommercial 4.0 International (CC BY-NC 4.0 license) (http://creativecommons.org/licenses/by-nc/4.0/)

۱- مقدمه

انتشار CO_2 تقریباً ۷۶٪ از کل گازهای گلخانه ای انسانی (GHG) را تشکیل می‌دهد. لذا، اثرات زیست‌محیطی فعالیت های انسانی غالباً توسط انتشار CO_2 سنجش می‌شود. این در حالیست که انتشار CO_2 تنها بخش کوچکی از تخریب محیطزیست را نشان می‌دهد و کل فشار فعالیت های انسانی بر روی اکوسیستم را در نظر نمی‌گیرد. اخیراً، به دنبال حسابداری

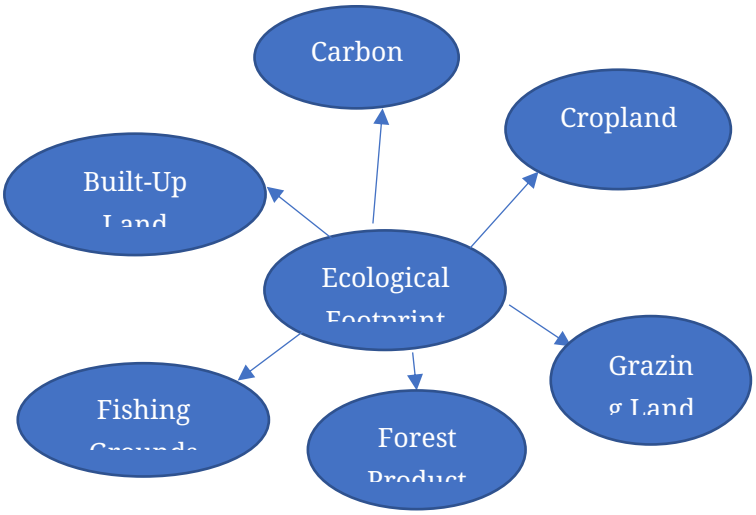
اکولوژیکی و معرفی ردپای اکولوژیکی[1] توسط واکرناگل و ریس[2] (۱۹۹۶) کیفیت زیست‌محیطی با استفاده از شاخص ردپای اکولوژیکی به طور گسترده در مطالعات زیست‌محیطی مورد بررسی قرار گرفته است. ردپای اکولوژیکی ابزار مفیدی است که به بررسی تأثیر فعالیت‌های انسان بر محیطزیست و زمین تکیه دارد و با استفاده از آن می‌توان، فشار وارده بر اکولوژی و محیطزیست را به اطلاع عموم جامعه رساند. به عبارت دیگر، این شاخص، ظرفیت بیولوژیکی مورد نیاز که به وسیله افراد هر کشور برای تولید کالاها و خدمات مصرف می‌شود و نیز ظرفیت مورد نیاز برای جذب آلودگی‌هایی که به وسیله این افراد ایجاد شده را اندازه می‌گیرد. همچنین، ردپای اکولوژیکی شاخصی از پایداری است و وجود ردپای اکولوژیکی، به عنوان شاخصی از کارایی اکولوژیکی نیز بشمار می‌رود (Wiedmann, Minx, Barrett, & Wackernagel, 2006).

تجزیه و تحلیل ردپای اکولوژیکی در سال های اخیر بسیار مورد توجه قرار گرفته است زیرا عاملی اساسی در اجرای سیاست های مربوط به گرمایش جهانی و تغییرات آب و هوایی است. در حال حاضر، بشر از معادل ۱/۷۵ زمین برای تامین منابع مورد نیاز و جذب زباله استفاده می‌کند، به این معنی که سیاره به یک سال و هشت ماه نیاز دارد تا آنچه را که در یک سال استفاده می شود، احیا کند. این موضوع نشان می‌دهد که از منابع و خدمات اکولوژیکی بیشتر از توانایی طبیعت برای بازسازی استفاده می‌شود (Global Footprint Network, 2019).

لذا، این سوال اهمیت دارد که چه عواملی بر ردپای اکولوژیکی تأثیر گذار است. تولید ناخالص داخلی، مصرف انرژی، توسعه مالی، تجارت و تکنولوژی از عوامل مؤثر بر ردپای اکولوژیکی است. یکی دیگر از عوامل مؤثر پیچیدگی اقتصادی[3] است. تفکر پایه در رابطه با شاخص پیچیدگی اقتصادی این است که مهم‌ترین عامل تعیین کننده میزان توسعه-یافتگی هر کشور، میزان دانش شکل گرفته در آن کشور است. مقدار بالای شاخص پیچیدگی اقتصادی نشان‌دهنده سطح بالای دانش و قابلیت‌های یک اقتصاد است. از یک سو، بسیاری از محققان، بر این باورند که نوآوری‌های فناورانه و استفاده از عوامل تولید همراه با تکنولوژی بالاتر، می‌تواند کارایی انرژی را بهبود ببخشد. همچنین یک ساختار پیچیده‌تر تولید، کشور را قادر می‌سازد که در فعالیت‌های تولیدی خود، بهره‌وری بالاتری را کسب نماید. در نتیجه، می‌تواند مصرف انرژی را برای مقدار معینی از تولید کاهش دهد و انتشار آلایندگی را کمتر

[1] Ecological Footprint
[2] (Wackernagel & Rees, 1998)
[3] Economic Compelexity

کند (Khan & Ahmad, 2008). انتظار می رود اقتصادهای پیچیده تر ظرفیت بیشتری برای توسعه فعالیت‌های تحقیق و توسعه خاص به منظور کاهش تخریب محیطزیست داشته باشند. از سوی دیگر، می توان ادعا نمود اقتصادهای ساده به طور کلی بر تولید محصولات کشاورزی و مواد معدنی خام تمرکز دارند و در نتیجه باعث تخریب محیطی محدودی می‌شوند. با این حال، اقتصادهای توسعه‌یافته و صنعتی شده که با تنوع در تولید پیچیده‌تر شده‌اند، باعث تخریب بیش از حد محیط می‌شوند (Swart & Brinkmann, 2020).



نمودار ۱. اجزای ردپای اکولوژیکی
مأخذ: بالسالوبره- لورنس و همکاران، ۲۰۲۳
Figure 1. Ecological Footprint Components
Source: (Balsalobre-Lorente, Nur, Topaloglu, & Evcimen, 2024)

سهم و نقش مطالعه حاضر در ادبیات آن است که تلاش می‌کند یک آشتی میان نتایج متناقض ایجاد کند ضمن آنکه به جای انتشار دی اکسید کربن از شاخص ردپای اکولوژیکی استفاده می‌شود. متدلوژی این مقاله مبتنی بر یک مدل ترکیبی آستانه‌ای[4] است ضمن آنکه به منظور راستی آزمایی نتایج از مدل ترکیبی غیر آستانه‌ای نیز بهره می‌برد. با توجه به

[4] Panel Threshold Model

متفاوت بودن نتایج در ادبیات از مدل ترکیبی آستانه‌ای بهره گرفته شد و اجازه داده شد که تاثیر پیچیدگی بر ردپای اکولوژیکی تابع موقعیت کشورها از نظر پیچیدگی اقتصادی باشد. همچنین به منظور راستی آزمایی نتایج، مدل ترکیبی غیر آستانه‌ای با لحاظ این شرایط که تاثیر پیچیدگی بر ردپای اکولوژیکی تابعی از میزان شاخص پیچیدگی است نیز برآورد می‌شود.

کشورهای مورد مطالعه منتخبین آسیایی؛ چین، ایران، ژاپن، کره جنوبی و هند و دوره زمانی مطالعه ۱۹۹۵-۲۰۲۱ است. قابل توجه است این کشورها وضعیت مناسبی از نظر کیفیت محیط‌زیست ندارند. کشورهای چین، هند، ژاپن، کره جنوبی و ایران به ترتیب حایز رتبه ۱، ۳، ٦، ۸ و ۹ در میان کشورهای جهان(۲۱۹ کشور) بر حسب انتشار دی اکسید کربن هستند. همچنین، بر اساس رتبه بندی AEC[5] کشورهای ژاپن، کره جنوبی، چین، هند و ایران به ترتیب حایز رتبه ۱، ۷، ۱۸، ۵۲ و ۷۳ در میان کشورهای جهان(۱۳۳ کشور) بر حسب پیچیدگی اقتصادی هستند. تولید ناخالص داخلی، مصرف انرژی تجدیدپذیر، مصرف انرژی فسیلی و توسعه مالی متغیرهای کنترلی مدل هستند. نتایج گویای آن است که انتظار می رود پیچیده تر شدن اقتصادها به نفع محیط‌زیست نباشد. البته، در سطوح پایین دانش و پیچیدگی اقتصادی، پیچیده تر شدن اقتصادها یا باعث کاهش ردپای اکولوژیکی می گردد و یا هزینه های زیست‌محیطی پیچیدگی کمتر از سطوح بالای پیچیدگی اقتصادی است. در برآوردهای غیر آستانه‌ای انتظار می‌رود یک رابطه U شکل میان ردپای اکولوژیکی و شاخص پیچیدگی اقتصاد باشد. این نتیجه در ادبیات قابل توجه است. توجیه این نتیجه به این صورت است که در سطوح پایین دانش و پیچیدگی اقتصادی می توان انتظار داشت افزایش دانش به نفع محیط‌زیست باشد ولی هر چه اقتصادها پیچیده تر می‌شوند آثار زیان بار زیست‌محیطی دانش بیشتر می‌شود.

سازمان‌دهی مقاله به این صورت است که در ادامه به ترتیب مبانی نظری و پیشینه پژوهش مطرح می‌شود. روش‌شناسی پژوهش و مروری بر داده ها موضوع بخش چهارم است. یافته های تجربی و بحث به بخش پنجم و نتیجه‌گیری و توصیه سیاستی به بخش ششم اختصاص دارد.

[5] Atlas Economic Compelexity

۲- مبانی نظری

در ادامه، ابتدا مروری بر مفاهیم ردپای اکولوژیکی و پیچیدگی اقتصادی داریم و سپس به مکانیزم های تأثیر گذاری پیچیدگی اقتصادی، تولید ناخالص داخلی، توسعه مالی و مصرف انرژی بر ردپای اکولوژیکی پرداخته می‌شود.

۲-۱- تعریف ردپای اکولوژیکی

واکرناگل و ریس (۱۹۹۶) یک شاخص آلودگی زیست‌محیطی جامع‌تر از آلودگی آب، خاک و هوا معرفی کردند. ردپای اکولوژیکی یک شاخص کل است که تخریب محیطی ناشی از فعالیت های انسانی را اندازه گیری می‌کند (Ulucak & Lin, 2017). ردپای اکولوژیکی کمک می‌کند تا تأثیر مستقیم و غیرمستقیم فعالیت های افراد بر کره زمین سنجش شود. ردپای اکولوژیکی معمولاً در هکتار جهانی(gha[6]) اندازه گیری می‌شود. بدین ترتیب، مقایسه کشورهای مختلف آسان می‌گردد.

ردپای اکولوژیکی تقاضای منابع طبیعی انسانی را نشان می‌دهد، در حالی که ظرفیت زیستی، عرضه منابع طبیعی را نشان می‌دهد. با مقایسه ردپای اکولوژیکی با ظرفیت زیستی، منطقه تولیدی بیولوژیکی مورد نیاز برای مصرف انسان را می‌توان اندازه‌گیری کرد. اگر تقاضا برای منابع طبیعی بیشتر از عرضه باشد، پس کسری زیست‌محیطی رخ می‌دهد، در همان حال، ردپای اکولوژیکی میزان مصرف منابع انسانی را نشان می‌دهد که فراتر از محدودیت‌های زیست‌محیطی هستند (Yilanci & Pata, 2020).

شاخص رد پای اکولوژیکی پیش درآمد برنامه ریزی و یکی از ابزارهای کارآمد آن است که به تحقق پایداری کمک می‌کند. ردپای اکولوژیکی از دو منظر می‌تواند شاخص پایداری محسوب شود. اولاً، رد پای اکولوژیکی هزینه اکولوژیکی تأمین کلیه کالاها و خدمات مصرفی انسان را محاسبه می‌کند و نشان می‌دهد که مردم نه تنها برای تولیدات کشاورزی، احداث جاده ها، ساختمان سازی و سایر فعالیتها به زمین نیاز دارند، بلکه به طور غیرمستقیم نیز کالاها و خدمات مورد نیاز انسان‌ها از زمین مهیا می شود. ثانیاً، تعبیر رد پای اکولوژیکی به عنوان شاخص پایداری به معرفی ایده ظرفیت برد منجر شده است. ظرفیت برد عبارتست از حداکثر جمعیتی که زمین می تواند نیازهای آنها را به طور نامحدود مهیا کند (Fakher, Abedi, & Shaygani, 2018).

[6] global hectares

ردپای اکولوژیکی معیار مناسبی برای تخریب محیطزیست است زیرا با این ایده که فعالیت های انسانی نباید از ظرفیت محیط برای تجدید منابع فراتر رود سازگار است و می تواند پیامدهای فعالیت های انسانی بر محیطزیست یک کشور را از نظر هوا، خاک و آب نشان دهد.

۲-۲- تعریف پیچیدگی اقتصادی

ایده معرفی شاخص پیچیدگی اقتصادی توسط گروهی از دانشمندان و محققان دانشگاه‌های هاروارد و ام آی تی آمریکا در سال ۲۰۰۶ انجام شد. در این راستا هاسمن[7] استاد اقتصاد توسعه و رئیس مرکز توسعه بین‌المللی دانشگاه هاروارد و هیدالگو[8] از دانشگاه ام. آی. تی با تشکیل گروه تحقیقاتی گسترده‌ای به مطالعه ایده پیچیدگی اقتصادی پرداختند (Shahmoradi & Sadeghi Siahkali, 2017).

این شاخص توانایی یک کشور برای تولید و صادرات محصولات پیچیده را بیان می کند و میزان دانش تولیدی موجود در آن کشور را تخمین می زند. هیدالگو و هاسمن[9](۲۰۰۹) شاخص پیچیدگی اقتصادی را با استفاده از اطلاعات تجارت خارجی کشورها طراحی کردند که سطح توسعه‌یافتگی و تجمیع ظرفیت‌های اقتصادی یک کشور را نشان می‌دهد. دو مفهوم مهم در محاسبه این شاخص مورد استفاده قرار گرفته که یکی تنوع محصولات و دیگری، فراگیربودن محصولات است. تنوع محصولات اشاره به تعداد محصولات متمایزی که یک کشور تولید می کند دارد، و میزان بیشتر آن، نشان دهنده دانش تجمیع شده و توانایی استفاده از تاکتیک‌ها و نوآوری‌های صورت گرفته در ساختار تولید یک کشور است. همچنین تعداد کشورهایی که قادر به تولید آن محصول مشابه هستند، به فراگیر بودن محصولات اشاره دارد. برای تشریح بیشتر روش ابداعی هیدالگو و هاسمن (۲۰۰۹)، ماتریس مزیت نسبی آشکار شده یا ضریب مکانی را برای دنیایی با N کشور و K محصول در نظر بگیرید (Saeedi, Moghaddasi, Nessabian, & Damanjeshideh, 2022):

[7] Hausman
[8] Hidalgo
[9] Hidalgo & Hausman

$$R=\begin{bmatrix} r_{11} & \cdots & r_{1N} \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ r_{K1} & \cdots & r_{KN} \end{bmatrix} \quad (1)$$

r_{11} مزیت نسبی آشکار شده کشور ۱ در محصول ۱ است. بر اساس شرط $RCA \succ 1$ [10]، درایه های ماتریس R به یک و در غیر اینصورت به صفر تبدیل و ماتریس M تشکیل می شود:

$$M=\begin{bmatrix} m_{11} & \cdots & m_{1N} \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ m_{K1} & \cdots & m_{KN} \end{bmatrix} \quad (2)$$

اگر $m_{11}=1$ باشد یعنی کشور اول محصول اول را با مزیت نسبی آشکارشده صادر کرده است ($RCA \succ 1$). جمع سطری ماتریس M ($UB_i=\sum_{c=1}^{n} m_{ic}$) درجه فراگیر بودن صادرات محصول i را نشان می‌دهد. جمع ستونی ماتریس M ($DIV_c=\sum_{i=1}^{k} m_{ic}$) درجه تنوع سبد محصولات صادراتی کشور c را نشان می‌دهد. با روابط زیر می توان این وابستگی ها را نشان داد:

$$\begin{cases} KC_{c.h}=\dfrac{1}{DIV_c}\sum_{i=1}^{K_p} m_{ic}KP_{i.h-1} \\ KP_{i.h}=\dfrac{1}{UB_i}\sum_{c=1}^{N_c} M_{ic}KC_{c.h-1} \end{cases} \quad (3)$$

در معادلات (۲) و (۳)، $KC_{c.h}$ و $KP_{i.h}$ به ترتیب درجه پیچیدگی محصول i ام و درجه پیچیدگی کشور c ام می‌باشند. در رابطه (۳) DIV_C کل تعداد محصولات صادراتی (با مزیت نسبی آشکار شده) یک کشور است. $\sum_{i=1}^{K_p} m_{ic}KP_{i.h-1}$ جمع درجه پیچیدگی محصولاتی است که کشور c آنها را با مزیت نسبی صادر می‌کند. وقتی این عبارت بر DIV_C تقسیم می‌شود، در حقیقت میانگین درجه پیچیدگی محصولات صادراتی (با مزیت نسبی)

[10] Revealed Comparative Advantages

به عنوان درجه پیچیدگی آن کشور در نظر گرفته می‌شود. با جایگذاری معادلات (۴) و (۵) در یکدیگر، تشکیل فرم ماتریسی معادلات و استفاده از عملگر انتقال مارکوف، هیدالگو و هاسمن (۲۰۰۹) شاخص پیچیدگی کشوری را متناظر با دومین و بزرگترین بردار ویژه ماتریس $\sum_{i=1}^{K} \frac{M_{ic}M_{ic'}}{UB_i}$ و شاخص پیچیدگی محصول i را متناظر با دومین و بزرگترین بردار ویژه ماتریس $\sum_{c=1}^{N} \frac{M_{ic}M_{ic'}}{DIV_c}$ به صورت زیر معرفی کردند:

$$ECI_c = \frac{\overrightarrow{KC}_c - \langle \overrightarrow{KC}_c \rangle}{stdev(\overrightarrow{KC}_c)} \quad (۴)$$

$$PCI_i = \frac{\overrightarrow{KP}_i - \langle \overrightarrow{KP}_i \rangle}{stdev(\overrightarrow{KP}_i)} \quad (۵)$$

در روابط (۶) و (۵)، ECI_C و PCI_i به ترتیب شاخص پیچیدگی کشور c ام و شاخص پیچیدگی محصول i ام می باشند. این شاخص ها با میانگین $\langle \overrightarrow{KC}_c \rangle$ و $\langle \overrightarrow{KP}_i \rangle$ و انحراف معیار $stdev(\overrightarrow{KC}_c)$ و $stdev(\overrightarrow{KP}_i)$ به صورت متغیرهای استاندارد شده هستند.

۳-۲- پیچیدگی اقتصادی و ردپای اکولوژیکی

بسیاری از محققان، بر این باورند که نوآوری‌های فناورانه و استفاده از عوامل تولید همراه با تکنولوژی بالاتر، می‌تواند کارایی انرژی را بهبود ببخشد. همچنین یک ساختار پیچیده‌تر تولید، کشور را قادر می‌سازد که در فعالیت‌های تولیدی خود، بهره‌وری بالاتری را کسب نماید. در نتیجه، می‌تواند مصرف انرژی را برای مقدار معینی از تولید کاهش دهد و انتشار آلایندگی را کمتر کند (Khan & Ahmad, 2008).

از سوی دیگر برخی از محققین بر این باورند پیچیدگی اقتصادی به ساختار تولیدی یک کشور اشاره دارد که ساختار اقتصادی و مصرف انرژی خاصی را ایجاد می کند که تأثیر خاصی بر محیطزیست دارد. محصولات پیچیده عمدتاً نتیجه بخش‌های تولید صنعتی یا شیمیایی هستند که با سطوح بالایی از شدت انرژی کار می‌کنند. سطوح پیچیدگی بالاتر عموماً با تقاضای انرژی بالاتر همراه است. بنابراین، بدیهی است که ساختار تولیدی یک کشور (یعنی با بخش‌های صنعتی و شیمیایی انرژی‌بر) بر محیطزیست تأثیر می‌گذارد. به

عبارت دیگر، سطح پیچیدگی محصولات می تواند با ایجاد آلودگی و مصرف منابع طبیعی به محیطزیست آسیب برساند. همچنین دانش و قابلیت‌ها (دانش تولیدی)، تحقیق و نوآوریهایی را در خود جای داده است که می‌تواند به معرفی فناوری‌های سازگار با محیطزیست در فرآیند تولید و همچنین برنامه‌ریزی اثرات زیست‌محیطی محصولات پیچیده جدید در مراحل اولیه طراحی کمک کند.

همانطور که این شاخص بخشی از توسعه اقتصادی است، به آلودگی محیطزیست نیز مربوط می‌شود. اقتصادهای ساده به طور کلی بر تولید محصولات کشاورزی و مواد معدنی خام تمرکز دارند و در نتیجه باعث تخریب محیطی محدودی می‌شوند. با این حال، اقتصادهای توسعه‌یافته و صنعتی شده که با تنوع در تولید پیچیده‌تر شده‌اند، باعث تخریب بیش از حد محیط می‌شوند (Swart & Brinkmann, 2020). در نهایت، در سطوح بالای پیچیدگی اقتصادی، اقتصادها بیشتر با محیطزیست سازگار می‌شوند چون آن‌ها سطح فن‌آوری و دانش خود را توسعه می‌دهند. درچنین مرحله‌ای، کشورها می‌توانند آلودگی‌های زیست‌محیطی را با تولید محصولات پیچیده‌تر با فن‌آوری‌های تولیدی پاک، کاهش دهند.

۲-۴- تولید ناخالص داخلی و ردپای اکولوژیکی

غالباً در مورد تأثیر تولید ناخالص داخلی بر ردپای اکولوژیکی از تفکر منحنی زیست‌محیطی کوزنتس استفاده می گردد، به عبارتی دیگر بررسی این تأثیر مانند بررسی تأثیر تولید و یا رشد اقتصادی بر انتشار آلاینده ها است. همانطور که مطالعات پیشین پاسخ مشخصی به تایید فرضیه زیست‌محیطی کوزنتس ندارد لذا تاثیر تولید ناخالص داخلی بر ردپای اکولوژیکی نیز می‌تواند متفاوت باشد (Destek & Sinha, 2020; Swart & Brinkmann, 2020; Ulucak & Bilgili, 2018; Yilanci & Pata, 2020).

۲-۵- توسعه مالی و ردپای اکولوژیکی

در تئوری، توسعه مالی می تواند اثرات مطلوب و نامطلوب بر محیطزیست داشته باشد. فرانکل و رومر[11] (۱۹۹۹) اشاره می‌کنند که توسعه مالی در یک کشور می تواند موجب جذب هر چه بیشتر سرمایه مستقیم خارجی (FDI) و دستیابی به سطوح بالاتری از تکنولوژی گردد که این امر به نوبه خود منجر به رشد اقتصادی و بهبود کیفیت محیطزیست می‌شود. هم چنین طبق استدلال فرانکل و روز[12] (۲۰۰۲) دستیابی به فناوری های دوست دار محیطزیست

[11] Frankel & Romer

[12] (Frankel & Rose, 2002)

در کشورهای در حال توسعه، از نتایج سیاست توسعه مالی در این کشورها می‌باشد. تکنولوژی از دو طریق بر آلودگی محیطزیست تأثیر می گذارد، اول این که با بهبود تکنولوژی و استفاده از فناوری های جدید، توابع تولید احتیاج کمتری به کالای زیست‌محیطی خواهند داشت و یا این که به عنوان کالای مکمل تولید، میزان کمتری آلودگی تولید خواهد شد که به معنی تولید کالا همراه با تخریب کمتر محیطزیست است. دوم آنکه بهبود تکنولوژی می‌تواند در صنایع نیز رخ دهد به طوریکه این صنایع به نحو کاراتری عمل کرده و با هزینه کمتری نسبت به دفع آلودگی اقدام کنند که نتیجه هر دو اثر بهبود تکنولوژی ، کاهش در آلودگی است (Pajooian & Lashkaryzadeh, 2010).

نتایج تامازیان و رائو (۲۰۱۰) نشان می‌دهد که توسعه مالی با افزایش جریان مستقیم خارجی، فعالیت های تحقیق و توسعه و همچنین ایجاد منابع مالی با هزینه پایین برای اجرای پروژه های زیست‌محیطی در بنگاه های اقتصادی، می‌تواند باعث کاهش آلودگی محیطزیست گردد (Tamazian & Rao, 2010). از سوی دیگر، جنسن (۱۹۹۶) افزایش فعالیت های صنعتی ناشی از توسعه مالی را عاملی برای افزایش آلودگی صنعتی و تخریب محیطزیست می‌داند (Jensen, 1996).

توسعه مالی بطور غیر مستقیم از طریق افزایش سرمایه گذاری و رشد اقتصادی، مصرف انرژی را افزایش می‌دهد، همچنین توسعه مالی می‌تواند با فراهم کردن منابع مالی با هزینه و ریسک پایین، مصرف کنندگان را به خرید محصولات انرژی بر مانند اتومبیل، لوازم خانگی (یخچال، سیستم تهویه، ماشین ظرف شویی و ....) متمایل کند و از این طریق مستقیما بر مصرف انرژی مؤثر باشد (Sadorsky, 2011). افزایش مصرف انرژی بخصوص مصرف انرژیهای فسیلی نیز منجر به افزایش انتشار دی اکسید کربن شده و لذا آلودگی هر چه بیشتر محیطزیست را سبب می‌گردد. از سویی، توسعه مالی می‌تواند با فراهم آوردن منابع مالی با هزینه پایین، تولید کنندگان را به اجرای پروژه های زیست‌محیطی (مانند بهبود فرآیند تولید) تشویق کند و با بهبود فرآیند تولید و سرمایه گذاری برای دستیابی به فناوری های جدید تر مصرف انرژی را کاهش دهد (Sadorsky, 2010). بنابراین توسعه مالی از این طریق می‌تواند مستقیماً، با کاهش مصرف انرژی موجب کاهش انتشار آلاینده‌ها و آلودگی زیست‌محیطی گردد.

۲-۶- مصرف انرژی و ردپای اکولوژیکی

صنعتی شدن و در نتیجه جهانی شدن، مصرف انرژی را افزایش می‌دهد. این افزایش بی‌سابقه در تقاضای انرژی، عامل ایجاد تعادل بین رشد اقتصادی و کیفیت محیطی است که مدیریت آن آسان نیست. مشکلات در مدیریت این وضعیت ناشی از استفاده از سوخت

های فسیلی برای برآوردن نیازهای انرژی انسان است. مصرف بالاي انرژي در جهان دو نگرانی عمده در مورد آینده ایجاد نموده است. نخست، در مورد پایان پذیری انرژیهای فسیلی و دوم، انتشار گازهای آلاینده ناشی از مصرف انرژی (Al-Mulali, Ozturk, & Solarin, 2016; Charfeddine & Mrabet, 2017; Dogan & Seker, 2016). ابعاد نگرانی در این دو مورد بسیار گسترده است، از این جهت که تداوم عرضه انرژهای تجدیدناپذیر، با یک بحران جدی مواجه است و بدون شک آشکار شدن واقعیتهای مربوط به عرضه انرژی، اضطراب و ناهنجاری هایی را در جوامع گوناگون ایجاد خواهد نمود. منابع فراوان انرژي و ساختار توليدي كشور كه وابستگی بسیاري به مصرف انرژی به ویژه به انرژی های فسیلی دارد؛ و هم چنین افزایش رو به رشد استخراج منابع طبیعی موجب شده است تا همواره ارتباط تنگاتنگی میان مصرف انرژي و انتشار آلاينده هاي زيست محيطی مانند دي اکسیدکربن قابل درک باشد. از این رو انتشار دي اکسیدکربنِ ناشی از مصرف انرژي، چالشی اساسی براي آينده اقتصادي كشور بشمار ميرود (Puliafito, Puliafito, & Grand, 2008).

۳- پیشینه پژوهش

با مطالعه ادبیات موضوع ملاحظه می گردد که بیشتر مطالعات انجام شده در خصوص نقش پیچیدگی اقتصادی بر کیفیت محیطزیست به بررسی تأثیر پیچیدگی اقتصادی بر انتشار دی اکسید کربن پرداخته اند و مطالعات بسیار محدودی بر نقش پیچیدگی اقتصادی بر ردپای اکولوژیکی تمرکز دارند. البته، نقش دیگر عوامل مانند مصرف انرژی، تولید ناخالص داخلی، توسعه مالی و تجارت در تبیین و توضیح ردپای اکولوژیکی بررسی شده است. همچنین، نتایج پژوهش هایی که بر انتشار دی اکسید کربن متمرکز هستند با پژوهش هایی که بر ردپای اکولوژیکی متمرکز هستند متفاوت و یا بعضاً متناقض است. نکته دیگر آن که بیشتر پژوهش هایی که ردپای اکولوژیکی را متغیر زیست‌محیطی در نظر گرفته اند دیدگاه بدبینانه‌ای نسبت به اثرات زیست‌محیطی پیچیده تر شدن اقتصادها دارند.

در اولین این مطالعات، کن و کوزگور[۱۳] (۲۰۱۷) با استفاده از روش DOLS[۱۴] برای دوره ۱۹٦٤-۲۰۱٤ نشان دادند پیچیدگی اقتصادی انتشار CO2 را در فرانسه کاهش می دهد. یافته‌های این مطالعه اعتبار فرضیه EKC را برای فرانسه تأیید می کند. دوگان و همکاران (۲۰۱۹) با استفاده از رویکرد رگرسیون ترکیبی برای ۵۵ کشور طی دوره ۱۹۷۱-۲۰۱٤ نشان

[13] (Can & Gozgor, 2017)

[14] Dynamic Ordinary Least Squares

دادند که پیچیدگی اقتصادی باعث افزایش انتشار CO2 در کشورهای با درآمد پایین و متوسط می شود، در حالی که انتشار CO2 کشورهای با درآمد بالا را کاهش می‌دهد (Doğan, Saboori, & Can, 2019). اسوارت و برینکمن (۲۰۲۰) با استفاده از برآوردگر اثرات ثابت طی دوره زمانی ۲۰۰۲ تا ۲۰۱٤ به بررسی رابطه بین پیچیدگی اقتصادی و متغیرهای کلیدی محیطی در برزیل می پردازند. نتایج نشان می‌دهند افزایش پیچیدگی تولید زباله را کاهش می‌دهد، اما آتش‌سوزی جنگل‌ها را افزایش می‌دهد. آنها همچنین ادعا کردند که پیچیدگی با جنگل زدایی بیشتر یا آلودگی هوا مرتبط نیست (Swart & Brinkmann, 2020). بالسالوبره- لورنس و همکاران (۲۰۲۳) به بررسی تاثیر پیچیدگی اقتصادی بر ردپای اکولوژیکی در کشورهای G7 می‌پردازند. نتایج نشان می‌دهد پیچیدگی اقتصادی منجر به کاهش ردپای اکولوژیکی می‌شود (Balsalobre-Lorente et al., 2024).

لاپاتیناس و همکاران (۲۰۱۹) برای ۸۸ کشور در حال توسعه و توسعه یافته با استفاده از روش حداقل مربعات دو مرحله ای با اثرات ثابت طی دوره ۲۰۰۲ تا ۲۰۱۲ نتیجه گرفتند پیچیدگی اقتصادی شاخص های خاص کیفیت هوا مانند CO2، انتشار و مواد خاص را افزایش می‌دهد. نتایج آنها همچنین نشان داد که فرضیه EKC معتبر است (Boleti, Garas, Kyriakou, & Lapatinas, 2021). نیگو و تئودورو (۲۰۱۹) در یک مطالعه جامع برای ۲۵ کشور اروپایی با استفاده از روش FMOLS [15] و DOLS نشان می دهند ساختار اقتصادی پیچیده و الگوی مصرف انرژی به طور قابل‌توجهی بر انتشار گازهای گلخانه‌ای فشار وارد می‌کنند. به طور کلی، این مطالعه استدلال می‌کند که با بهبود پیچیدگی اقتصادی و استفاده از منابع انرژی تجدیدناپذیر، خطر آلودگی زیست‌محیطی بالاتری وجود دارد (Neagu & Teodoru, 2019). یلنسی و پاتا (۲۰۲۰) رابطه کوتاه‌مدت و بلندمدت بین رشد اقتصادی، پیچیدگی اقتصادی، مصرف انرژی و ردپای زیست‌محیطی در چین را طی دوره ۲۰۱۶-۱۹۶۵ تجزیه و تحلیل کردند. نتایج آنها نشان داد که پیچیدگی اقتصادی، مصرف انرژی و رشد اقتصادی منجر به گسترش ردپای اکولوژیکی در چین شده است (Yilanci & Pata, 2020). نیگو (۲۰۲۰) به بررسی تاثیر پیچیدگی اقتصادی بر ردپای اکولوژیکی در ٤٨ اقتصاد با پیچیدگی بالا می پردازد. شاخص پیچیدگی اقتصادی تاثیر مثبت و معنی دار بر ردپای اکولوژیکی دارند (Neagu, 2020). شهزاد و همکاران (۲۰۲۱) رابطه بین پیچیدگی اقتصادی و ردپای اکولوژیکی را بررسی کردند، نشان دادند که پیچیدگی اقتصادی و مصرف انرژی سوخت فسیلی به دلیل کاربرد آنها در ایالات متحده طی دوره ۱۹٦٥-۲۰۱۷، ردپای اکولوژیکی را افزایش داده است (Shahzad, Fareed, Shahzad, & Shahzad, 2021).

[15] Fully Modified Ordinary Least Squares

نیگو (۲۰۱۹) برای ۲۵ کشور منتخب اتحادیه اروپا (اتحادیه اروپا) طی دوره ۱۹۹۵ تا ۲۰۱۷ با استفاده از رگرسیون چند جمله ای همزمان، FMOLS و DOLS یک رابطه U معکوس بین پیچیدگی اقتصادی و انتشار CO2 برای کل کشورهای بلژیک، فرانسه، فنلاند، ایتالیا، سوئد و انگلیس نتیجه گرفتند (Neagu, 2019).

در خصوص تأثیر دیگر عوامل مؤثر بر ردپای اکولوژیکی، اولوکاک و بیلگیلی (۲۰۱۸) با استفاده از متغیر ردپای اکولوژیکی به عنوان شاخصی برای تخریب محیطزیست، فرضیه EKC را در کشورهای با درآمد پایین، بالا و متوسط برای سال های ۱۹۶۱-۲۰۱۳ تأیید کردند (Ulucak & Bilgili, 2018). دستک و شینها (۲۰۲۰) نشان می‌دهند که در کشورهای سازمان همکاری اقتصادی و توسعه در دوره ۱۹۸۰-۲۰۱٤ رابطه U شکل بین رشد اقتصادی و ردپای اکولوژیکی وجود دارد. علاوه بر این، نتیجه‌گیری می‌شود که افزایش مصرف انرژی تجدیدپذیر باعث کاهش ردپای اکولوژیکی و افزایش مصرف انرژی‌های تجدیدناپذیر باعث تخریب محیطزیست می‌شود (Destek & Sinha, 2020). اولاح و همکاران (۲۰۲۱) برای ۱۵ اقتصاد مصرف کننده انرژی تجدیدپذیر در جهان برای دوره ۱۹۹۶-۲۰۱۸ (Ullah, Ahmed, Raza, & Ali, 2021)، شارما و همکاران (۲۰۲۱) در هشت کشور در حال توسعه جنوب و جنوب شرق آسیا در دوره ۱۹۹۰ تا ۲۰۱۵ (Sharma, Sinha, & Kautish, 2021)، انصاری و همکاران (۲۰۲۱) در کشورهای پرمصرف انرژی تجدیدپذیر در بازه زمانی ۱۹۹۱-۲۰۱۶ (Ansari, Haider, & Masood, 2021)، میائو و همکاران (۲۰۲۲) برای نمونه ای از کشورهای تازه صنعتی شده[۱۶] برای دوره ۱۹۹۰-۲۰۱۸ (Miao, Razzaq, Adebayo, & Awosusi, 2022)، آبید و همکاران (۲۰۲۲) برای عربستان سعودی برای دوره ۱۹۹۰-۲۰۱۷ (Abid, Gheraia, & Abdelli, 2022) و لی و همکاران (۲۰۲۲) برای نمونه ای از ۱۲۰ کشور برای دوره ۱۹۹۵-۲۰۱۴ استدلال کردند که مصرف انرژی تجدیدپذیر ردپای اکولوژیکی را کاهش می‌دهد و در نتیجه به کیفیت محیطی کمک می‌کند (Li, Wang, & Wang, 2022). اوزترک و همکاران (۲۰۲۳) به بررسی عوامل مؤثر بر ردپای اکولوژیکی در کشورهای جنوب آسیا می‌پردازد (Ozturk, Farooq, Majeed, & Skare, 2024). این یافته‌ها از منحنی کوزنتس زیست‌محیطی و فرضیه‌های پناهگاه آلودگی برای اقتصادهای جنوب آسیا پشتیبانی می‌کند. علاوه بر این، یافته‌های تجربی نشان می‌دهد که توسعه مالی حفظ محیطزیست را افزایش می‌دهد در حالی که مصرف انرژی به طور قابل ملاحظه ای محیطزیست کشورهای منتخب جنوب آسیا را مختل می‌کند. در مقابل، برخی مطالعات

[۱۶] این کشورها شامل، برزیل،چین، هند، مکزیک، مالزی، فیلیپین، آفریقای جنوبی، ترکیه، اندونزی و تایلند است.

نشان می‌دهند انرژی‌های تجدیدپذیر نقش کاهشی در ردپای اکولوژیکی ندارند. ناتانیل و خان (۲۰۲۰) دریافتند که انرژی‌های تجدید ناپذیر به طور قابل توجهی به تخریب محیطزیست در کشورهای آسه آن کمک می کند، در حالی که هیچ رابطه معنی داری بین انرژی‌های تجدیدپذیر و ردپای اکولوژیکی برای دوره ۱۹۹۰-۲۰۱۶ وجود ندارد (Nathaniel & Khan, 2020). به طور مشابه، ناتانیل و همکاران (۲۰۲۰) دریافتند که انرژی‌های تجدیدپذیر نقش مهمی در کیفیت زیست‌محیطی در دوره ۱۹۹۰-۲۰۱۶ برای کشورهای خاورمیانه و شمال آفریقا نداشته است (Nathaniel, Anyanwu, & Shah, 2020).

در ایران نیز مطالعاتی در خصوص نقش پیچیدگی اقتصادی در کیفیت محیطزیست انجام شده است. عزیزی و همکاران (۱۳۹۸) به بررسی تأثیر پیچیدگی اقتصادی بر آلودگی زیست‌محیطی پرداخته اند. آنها با استفاده از داده های ۹۹ کشور در بازه زمانی ۱۹۹۲-۲۰۱۷ نشان می‌دهند پیچیدگی اقتصادی به طور معنی‌داری منجر به کاهش آلودگی می‌شود (Azizi, Daraei, & Naseri Boroujeni, 2019). سپهوند و همکاران (۱۴۰۰) با استفاده از داده های بازه زمانی ۲۰۰۲ تا ۲۰۱۸ و روش رگرسیون حداقل مربعات دومرحله‌ای 2SLS و EGLS، علاوه بر بررسی تأثیر پیچیدگی اقتصادی بر عملکرد زیست‌محیطی ۱۸ کشور منطقه منا، به بررسی فرضیه منحنی کوزنتس در این کشورها پرداخته شده است. نتایج این پژوهش، نشان‌دهنده وجود رابطه معکوس و معنی‌دار بین شاخص پیچیدگی اقتصادی و شاخص عملکرد زیست‌محیطی است، به گونه ای که با افزایش یک واحدی شاخص پیچیدگی اقتصادی، شاخص عملکرد زیست‌محیطی بیش از ۷ واحد کاهش می یابد. همچنین نتایج این پژوهش، نشان دهنده تأثیر معنی‌دار تحصیلات، شهرنشینی و صنعتی شدن بر شاخص عملکرد زیست‌محیطی بوده، و منحنی Uوارون زیست‌محیطی کوزنتس، در این مطالعه تأیید نشده است (Sepahvand, Sayehmiri, & Shirkhani, 2021). مریدیان و همکاران(۱۴۰۰) به بررسی نقش پیچیدگی اقتصادی در ردپای بوم شناختی در ایران می پردازند. برای تجزیه و تحلیل روابط کوتاه مدت و بلند مدت میان رشد اقتصادی، شاخص پیچیدگی اقتصادی، مصرف انرژی و ردپای بوم شناختی از روش Fourier ARDL و آزمون علیّت با تغییر زمان استفاده شده است. نتایج نشان می‌دهد مصرف انرژی و رشد اقتصادی باعث افزایش ردپای بوم شناختی در کوتاه مدت و بلندمدت می‌شود. پیچیدگی اقتصادی تاثیر کاهنده بر ردپای بوم شناختی دارد. لعل خضری و آشنا(۱۴۰۱) نشان می‌دهند نتایج حاصل از الگو حاکی از آن است که با افزایش پیچیدگی اقتصادی، انتشار دی اکسیدکربن ۲ درصد کاهش می‌یابد و با کاهش پیچیدگی اقتصادی، انتشار دی اکسیدکربن به ترتیب ۱۲ و ۱ درصد در بلندمدت و کوتاه مدت افزایش می‌یابد (Moridian, Yarmohammadian, Motalebi, & Shadmehr, 2021). محمدی و

همکاران (۱۴۰۲) نشان می‌دهند پیچیدگی اقتصادی به طور معنی‌داری منجر به کاهش انتشار دی اکسید کربن در کشورهای در حال توسعه می‌گردد (mohammadi, Sahabi, Heydari, & Sadeghi, 2023). سالاروند و حسنوند (۱۴۰۳) در کشورهای نوظهور نشان می‌دهند با توجه به متغیر حد آستانه پیچیدگی اقتصادی ارتباط منفی و معنی‌داری میان پیچیدگی اقتصادی و توسعه پایدار در رژیم اول و قبل از حد آستانه و ارتباط مثبت و معنی‌داری میان پیچیدگی اقتصادی و توسعه پایدار در رژیم دوم و قبل از حد آستانه وجود دارد (Salarvand & Hasanvand.2024)

گروهی از مطالعات به دیگر عوامل مؤثر بر ردپای اکولوژیکی می‌پردازند. مولایی و بشارت (۱۳۹۴) در بازه زمانی ۱۹۶۵-۲۰۱۱ نشان می‌دهند افزایش تولید ناخالص داخلی سرانه هم در کوتاه مدت هم در بلندمددت تاثیر مثبت بر ردپای اکولوژیکی سرانه در ایران دارد (Molaei & Basharat, 2015). پارسا شریف و همکاران (۱۳۹۹) نشان می‌دهند بین ردپای اکولوژیکی و متغیرهای مصرف انرژی و توسعه مالی رابطه مثبت و بین ردپای اکولوژیکی و متغیر تجارت رابطه منفی برقرار است (parsasharif, AMIRNEJAD, & Taslimi, 2021). اصفهانی و همکاران (۱۴۰۱) به بررسی اثر پویای مصرف انرژیهای تجدیدپذیر و تجدیدناپذیر بر ردّپای اکولوژیک در کشورهای درحال توسعهٔ منتخب (رهیافت گشتاورهای تعمیم یافتهGMM) می‌پردازند. نتایج حاصل از برآورد نشان داد که مصرف انرژیهای تجدیدناپذیر و تجدیدپذیر بر ردّپای اکولوژیکی کشورهای منتخب درحال توسعه به ترتیب اثر مثبت و منفی داشته اند (Esfahani, Ghobadi, & Azarbaiejani, 2022). محنت فر و همکاران(۱۴۰۲) به بررسی تأثیر توسعه فناوري و گسترش تجارت بر ردپاي اکولوژیکي در ایران پرداخته اند. در پایان، برخی مطالعات به سنجش ردپای اکولوژیکی می‌پردازند (Mehnatfar, Osmani, Cheshomi, & Argha, 2023). صادقی و همکاران(۱۳۹۳) به سنجش رد پای آب بخش های مختلف اقتصادی با روش ماتریس حسابداری اجتماعی(SAM) می‌پردازند. کل ردپاي آب داخلی و وارداتی در بخشهاي مختلف اقتصادي برابر با ۹۷/۷ میلیارد متر مکعب بوده است که ۸۸ درصد از آن داخلی و ۱۲ درصد دیگر وارداتی بوده است. تولید در زیربخشهاي اقتصادي گندم، گاو و گاومیش، گوسفند، بز و سایر حیوانات زنده بجز ماکیان، سایر نباتات صنعتی، ساخت محصولات غذایی و انواع آشامیدنیها بیشترین رد پاي داخلی و وارداتی را داشته و در مجموع ۶۶ درصد از ردپاي آب کل بخشهاي اقتصادي را به خود اختصاص داده اند. زیر بخشهاي خدمات رتبه هاي آخر را در این زمینه به خود اختصاص داده اند (Sadeghi, Karimi Tekanlou, Motafker Azad, & Andayesh, 2016). نتایج مطالعه اسکندری‌نسب و همکاران (۱۴۰۳) بیانگر اثر

منفی و معنی‌دار سرریزهای تکنولوژی از کانال سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بر آلودگی محیطزیست کشورهای منتخب نوظهور بوده است. همچنین اثر سرریز تکنولوژی از کانال واردات کالاهای سرمایه‌ای و واسطه‌ای بر آلودگی محیطزیست طبق نتایج بدست آمده منفی و معنی‌دار می‌باشد (Eskandari Nasab, Zare Mehrijerdi, & Jalaee, 2025).

در مطالعه حاضر، تلاش شد بر کشورهای آسیایی که وضعیت مناسبی از نظر کیفیت محیطزیست در جهان ندارند تمرکز شود. با توجه به متفاوت بودن نتایج در ادبیات موضوع مورد بررسی از مدل ترکیبی آستانه‌ای بهره گرفته شد و اجازه داده شد که تاثیر پیچیدگی بر ردپای اکولوژیکی تابع موقعیت کشورها از نظر پیچیدگی باشد. همچنین به منظور راستی آزمایی نتایج مدل آستانه‌ای، مدل ترکیبی غیر آستانه‌ای با لحاظ این شرایط که تأثیر پیچیدگی بر ردپای اکولوژیکی تابعی از میزان شاخص پیچیدگی است نیز برآورد شد.

۴- روش شناسی پژوهش

در این پژوهش به منظور برآورد تأثیر شاخص پیچیدگی اقتصادی بر ردپای اکولوژیکی از مدل آستانه‌ای زیر بهره می بریم.

۴-۱- مدل ترکیبی آستانه‌ای با اثرات ثابت: مدل تک آستانه‌ای

مدل تک آستانه‌ای زیر را در نظر می گیریم:

$$y_{it} = \mu + X_{it}(q_{it} \prec \gamma)\beta_1 + X_{it}(q_{it} \geq \gamma)\beta_2 + u_i + e_{it} \quad (۶)$$

q_{it} متغیر آستانه‌ای و γ پارامتر آستانه‌ای است که معادله را به دو رژیم با ضرایب β_1 و β_2 تقسیم می‌کند. پارامتر u_i اثرات فردی را نشان می‌دهد و e_{it} جمله اختلال است. معادله (٦) را می توان به صورت زیر نوشت:

$$y_{it} = \mu + X_{it}(q_{it}, \gamma)\beta + u_i + e_{it} \quad (۷)$$

که

$$X_{it}(q_{it}, \gamma) = \begin{Bmatrix} X_{it} I(q_{it} \prec \gamma) \\ X_{it} I(q_{it} \geq \gamma) \end{Bmatrix}$$

با γ مفروض، تخمین OLS از β عبارتست از:

$$\hat{\beta} = \left\{ X^*(\gamma)' X^*(\gamma) \right\}^{-1} \left\{ X^*(\gamma)' y^* \right\} \quad (۸)$$

که X^* و y^* انحراف متغیرها از میانگین هستند. مجموع مربعات پسماندها (RSS) عبارتست از $\hat{e}^{*\prime}\hat{e}^*$. به منظور برآورد γ مجموع مربعات پسماندها حداقل می‌گردد:

$$\hat{\gamma} = \arg_{\gamma} \min S_1(\gamma) \quad (۹)$$

اگر γ معلوم باشد، مدل هیچ تفاوتی با مدل مبتنی بر روش OLS ندارد. اگر γ مجهول باشد، مشکل پارامتر مزاحم وجود دارد که برآوردگر γ را با توزیع غیر استاندارد می‌سازد. هانسن(۱۹۹۹) اثبات می‌کند که $\hat{\gamma}$ تخمین زن سازگاری از γ است.

روابط (٦) و (۷) در پژوهش حاضر به صورت رابطه (۱۰) نوشته می‌شود.

$$\begin{aligned} LogEF_{it} = {} & \alpha_0 + \alpha_1 LogGDP_{it} + \alpha_2 (LogGDP_{it})^2 \\ & + \alpha_3 LogECI_{it}(ECI \prec \gamma) + \alpha_4 LogECI_{it}(ECI \geq \gamma) \\ & + \alpha_5 LogREC_{it} + \alpha_6 LogFEC_{it} + \alpha_7 LogFD_{it} + e_{it} \end{aligned} \quad (۱۰)$$

EF رد پای اکولوژیکی، GDP تولید ناخالص داخلی سرانه، REC مصرف انرژی تجدید پذیر، FEC مصرف انرژی فسیلی، ECI شاخص پیچیدگی اقتصادی و FD شاخص توسعه مالی و ℓ جمله اختلال است. i بیانگر مقطع(کشور) و t بیانگر زمان است. در نظر گرفتن مربع تولید ناخالص داخلی به عنوان یک متغیر توضیحی امکان بررسی فرضیه منحنی زیست‌محیطی کوزنتس را فراهم می‌کند. γ مقدار آستانه‌ای شاخص پیچیدگی اقتصادی است. α_3 تاثیر شاخص پیچیدگی اقتصادی بر ردپای اکولوژیکی در مقادیر کمتر از مقدار آستانه‌ای شاخص پیچیدگی اقتصادی و α_4 تاثیر شاخص پیچیدگی اقتصادی بر ردپای اکولوژیکی در مقادیر بیشتر از مقدار آستانه‌ای شاخص پیچیدگی اقتصادی است.

۲-۴- مدل ترکیبی غیر آستانه‌ای

به منظور راستی آزمایی برآوردهای آستانه‌ای، رابطه (۱۱) که در قالب یک مدل ترکیبی غیر آستانه‌ای است برآورد می‌شود.

$$y_{it} = \beta' X_{it} + \eta_i + \varepsilon_{it} \quad (۱۱)$$

y متغیر وابسته و X بردار متغیرهای توضیحی است. پارامتر η_i اثرات فردی را نشان می‌دهد و ε_{it} جمله اختلال است. رابطه (۱۱) در پژوهش حاضر به صورت رابطه

(۱۳) برآورد می‌شود. با در نظر گرفتن مربع شاخص پیچیدگی اقتصادی امکان بررسی اثرات دوگانه این شاخص بر ردپای اکولوژیکی بررسی می‌گردد.

$$LogEF_{it} = \alpha_{.} + \alpha_{1} LogGDP_{it} + \alpha_{2} (LogGDP_{it})^{2} + \alpha_{3} LogECI_{it} + \alpha_{4} (LogECI_{it})^{2} + \alpha_{5} LogREC_{it} + \alpha_{6} LogFEC_{it} + \alpha_{7} LogFD_{it} + \varepsilon_{it} \quad (۱۲)$$

اگر $\alpha_{3} = \alpha_{4} = 0$ ، بین شاخص پیچیدگی اقتصادی و ردپای اکولوژیکی یا یک الگوی ثابت وجود خواهد داشت یا هیچ رابطه ای وجود نخواهد داشت. اگر $\alpha_{3} > 0$ و $\alpha_{4} = 0$ ، یک رابطه رو به افزایش یکنواخت بین شاخص پیچیدگی اقتصادی و ردپای اکولوژیکی وجود دارد. اگر $\alpha_{3} < 0$ و $\alpha_{4} = 0$ ، یک رابطه کاهشی یکنواخت بین شاخص پیچیدگی اقتصادی و ردپای اکولوژیکی وجود دارد. اگر $\alpha_{3} > 0$ و $\alpha_{4} < 0$ ، یک رابطه U شکل معکوس بین شاخص پیچیدگی اقتصادی و ردپای اکولوژیکی وجود دارد. اگر $\alpha_{3} < 0$ و $\alpha_{4} > 0$ ، یک رابطه U شکل بین شاخص پیچیدگی اقتصادی و ردپای اکولوژیکی وجود دارد. اگر $\alpha_{3} > 0$ و $\alpha_{4} > 0$ ، یک رابطه U شکل بین شاخص پیچیدگی اقتصادی و ردپای اکولوژیکی وجود دارد(نقطه برگشتی در مقدار منفی شاخص پیچیدگی اقتصادی قرار دارد). اگر $\alpha_{3} < 0$ و $\alpha_{4} < 0$ ، یک رابطه U شکل معکوس بین شاخص پیچیدگی اقتصادی و ردپای اکولوژیکی وجود دارد(نقطه برگشتی در مقدار منفی شاخص پیچیدگی اقتصادی قرار دارد).

۳-۴- داده

کشورهای مورد مطالعه چین، ایران، ژاپن، کره جنوبی و هند است. دوره زمانی مطالعه ۲۰۲۱-۱۹۹۵ است. قابل توجه است کشورهای چین، هند، ژاپن، کره جنوبی و ایران به ترتیب حایز رتبه ۱، ۳، ۶، ۸ و ۹ در میان کشورهای جهان(کشور۲۱۹) بر حسب انتشار دی اکسید کربن هستند. همچنین، بر اساس رتبه بندگی Atlas Economic of compelexity کشورهای ژاپن، کره جنوبی، چین، هند و ایران به ترتیب حایز رتبه ۱، ۷ و ۱۸، ۵۲ و ۷۳ در میان کشورهای جهان (۱۳۳ کشور) بر حسب پیچیدگی اقتصادی هستند. **جدول ۱** گزارشی از متغیرهای مدل و منبع گردآوری اطلاعات هر متغیر ارایه می‌دهد.

جدول ۱. متغیرها و منبع داده ها
مأخذ: یافته‌های تحقیق

Table 1. Variables and Data Source
Source: Research Findings

متغیر	تعریف	واحد	منبع
EF	ردپای اکولوژیکی	(gha per person)	https://data.footprintnetwork.org
GDP	تولید ناخالص داخلی	GDP per capita (constant 2015 US$)	https://worldbank.org
FEC	مصرف انرژی فسیلی	Fossil fuels per capita (kWh)	https://outworldindata.org
REC	مصرف انرژی تجدید پذیر	per-capita-renewables(kWh)	https://outworldindata.org/renewable-energy
ECI	شاخص پیچیدگی اقتصادی		http://atlas.cid.harvard.edu/rankings
FD	شاخص توسعه مالی	Stock market capitalization to GDP (%)	https://worldbank.org

جدول ۲ گزارشی از توصیف آماری متغیرهای مدل ارایه می‌دهد.

جدول ۲. خلاصه آماری داده ها
مأخذ: یافته‌های تحقیق

Table 2. Statistical Summary of Data
Source: Research Findings

متغیر	مشاهده	میانگین	انحراف معیار	کمترین	بیشترین
EF	۱۳۵	۳/۳٤	۱/۷۰	۰/۷۱۹۹	٦/۱۷۲
GDP	۱۳۵	۱۳۵۳۹/۱	۱۲۹۰۹/۰۹	٦۱۸/۱۳۹۳	۳٦۱۳۸/۵۳

REC	۱۳۵	۱۲۱۸/۴۴۴	۱۱۷۱/۵۶	۱۵۲/۵۷	۴۵۹۰/۱۷
FEC	۱۳۵	۲۷۴۴۹/۵۲	۱۶۶۶۳/۴۳	۲۸۱۴/۲۷	۵۹۷۰۷/۲۹
ECI	۱۳۵	۰/۹۳۴۸	۱/۱۴۷	-۱/۳۲۳۲	۲/۸۵۸۸
FD	۱۲۹	۱۱۸/۶۹	۶۸/۷۱	۳۵/۲۲	۲۸۷/۸۵

مطابق با **جدول ۲** بیشترین مقدار شاخص پیچیدگی اقتصادی ۲/۸ است که مربوط به کشور ژاپن است و کمترین مقدار آن ۱/۳۲- است که مربوط به کشور ایران است. بیشترین مقدار ردپای اکولوژیکی سرانه ۶/۱۷ است که مربوط به کشور کره جنوبی است و کمترین مقدار آن ۰/۷۱ است که مربوط به کشور هند است.

لازم به ذکر است در برآورد مدل از همه متغیرها به جز شاخص پیچیدگی اقتصادی لگاریتم گرفته شده است. دلیل اینکه از این متغیر لگاریتم گرفته نشده است منفی بودن آن برای برخی سال ها در برخی کشورها است.

۵- یافته‌های تجربی و بحث

در ادامه تلاش بر این است که مدل پژوهش، روابط رگرسیونی (۱۰) و (۱۲) برآورد شود. در مطالعه داده‌های ترکیبی، با توجه به در نظر گرفتن کشورهای مختلف می‌بایست قبل از انجام آزمون‌های پایایی متغیرهای مدل وابستگی مقطعی بررسی شود. وابستگی مقطعی مسئله مهمی در اقتصادسنجی داده‌های ترکیبی است. با وجود همبستگی مقاطع، نتایج تخمین به طور کلی ناسازگار و تورش‌دار (به سمت بالا) می‌شوند. بنابراین، آزمون وابستگی مقطعی قبل از انجام هر تجزیه و تحلیلی ضروری است.

۵-۱- آزمون وابستگی مقطعی

اگر وجود وابستگی مقطعی در داده ها تایید شود، می‌بایست از آزمون های ریشه واحد و هم انباشتگی ای که این وابستگی را لحاظ می‌کنند استفاده کرد. در غیر اینصورت، از آزمون های ریشه واحد و هم انباشتگی معمولی می‌توان استفاده کرد. در این مطالعه، آزمون وابستگی مقاطع بر اساس آزمون CD[17] پسران انجام می‌شود (پسران[18]، ۲۰۰۴). آماره CD بر اساس معادله (۷) محاسبه می‌شود:

[17]Cros-Section Dependency

[18]Pesaran

$$CD = \sqrt{\frac{2T}{N(N-1)}}\left(\sum_{i=1}^{N-1}\sum_{j=i+1}^{N}\hat{\rho}_{ij}\right) \quad (13)$$

T فاصله زمانی، N تعداد مقاطع و $\hat{\rho}_{ij}$ همبستگی pair-wise میان مقاطع است.

نتایج این آزمون در **جدول ۳** گزارش شده است.

جدول ۳. آزمون وابستگی مقطعی
مأخذ: یافته‌های تحقیق

Table 3. Cross-Sectional Dependence Test
Source: Research Findings

نتیجه	مقداراحتمال	آماره
عدم وجود وابستگی مقظعی	۰/۲۷۷۶	۱/۰۸۶

مطابق با مقدار احتمال، فرضیه مقابل دال بر وجود وابستگی مقطعی رد می‌شود. بنابراین بین مقاطع(کشورها) وابستگی وجود ندارد. این بدان مفهوم است که در کشورهای مورد مطالعه یک شوک که یک کشور را تحت تأثیر قرار می‌دهد کشور دیگر را تحت تأثیر قرار نمی‌دهد. بنابراین برای انجام آزمون ریشه واحد و هم انباشتگی از آزمون های نسل اول استفاده می‌شود.

۲-۵- آزمون ریشه واحد

برای بررسی ریشه واحد متغیرها از آزمون ایم، پسران و شین(IPS) و لوین، لین و چو(LLC) استفاده شده است. **جدول ٤** نتایج این آزمون را گزارش می‌دهد.

جدول ٤. آزمون ریشه واحد
مأخذ: یافته‌های تحقیق

Table 4. Unit Root Test
Source: Research Findings

متغیر	آماره LLC	مقدار احتمال	نتیجه	آماره IPS	مقدار احتمال	نتیجه
LEF	-۲/۷۵	۰/۰۳۲۹	I(0)	-۱/۵۸۰۸	۰/۴۲۰۱	I(1)
LGDP	-۱/۷۹۰۱	۰/۰۶۷۳	I(0)	-۱/۵۵۳۶	۰/۴۳۹۴	I(1)
$LGDP^2$	-۱/۲۳۸۹	۰/۱۷۴۲	I(1)	-۱/۲۱۷۸	۰/۷۶۰۸	I(1)
LREC	۰/۶۵۱۳	۰/۹۶۱۶	I(1)	-۰/۱۴۹۸	۰/۹۹۹۹	I(1)
LFEC	-۲/۷۳۶۲	۰/۰۲۷۶	I(0)	-۲/۷۳۶۲	۰/۰۲۷۶	I(0)
ECI	-۲/۰۶۳۹	۰/۱۷۲۰	I(1)	-۱/۶۶۸۷	۰/۳۲۰۹	I(1)
ECI2	-۱/۷۴۶۹	۰/۲۸۴۹	I(1)	-۱/۴۶۳۵	۰/۵۴۲۰	I(1)

LFD	-۳/۱۸۱۴	۰/۰۴۱۹	I(0)	-۰/۸۲۹۰	۰/۹۷۱۸	I(1)

مطابق با **جدول ٤** بر اساس هر دو آزمون می‌باید آزمون هم انباشتگی را به منظور بررسی ارتباط بلندمدت میان متغیرهای مدل انجام داد.

۵-۳- آزمون هم انباشتگی

به منظور انجام آزمون هم انباشتگی از آزمون های کائو و فیلیپس-پرون استفاده می شود. نتایج این آزمون در **جدول ۵** گزارش می‌دهد.

جدول ۵. آزمون هم انباشتگی
مأخذ: یافته‌های تحقیق

Table 5. Cointegration Test
Source: Research Findings

آزمون کائو	آماره	مقداراحتمال	آزمون فیلیپس-پرون	آماره	مقداراحتمال
Modified Dickey-Fuller t	-۵/۱۹۴۴	۰/۰۰۰	Modified Phillips-Perron t	۱/۶۱۳۱	۰/۰۵۳
Dickey-Fuller t	-۳/۷۰۲۳	۰/۰۰۰			
Augmented Dickey-Fuller t	-۲/۲۸۸۰	۰/۰۱۱	Phillips-Perron t	-۲/۷۳۳۳	۰/۰۰۳
Unadjusted modified Dickey-Fuller t	-۶/۵۷۷۱	۰/۰۰۰			
Unadjusted Dickey-Fuller t	-۳/۹۸۶۱	۰/۰۰۰	Augmented Dickey-Fuller t	-۲/۸۴۷۱	۰/۰۰۲

مطابق با آزمون هم انباشتگی کائو و فیلیپس-پرون ارتباط بلند مدت میان متغیرهای مدل تایید می‌شود.

۵-۴- برآورد مدل

در ادامه، ابتدا مدل رگرسیونی (۱۰) برآورد می‌شود. نتایج در **جدول ٦** گزارش می‌شود. مطابق با **جدول ٦**، مقدار آستانه‌ای شاخص پیچیدگی اقتصادی ۱/۱۲ برآورد شده است. در مقادیر

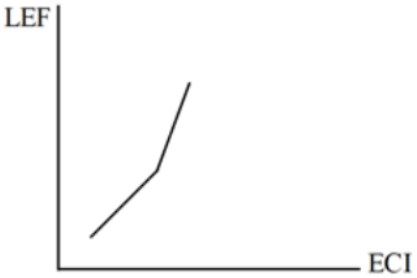
کمتر از ۱/۱۲ با افزایش پیچیدگی اقتصادی ردپای اکولوژیکی با نرخ ۰/۰۳۴ افزایش می‌یابد. این در حالیست که در مقادیر بیشتر از ۱/۱۲ با افزایش پیچیدگی اقتصادی ردپای اکولوژیکی با نرخ ۰/۰۷۶۵(بیشتر از ۰/۰۳۴) افزایش می‌یابد.

جدول ٦. برآورد مدل ترکیبی آستانه‌ای
مأخذ: یافته‌های تحقیق

Table 6. Estimation of Panel Threshold Model
Source: Research Findings

متغیر	ضریب	مقدار احتمال
LGDP	۰/۳۸۱۸	۰/۰۰۹
$LGDP^2$	-۰/۰۵۵۷	۰/۰۰۹
LRE	-۰/۰۹۴	۰/۰۲٦
LFE	۰/٦۳۷۹	۰/۰۰
LFD	-۰/۰۹	۰/۰۰
ECI<Y	۰/۰۳٤	۰/۰۰۱
ECI>Y	۰/۰۷٦٥	۰/۰۰۰
تعداد مشاهدات	۱۱۰	
F (7,98) **مقدار احتمال**	۲۷۲/۷۳ ۰/۰۰	
مقدار آستانه ای شاخص پیچیدگی اقتصادی **حد بالا و پایین برآورد مقدار آستانه‌ای**	۱/۱۲۹۸ (۰/۹۸۸۲ ۱/۱۵۷۷)	

لذا، بر اساس برآورد آستانه‌ای شاخص پیچیدگی اقتصادی تاثیر نامتقارن و یا غیر خطی بر ردپای اکولوژیکی دارد. **نمودار ۲** تاثیر نامتقارن پیچیدگی اقتصادی بر ردپای اکولوژیکی را بر اساس برآوردهای آستانه‌ای نشان می‌دهد.



نمودار ۲. تغییر ردپای اکولوژیکی با شاخص پیچیدگی اقتصادی در مدل ترکیبی آستانه‌ای
مأخذ: یافته‌های تحقیق

Figure 2. Change of Ecological Footprint with Economic Complexity Index in Panel Threshold Model
Source: Research Findings

مطابق با **جدول ٦**، مصرف انرژی تجدید پذیر و مصرف انرژی فسیلی به ترتیب به طور معنی داری منجر به کاهش و افزایش ردپای اکولوژیکی می شوند. توسعه مالی تاثیر منفی و معنی دار بر ردپای اکولوژیکی دارد. فرضیه زیست‌محیطی کوزنتس در این گروه از کشورها مورد تایید است.

به منظور بررسی دقیق تر نقش پیچیدگی اقتصادی در ردپای اکولوژیکی، مدل رگرسیونی (۱۲) برآورد می شود. در این مدل که یک مدل غیر آستانه ای است متغیر پیچیدگی اقتصادی به صورت ECI و ECI^2 در نظر گرفته می‌شود تا بتوان تاثیر مقدار شاخص پیچیدگی اقتصادی بر ردپای اکولوژیکی را تحلیل نمود. نتایج این برآورد در **جدول ۷** گزارش می‌شود.

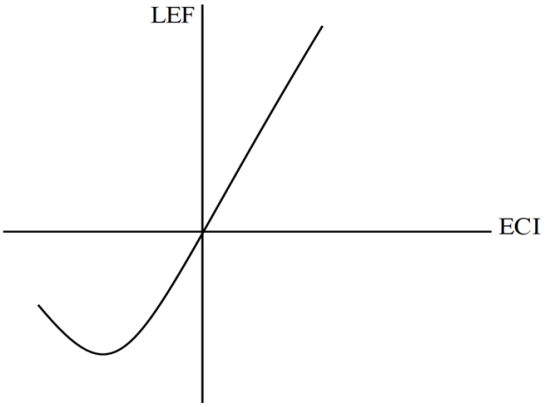
جدول ۷. برآورد مدل ترکیبی غیر آستانه‌ای
مأخذ: یافته‌های تحقیق

Table 7. Estimation of Panel Non-Threshold Model
Source: Research Findings

متغیر	ضریب	مقدار احتمال
LEF (-1)	-۰/۰۲	۰/۷۷۱
LGDP	۰/۴۷۵۹	۰/۰۱۳
$LGDP^2$	-۰/۰٤٤	۰/۰۵۸
LRE	-۰/۰۷۶	۰/۰۰۰
LFE	۰/۵۰۲۱	۰/۰۰۰

LFD	-۰/۰٤٤	۰/۱۲۴
ECI	۰/۰۳۸۵	۰/۰۰۱
ECI^2	۰/۰۱۱۹	۰/۰۰۳
تعداد مشاهدات	۱۰۰	
Wald chi2(8)	۱۰۹۴/۱۲	
مقدار احتمال	۰/۰۰۰	

مطابق با **جدول ۷**، ضریب ECI و ECI^2 مثبت و معنی دار برآورد شده است. این بدان مفهوم است که در سطوح بسیار پایین دانش و پیچیدگی اقتصادی(شاخص پیچیدگی اقتصادی کمتر از $ECI = -۱/۶$)، با پیچیده ترشدن اقتصادها ردپای اکولوژیکی کاهش می‌یابد، اما بعد از آن(شاخص پیچیدگی اقتصادی بیشتر از $ECI = -۱/۶$)، با افزایش پیچیدگی اقتصادی رد پای اکولوژیکی با نرخ افزایشی افزایش می‌یابد. شیب منحنی $۰/۰۲۳۸ECI + ۰/۰۳۸۵$ است.



نمودار ۳. تغییر ردپای اکولوژیکی با شاخص پیچیدگی اقتصادی در مدل ترکیبی غیر آستانه‌ای
مأخذ: یافته‌های تحقیق

Figure 3. Change of Ecological Footprint with Economic Complexity Index in Panel Non-Threshold Model
Source: Research Findings

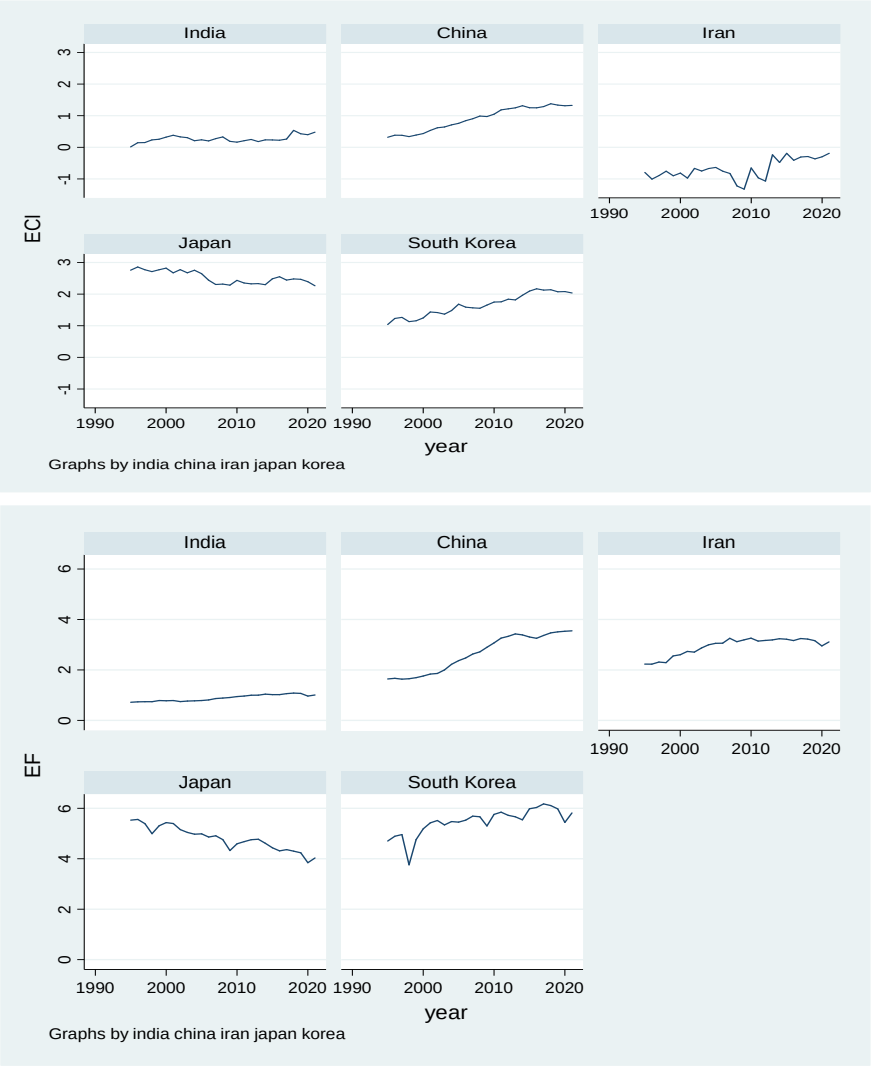
نمودار ۳ ارتباط ردپای اکولوژیکی با شاخص پیچیدگی اقتصادی در مدل ترکیبی غیر آستانه‌ای نمایش می‌دهد.

مصرف انرژی تجدید پذیر و مصرف انرژی فسیلی به ترتیب به طور معنی داری منجر به کاهش و افزایش ردپای اکولوژیکی می‌شوند. توسعه مالی تاثیر منفی و بی معنی بر ردپای اکولوژیکی دارد. فرضیه زیست‌محیطی کوزنتس در این گروه از کشورها مورد تایید است. لذا، نتایج برآوردهای آستانه‌ای و غیر آستانه‌ای در خصوص نقش پیچیدگی اقتصادی در ردپای اکولوژیکی تایید کننده همدیگر است.

۵-۵- بحث

مطابق با برآوردهای ترکیبی آستانه‌ای، با افزایش شاخص پیچیدگی اقتصادی و به تعبیری با پیچیده ترشدن اقتصادهای آسیایی منتخب تا مقدار شاخص پیچیدگی اقتصادی ۱/۱۲، لگاریتم ردپای اکولوژیکی با شیب و یا نرخ ۰/۰۳ و بعد از آن با شیب ۰/۰۸ افزایش می‌یابد. بنابراین، مدل ترکیبی آستانه‌ای نشان می‌دهد پیچیدگی اقتصادی به نفع محیطزیست این کشورها نیست. از سوی دیگر، مطابق با برآوردهای ترکیبی غیر آستانه‌ای انتظار می رود در مقادیر بسیار پایین پیچیدگی اقتصادی(کمتر از ۱/۶-)، با افزایش پیچیدگی اقتصادی لگاریتم ردپای اکولوژیکی کاهش و در مقادیر پیچیدگی اقتصادی بیشتر از ۱/۶-، با افزایش پیچیدگی اقتصادی لگاریتم ردپای اکولوژیکی با نرخ افزایشی افزایش می‌یابد. به عبارتی دیگر، در مقادیر پایین پیچیدگی اقتصادی، پیچیده شدن اقتصادهای آسیایی می‌تواند مزایا و منافع زیست‌محیطی ایجاد کند ولی در مقادیر پیچیدگی اقتصادی بالا، پیچیده شدن اقتصادها خسارات و آسیب های زیست‌محیطی ایجاد می‌کند.

به منظور راستی آزمایی نتایج و استنباط دقیق تر در خصوص ارتباط پیچیدگی اقتصادی و کیفیت محیطزیست کشورهای آسیایی منتخب، مسیر زمانی شاخص پیچیدگی اقتصادی و ردپای اکولوژیکی در **نمودار ٤** گزارش می‌شود.



نمودار ٤. مسیر زمانی شاخص پیچیدگی اقتصادی و ردپای اکولوژیکی
مأخذ: یافته‌های تحقیق

Figure 4. Time Path of Economic Complexity Index and Ecological Footprint
Source: Research Findings

مقایسه دو به دو مسیر زمانی شاخص پیچیدگی اقتصادی و ردپای اکولوژیکی کشورهای مورد مطالعه؛ چین، هند، ژاپن، ایران و کره جنوبی بسیار قابل توجه است. یک هم حرکتی میان این دو متغیر می توان شاهد بود. مطابق با نمودار، شاخص پیچیدگی اقتصادی در ایران نوسانات بیشتری نسبت به بقیه کشورها تجربه می کند. مطابق با داده های شاخص پیچیدگی اقتصادی، کمترین شاخص پیچیدگی را ایران با مقدار ۱/۳- تجربه کرده است. لذا انتظار می‌رود قسمت کاهنده ردپای اکولوژیکی در برآوردهای ترکیبی غیر آستانه‌ای بسیار کوتاه و زودگذر باشد. به عبارتی انتظار می‌رود با افزایش پیچیدگی اقتصادی و پیچیده تر شدن اقتصادهای آسیایی، این کشورها باید نگران آسیب های زیست‌محیطی پیچیده گی اقتصادهایشان باشند. در واقع، پیچیدگی اقتصادی می تواند ساختار اقتصادی و مصرف انرژی خاصی را برای کشورها ایجاد کند که محیطزیست را متأثر نماید. می توان استدلال نمود با افزایش پیچیدگی اقتصادی، ساختار اقتصادی کشورهای منتخب آسیایی به سمت صنایعی متمایل بوده است که شدت انرژی بالایی را تجربه کرده اند. سطوح پیچیدگی بالاتر می تواند منجر به افزایش مصرف انرژی گردد. همچنین، در فرایند پیچیده تر شدن این اقتصادها استفاده از دیگر منابع طبیعی افزایش یافته است.

اگر بخواهیم نتایج این مطالعه را در کنار نتایج مطالعات پیشین قرار دهیم باید عنوان کرد کن و کوزگور (۲۰۱۷) در فرانسه، دوگان و همکاران (۲۰۱۹) در ۵۵ کشور و بالسالوبره- لورنس و همکاران (۲۰۲۳) در کشورهای G7 نشان می دهند پیچیده تر شدن اقتصاد به نفع محیطزیست بوده است. همچنین، در مطالعات انجام شده در ایران عزیزی و همکاران (۱۳۹۸) در ۹۹ کشور، لعل خضری و آشنا(۱۴۰۱) در ایران، محمدی و همکاران(۱۴۰۲) در کشورهای در حال توسعه و مریدیان و همکاران(۱۴۰۰) در ایران نشان می‌دهند پیچیده تر شدن اقتصاد به نفع محیطزیست بوده است. لاپاتیناس و همکاران (۲۰۱۹) برای ۸۸ کشور در حال توسعه و توسعه یافته، نیگو و تئودورو (۲۰۱۹) در یک مطالعه جامع برای ۲۵ کشور اروپایی، یلنسی و پاتا(۲۰۲۰) در چین، نیگو (۲۰۲۰) در ٤٨ اقتصاد با پیچیدگی بالا و شهزاد و همکاران (۲۰۲۱) در ایالات متحده نشان می‌دهند پیچیده تر شدن اقتصاد به زیان محیطزیست بوده است. همچنین، در مطالعات انجام شده در ایران سپهوند و همکاران(۱۴۰۰) برای ۱۸ کشور منطقه منا نشان می‌دهند پیچیدگی اقتصادی باعث کاهش عملکرد زیست‌محیطی می‌شود. لذا، در مقایسه با ادبیات، مطالعه حاضر نشان می دهد که اولاً، اقتصادها صرفاً در سطوح بسیار پایین دانش و پیچیدگی اقتصادی می توانند از مزایا و منافع زیست‌محیطی بهره مند شوند. ثانیاً، آسیب ها و خسارات زیست‌محیطی پیچیده تر شدن اقتصادها وابسته به مقدار شاخص پیچیدگی اقتصادها است. یعنی پیچیدگی اقتصادی تأثیر نامتقارن بر ردپای اکولوژیکی و یا محیطزیست دارد. به گونه ای که در مقادیر بالاتر

پیچیدگی اقتصادی، افزایش پیچیدگی می تواند ردپای اکولوژیکی را با نرخ بیشتری افزایش دهد.

۶- نتیجه‌گیری و توصیه سیاستی

هدف این مطالعه بررسی تاثیر پیچیدگی اقتصادی بر ردپای اکولوژیکی در آلوده کننده های بزرگ آسیایی؛ چین، هند، ژاپن، کره جنوبی و ایران است. مطابق با نتایج، مصرف انرژی تجدید پذیر و مصرف انرژی فسیلی به ترتیب به طور معنی داری منجر به کاهش و افزایش ردپای اکولوژیکی می شوند. توسعه مالی مطابق با مدل آستانه‌ای و غیر آستانه‌ای، به ترتیب تاثیر منفی و معنی دار و منفی و بی معنی بر ردپای اکولوژیکی دارد. فرضیه زیست‌محیطی کوزنتس در این گروه از کشورها با در نظر گرفتن ردپای اکولوژیکی به عنوان شاخص کیفیت محیطزیستی مورد تایید است.

برآوردهای آستانه‌ای حاکی از آن است که با پیچیده ترشدن اقتصادهای آسیایی منتخب ردپای اکولوژیکی افزایش می‌یابد، اما نرخ این افزایش متفاوت است: تا مقدار شاخص پیچیدگی اقتصادی ۱/۱۲ لگاریتم ردپای اکولوژیکی با نرخ ۰/۰۳ و بعد از آن با نرخ ۰/۰۸ افزایش می‌یابد. در برآوردهای غیر آستانه‌ای، با پیچیده ترشدن اقتصادهای آسیایی منتخب ردپای اکولوژیکی در سطوح بسیار پایین پیچیدگی اقتصادی(کمتر از ۱/۶-) کاهش و سپس (شاخص پیچیدگی اقتصادی بیشتر از ۱/۶-) با نرخ افزایشی افزایش می یابد.

بنابراین، می‌توان انتظار داشت اقتصادهای منتخب آسیایی در سطوح بسیار پایین پیچیدگی اقتصادی(شاخص پیچیدگی اقتصادی کمتر از ۱/۶-) از مزایا و منافع زیست‌محیطی پیچیده شدن اقتصادهایشان بهره‌مند شوند و به عبارتی دیگر، پیچیده تر شدن اقتصاد یک استراتژی برنده- برنده برای محیطزیست این کشورها است. اما هر چه اقتصادهای منتخب آسیایی پیچیده تر می‌شوند و شاخص های پیچیدگی اقتصادی افزایش می‌یابد می‌توان انتظار داشت نه تنها منافع زیست‌محیطی نصیب این اقتصادها نگردد، بلکه همچنین آسیب ها و خسارات زیست‌محیطی شان افزایش یابد. به عبارتی دیگر، پیچیده تر شدن اقتصاد یک استراتژی برنده- برنده برای محیطزیست این کشورها نیست. همچنین، پیچیدگی اقتصادی تأثیر نامتقارن بر ردپای اکولوژیکی و یا محیطزیست دارد. به گونه ای که در مقادیر بالاتر پیچیدگی اقتصادی، افزایش پیچیدگی می تواند ردپای اکولوژیکی را با نرخ بیشتری افزایش دهد.

بنابراین، با توجه به آنکه هدف اصلی جوامع حصول توسعه پایدار است و از یک سو تحقق این مهم در دنیای امروز بدون ارتقای دانش و پیشرفت تکنولوژی امکان پذیر

نیست و از سوی دیگر با توجه به آنکه یکی از ابعاد پایداری بعد زیست‌محیطی است، به کشورهای مورد مطالعه توصیه می‌شود همراه با افزایش سطح دانش و پیچیدگی اقتصادی به سوی استفاده از فرایندهای تولیدی و تکنولوژی های دوستدار محیطزیست متمایل شوند. جایگزینی انرژی تجدیدپذیر به جای انرژی فسیلی و رشد بخش مالی به کشورهای مطالعه پیشنهاد می‌گردد. این کشورها باید با توجه به منابع طبیعی و فرصت‌های وارداتی خود، یک ترکیب بهینه انرژی از چندین منبع (مانند سوخت‌های فسیلی، هسته‌ای، تجدیدپذیر) ایجاد کنند.

Acknowledgments: Acknowledgments may be made to individuals or institutions that have made an important contribution.
Conflict Of Interest: The authors declare no conflict of interest.
Funding: The authors received no financial support for the research, authorship, and publication of this article.

Reference

Abid, M., Gheraia, Z., & Abdelli, H. (2022). Does renewable energy consumption affect ecological footprints in Saudi Arabia? A bootstrap causality test. *Renewable Energy, 189*, 813-821.

Al-Mulali, U., Ozturk, I., & Solarin, S. A. (2016). Investigating the environmental Kuznets curve hypothesis in seven regions: The role of renewable energy. *Ecological indicators, 67*, 267-282.

Ansari, M. A., Haider, S., & Masood, T. (2021). Do renewable energy and globalization enhance ecological footprint: an analysis of top renewable energy countries? *Environmental Science and Pollution Research, 28*(6), 6719-6732.

Azizi, Z., Daraei, F., & Naseri Boroujeni, A. (2019). The Impact of Economic Complexity on Environmental Pollution. *Iranian Economic Development Analyses, 7*(2), 201-219. doi:10.22051/edp.2020.29451.1225 [in Persian]

Balsalobre-Lorente, D., Nur, T., Topaloglu, E. E., & Evcimen, C. (2024). Assessing the impact of the economic complexity on the ecological footprint in G7 countries: Fresh evidence under human development and energy innovation processes. *Gondwana Research, 127*, 226-245.

Boleti, E., Garas, A., Kyriakou, A., & Lapatinas, A. (2021). Economic complexity and environmental performance: evidence from a world sample. *Environmental modeling & assessment*, *26*(3), 251-270.

Can, M., & Gozgor, G. (2017). The impact of economic complexity on carbon emissions: evidence from France. *Environmental Science and Pollution Research*, *24*, 16364-16370.

Charfeddine, L., & Mrabet, Z. (2017). The impact of economic development and social-political factors on ecological footprint: A panel data analysis for 15 MENA countries. *Renewable and Sustainable Energy Reviews*, *76*, 138-154.

Destek, M. A., & Sinha, A. (2020). Renewable, non-renewable energy consumption, economic growth, trade openness and ecological footprint: Evidence from organisation for economic Co-operation and development countries. *Journal of cleaner production*, *242*, 118537.

Doğan, B., Saboori, B., & Can, M. (2019). Does economic complexity matter for environmental degradation? An empirical analysis for different stages of development. *Environmental Science and Pollution Research*, *26*(31), 31900-31912.

Dogan, E., & Seker, F. (2016). The influence of real output, renewable and non-renewable energy, trade and financial development on carbon emissions in the top renewable energy countries. *Renewable and Sustainable Energy Reviews*, *60*, 1074-1085.

Esfahani, A., Ghobadi, S., & Azarbaiejani, K. (2022). Dynamic Effect of Renewable and Non-Renewable Energy Consumption on Ecological Footprint in Selected Developing Countries (Generalized Method of Moments Approach). *Program and Development Research*, *3*(1), 93-119. doi:10.22034/pbr.2022.327509.1199 [in Persian]

Eskandari Nasab, A., & Zare Mehrjerdi, M. & Jalaee, A.(2025). The Effects of Technology Overflow on Life Environment Pollution with the demolition model. Quarterly Journal of Quantitative Economics, 21(4), 98-121. doi.org/10.22055/jqe.2022.38476.2402 [in Persian]

Fakher, H.-A., Abedi, Z., & Shaygani, B. (2018). Investigating the Relationship between Trade and Financial Openness with Ecological Footprint. *Economic Modeling*, *40*(11), 49-67. Retrieved from http://sanad.iau.ir/fa/Article/995482 [in persian]

Frankel, J., & Rose, A. (2002). An estimate of the effect of common currencies on trade and income. *The Quarterly Journal of Economics, 117*(2), 437-466.

Jensen, V. (1996). The pollution haven hypothesis and the industrial flight hypothesis: some perspectives on theory and empirics. *Cent Dev Environ Work Pap, 19965*.

Khan, M. A., & Ahmad, U. (2008). Energy demand in Pakistan: a disaggregate analysis. *The Pakistan Development Review*, 437-455.

Li, R., Wang, X., & Wang, Q. (2022). Does renewable energy reduce ecological footprint at the expense of economic growth? An empirical analysis of 120 countries. *Journal of cleaner production, 346*, 131207.

Mehnatfar, Y., Osmani, F., Cheshomi, M., & Argha, L. (2023). Do the Development of Technology and the Expansion of Trade Reduce the Ecological Footprint and Preserve the Environment? A Case Study: Evidence from Developing Countries in Asia. *Economic Growth and Development Research, 14*(53), 108-195. doi:10.30473/egdr.2023.68695.6758 [in persian]

Miao, Y., Razzaq, A., Adebayo, T. S., & Awosusi, A. A. (2022). Do renewable energy consumption and financial globalisation contribute to ecological sustainability in newly industrialized countries? *Renewable Energy, 187*, 688-697.

mohammadi, n., Sahabi, B., Heydari, H., & Sadeghi, H. (2023). Investigating the Impact of Economic Complexity and Renewable Energy Consumption on Environmental Pollution in Developing Countries. *The Economic Research (Sustainable Growth and Development), 23*(4), 1-24. doi:10.22034/ecor.23.4.1 [in Persian]

Molaei, M., & Basharat, E. (2015). Investigating Relationship between Gross Domestic Product and Ecological Footprint as an Environmental Degradation Index. *Journal of Economic Research (Tahghighat- E-Eghtesadi), 50*(4), 1017-1033. doi:10.22059/jte.2015.56156 [in Persian]

Moridian, A., Yarmohammadian, N., Motalebi, M., & Shadmehr, A. (2021). The Role of Economic Complexity in the Ecological Footprint: A Review of the EKC Hypothesis for Iran. *Planning and Budgeting, 26*(2), 153-179. doi:10.52547/jpbud.26.2.153 [in Persian]

Nathaniel, S., Anyanwu, O., & Shah, M. (2020). Renewable energy, urbanization, and ecological footprint in the Middle East and North

Africa region. *Environmental Science and Pollution Research, 27*(13), 14601-14613.

Nathaniel, S., & Khan, S. A. R. (2020). The nexus between urbanization, renewable energy, trade, and ecological footprint in ASEAN countries. *Journal of cleaner production, 272*, 122709.

Neagu, O. (2019). The link between economic complexity and carbon emissions in the European Union countries: a model based on the Environmental Kuznets Curve (EKC) approach. *Sustainability, 11*(17), 4753.

Neagu, O. (2020). Economic complexity and ecological footprint: evidence from the most complex economies in the world. *Sustainability, 12*(21), 9031.

Neagu, O., & Teodoru, M. C. (2019). The relationship between economic complexity, energy consumption structure and greenhouse gas emission: Heterogeneous panel evidence from the EU countries. *Sustainability, 11*(2), 497.

Ozturk, I., Farooq, S., Majeed, M. T., & Skare, M. (2024). An empirical investigation of financial development and ecological footprint in South Asia: Bridging the EKC and pollution haven hypotheses. *Geoscience Frontiers, 15*(4), 101588.

Pajooian, J., & Lashkaryzadeh, M. (2010). An Investigation of the Effective Factors on the Relationship between Economic Growth and Environmental Quality. *Iranian Journal of Economic Research, 14*(42), 169-188. Retrieved from https://ijer.atu.ac.ir/article_3962.html?lang=en [in persian]

Parsasharif, h., Amirnejad, H., & Taslimi, M. (2021). Investigating and Determining the Factors Affecting the Ecological Footprint of Selected Asian and European Countries. *Agricultural Economics Research, 13*(2), 155-172. doi:20.1001.1.20086407.1400.13.2.8.9 [in persian]

Puliafito, S. E., Puliafito, J. L., & Grand, M. C. (2008). Modeling population dynamics and economic growth as competing species: An application to CO2 global emissions. *Ecological economics, 65*(3), 602-615.

Sadeghi, S. K., Karimi Tekanlou, Z., Motafker Azad, M. A. A. G., Hossein , & Andayesh, Y. (2016). Measuring the water ecological footprint of iranian economic sectors: by emphasis on social accounting matrix(SAM) approach. *Quarterly Journal of Quantitative Economics (JQE), 11*(3), 81-111. Retrieved from

https://jqe.scu.ac.ir/article_11856_550e8f4ef334276d83cf2b358c9de98c.pdf [in Persian]

Sadorsky, P. (2010). The impact of financial development on energy consumption in emerging economies. *Energy Policy*, *38*(5), 2528-2535.

Sadorsky, P. (2011). Financial development and energy consumption in Central and Eastern European frontier economies. *Energy Policy*, *39*(2), 999-1006.

Saeedi, r., Moghaddasi, r., Nessabian, s., & Damanjeshideh, m. (2022). calculation and analysis of Economic Complexity index in Iran's Provinces. *quarterly journal of fiscal and Economic policies*, *10*(38), 147-186. doi:10.52547/qjfep.10.38.147 [in persian]

Salarvand, B., & Hasanvand, A. (2024). Investigating the Impact of Economic Complexity and International Risks on Sustainable Development in Emerging Countries: A Panel Smooth Transition Regression (PSTR) Approach. *Quarterly Journal of Quantitative Economics*, *21*(2), 75-12.doi.org/10.22055/jqe.2024.47924.2656 [in Persian]

Sepahvand, R., Sayehmiri, A., & Shirkhani, A. (2021). The Impact of Economic Complexity on Environmental Performance in the MENA Countries. *The Economic Research (Sustainable Growth and Development)*, *21*(3), 177-208. Retrieved from http://ecor.modares.ac.ir/article-18-49062-en.html [inPersian]

Shahmoradi, B., & Sadeghi Siahkali, M. (2017). Identifying the Level of Productive Knowledge in Iran 2025 using Economic Complexity Approach. *Iranian Economic Development Analyses*, *5*(3), 29-50. doi:10.22051/edp.2018.19154.1140 [in persian]

Shahzad, U., Fareed, Z., Shahzad, F., & Shahzad, K. (2021). Investigating the nexus between economic complexity, energy consumption and ecological footprint for the United States: New insights from quantile methods. *Journal of cleaner production*, *279*, 123806.

Sharma, R., Sinha, A., & Kautish, P. (2021). Does renewable energy consumption reduce ecological footprint? Evidence from eight developing countries of Asia. *Journal of cleaner production*, *285*, 124867.

Swart, J., & Brinkmann, L. (2020). *Economic complexity and the environment: evidence from Brazil*. Paper presented at the Universities and sustainable communities: meeting the goals of the agenda 2030.

Tamazian, A., & Rao, B. B. (2010). Do economic, financial and institutional developments matter for environmental degradation? Evidence from transitional economies. *Energy Economics, 32*(1), 137-145.

Ullah, A., Ahmed, M., Raza, S. A., & Ali, S. (2021). A threshold approach to sustainable development: nonlinear relationship between renewable energy consumption, natural resource rent, and ecological footprint. *Journal of environmental management, 295*, 113073.

Ulucak, R., & Bilgili, F. (2018). A reinvestigation of EKC model by ecological footprint measurement for high, middle and low income countries. *Journal of cleaner production, 188*, 144-157.

Ulucak, R., & Lin, D. (2017). Persistence of policy shocks to ecological footprint of the USA. *Ecological indicators, 80*, 337-343.

Wackernagel, M., & Rees, W. (1998). *Our ecological footprint: reducing human impact on the earth* (Vol. 9): New society publishers.

Wiedmann, T., Minx, J., Barrett, J., & Wackernagel, M. (2006). Allocating ecological footprints to final consumption categories with input–output analysis. *Ecological economics, 56*(1), 28-48.

Yilanci, V., & Pata, U. K. (2020). Convergence of per capita ecological footprint among the ASEAN-5 countries: evidence from a non-linear panel unit root test. *Ecological indicators, 113*, 106178.

فصلنامه‌ی اقتصاد مقداری (بررسی‌های اقتصادی سابق) تابستان ۱۴۰۵ ۲۳(۲) ۲۹۰-۲۴۳



فصلنامه‌ی اقتصاد مقداری

صفحه ی اصلی وب سایت مجله:
www.jqe.scu.ac.ir
شاپا الکترونیکی: ۴۲۷۱-۲۷۱۷
شاپا چاپی: ۵۸۵۰-۲۰۰۸

تأثیر رانت منابع طبیعی بر ضریب ظرفیت بار زیست‌محیطی در کشورهای منطقه MENA در چارچوب فرضیه منحنی ظرفیت بار (LCC)

ابوالقاسم گل‌خندان*

** دانش‌آموخته دکتری اقتصاد بخش عمومی، گروه اقتصاد، دانشکده علوم اقتصادی و اداری، دانشگاه لرستان، خرم‌آباد، ایران. (نویسنده‌ی مسئول)*

اطلاعات مقاله

تاریخ دریافت: ۹ خرداد ۱۴۰۳
تاریخ بازنگری: ۲ مهر ۱۴۰۳
تاریخ پذیرش: ۲۹ مهر ۱۴۰۳

طبقه‌بندی JEL: C33, L72, N55, O13

واژگان کلیدی:
رانت منابع طبیعی، پایداری زیست‌محیطی، ضریب ظرفیت بار، منحنی ظرفیت بار، رگرسیون پانل کوانتایل.

ارتباط با نویسنده (گان) مسئول:
ایمیل:
golkhandana@gmail.com
0000-0001-6332-9215

آدرس پستی:
خرم‌آباد، دانشگاه لرستان، دانشکده علوم اقتصادی و اداری، گروه اقتصاد.

قدردانی: از تمامی افراد و موسساتی که در انجام این تحقیق مولف را مساعدت نمودند، قدردانی می‌شود.
تضاد منافع: نویسندگان مقاله اعلام می‌کنند که در انتشار مقاله ارائه شده تضاد منافعی وجود ندارد.
منابع مالی: نویسنده‌ها هیچ‌گونه حمایت مالی برای تحقیق، تألیف و انتشار این مقاله دریافت نکرده‌اند.

دانشگاه شهید چمران اهواز
فصلنامه علمی پژوهش اقتصاد مقداری (بررسی های اقتصادی سابق)

چکیده

ادبیات تجربی پیرامون نحوه اثرگذاری منابع طبیعی بر شاخص‌های کیفیت محیطزیست، نشان‌گر نتایج متفاوتی است. این موضوع می‌تواند به‌دلیل تفاوت در اثرگذاری انواع منابع طبیعی و یا نوع شاخص زیست‌محیطی استفاده‌شده در مدل باشد. در این راستا هدف اصلی این پژوهش بررسی تأثیر رانت انواع منابع طبیعی بر ضریب ظرفیت بار (LCF) زیست‌محیطی در کشورهای منتخب منطقه MENA طی سال‌های ۲۰۲۲-۲۰۰۰ می‌باشد. LCF به‌عنوان یک شاخص جدید و جامع از پایداری محیطزیست هر دو سمت عرضه و تقاضای اکوسیستم را در نظر می‌گیرد و مقادیر بزرگ‌تر آن پایداری زیست‌محیطی بالاتری را نشان می‌دهد. به این منظور با به‌کارگیری یک مدل STIRPAT در زمینه عوامل مؤثر بر محیطزیست و آزمون تجربی آن از طریق تحلیل‌های هم‌انباشتگی با وابستگی مقطعی و روش رگرسیون پانل کوانتایل رابطه بین رانت منابع طبیعی و انواع آن با شاخص پایداری زیست‌محیطی در چارچوب فرضیه منحنی ظرفیت بار (LCC) بررسی شده است. نتایج برآورد مدل در چارچوب LCC حاکی از آنست که در سطح کل، رانت منابع طبیعی در تمام سطوح پایداری زیست‌محیطی (به جز سطوح میانی) اثر مثبت و معنادار اندکی بر LCF داشته است و میانگین تغییر در متغیر وابسته در کشورهایی که در سطوح بالاتر پایداری زیست‌محیطی قرار دارند، بیشتر است. در سطح تفکیکی نیز در در سطوح بالای پایداری زیست‌محیطی، رانت گاز طبیعی و رانت جنگل اثر مثبت و معنادار و رانت معدن اثر منفی و معنادار بر LCF دارد. این درحالیست که رانت نفت اثر معناداری بر LCF در تمام سطوح پایداری زیست‌محیطی (به جز سطح متوسط) نداشته است. همچنین، فرضیه LCC به‌معنای رابطه Uشکل بین رشد اقتصادی و LCF در کشورهایی که در سطوح متوسط و پایین پایداری زیست‌محیطی قرار دارند، رد نمی‌شود. بر اساس سایر نتایج، تراکم جمعیت در تمام سطوح پایداری زیست‌محیطی و مصرف انرژی تجدیدپذیر در در سطوح بالای پایداری زیست‌محیطی، به‌ترتیب اثر منفی (و معنادار) و مثبت (و معنادار) بر LCF داشته است.

ارجاع به مقاله:

گل‌خندان، ابوالقاسم. (۱۴۰۵). تأثیر رانت منابع طبیعی بر ضریب ظرفیت بار زیست‌محیطی در کشورهای منطقه MENA در چارچوب فرضیه منحنی ظرفیت بار (LCC). *فصلنامه‌ی اقتصاد مقداری (بررسی های اقتصادی سابق)*، ۲۳(۲)، ۲۹۰-۲۴۳.

doi 10.22055/jqe.2024.47044.2633

© 2026 Shahid Chamran University of Ahvaz, Ahvaz, Iran. This article is an open access article distributed under the terms and conditions of the Creative Commons Attribution-NonCommercial 4.0 International (CC BY-NC 4.0 license) (http://creativecommons.org/licenses/by-nc/4.0/)

۱- مقدمه

نگرانی‌ها در مورد تغییرات آب‌وهوایی طی سال‌های گذشته افزایش یافته است. افزایش تقاضای انرژی برای جمعیت جهان همراه با اتکا به سوخت‌های فسیلی منجر به تخریب محیط‌زیست و گرم‌شدن کره‌زمین شده که در حال حاضر این موضوع یکی از اولویت‌های اصلی در دستور کار بین‌المللی است. اگرچه تعداد فزآینده‌ای از کشورها متعهد شده‌اند که تا سال ۲۰۵۰ به خالص انتشار صفر برسند، اما بسیاری از کشورها به‌دلیل بحران جهانی انرژی و افزایش قیمت انرژی، اتکای خود به زغال‌سنگ، نفت و گاز طبیعی را افزایش داده‌اند. در نتیجه، تخریب محیط‌زیست تحت تأثیر استفاده از منابع طبیعی قرار گرفته است (Bilgili et al., 2023). منطقه MENA به‌دلیل در اختیار داشتن منابع عظیم انرژی، کانون توجه این موضوع می‌باشد و قابل ذکر است که این منطقه رشد بیشتری را در سرانه انتشار کربن نسبت به تولید ناخالص داخلی سرانه نشان داده است(Gaies et al.a, 2023).

رشد اقتصادی سریع مبتنی‌بر استفاده زیاد از منابع، تنوع زیستی را کاهش می‌دهد و پایداری محیطی را بدتر می‌کند. به گفته پاتا و آیسیک (۲۰۲۱)، اگر افزایش استفاده از منابع طبیعی در جهت افزایش رفاه اقتصادی فعلی باشد و از سرمایه‌گذاری در دارایی‌های سرمایه‌ای و زیرساخت‌ها به‌منظور افزایش رفاه در آینده غفلت شود، پایداری زیست‌محیطی کاهش خواهد یافت (Pata & Isik, 2021). در مقابل، برخی از محققان اظهار داشته‌اند که استفاده از منابع طبیعی ممکن است آن‌طور که پیش‌بینی می‌شود برای پایداری محیط‌زیست مضر نباشد و تغییر در الگوهای استفاده از منابع طبیعی می‌تواند به‌طور مثبت بر پایداری محیطی تأثیر بگذارد (Akadiri et al., 2022). علاوه بر این، فراوانی منابع طبیعی درآمدهای حاصل از فروش منابع طبیعی را افزایش می‌دهد که می‌تواند برای تشکیل سرمایه و سرمایه‌گذاری زیرساختی استفاده شود. بنابراین، سطح رشد اقتصادی در یک کشور می‌تواند افزایش یابد و سطح توسعه بالاتر باعث تغییر به سمت فناوری‌های بهتر، مقررات زیست‌محیطی پیشرفته و تغییرات ساختاری در اقتصاد شود. از این رو، می‌توان آلودگی زیست‌محیطی را کاهش داد (Danish et al., 2019). بنابراین دیدگاه‌های متفاوتی در متون اقتصادی در مورد تأثیرات اکولوژیکی و رفاهی منابع طبیعی وجود دارد (Erdogan, 2023).

دو موضوع مهم در ادبیات جدید در زمینه شناسایی نوع اثرگذاری منابع طبیعی بر پایداری محیط‌زیست مطرح می‌شود. نخست آن‌که، کدام شاخص بایستی برای مدل‌سازی متغیر وابسته استفاده شود. در این راستا برخی از محققان ادعا می‌کنند که رابطه بین وفور منابع طبیعی و کیفیت محیط‌زیست به شاخص زیست‌محیطی استفاده‌شده در مطالعه

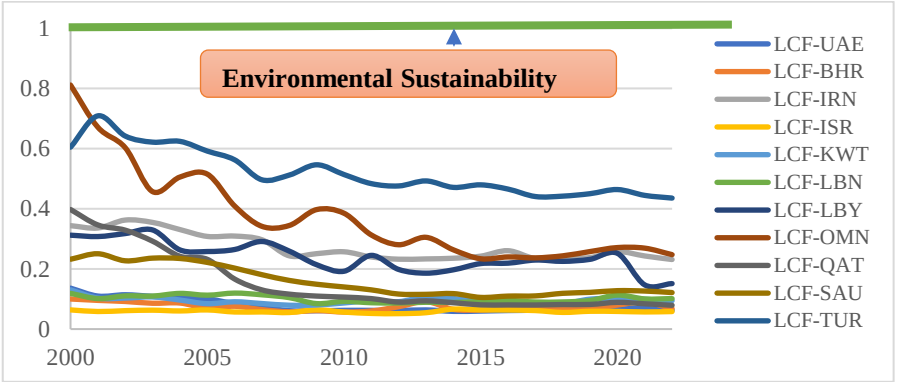
بستگی دارد (Ulucak et al., 2020; Aladejare, 2022; Amer et al., 2024; Erdogan, 2024). رویکرد متداول و سنتی در این زمینه استفاده از انتشار کربن (CO_2) به‌عنوان نماینده‌ای برای کیفیت محیط‌زیست به‌دلیل داشتن بالاترین سهم در سطوح انتشار کل گازهای گلخانه‌ای است. با این حال، تخریب محیطی یک موضوع پیچیده و چندبعدی است و CO_2 تنها بر یک بعد آن متمرکز است (Sun et al., 2023). بر این اساس، استفاده از شاخص ردپای اکولوژیکی[1] (EF) به جای CO_2 و سایر ابعاد تخریب محیط‌زیست به‌دلیل در نظر گرفتن شش بعد فرعی تخریب محیطی (شامل: ۱. ردپای کربن، ۲. زمین‌های ماهی‌گیری (بسترهای صید)، ۳. زمین‌های زراعی، ٤. زمین‌های ساخته شده، ٥. منطقه جنگلی و ٦. مراتع)، پیشنهاد شده است (Erdogan, 2023). با این حال، EF به‌دلیل آنکه در مدل‌سازی تنها جنبه تقاضای اکولوژی را در نظر می‌گیرد، توسط محققان مورد انتقاد قرار گرفته است و یک شاخص محدود برای کیفیت محیطی شناخته می‌شود. بر این اساس، بسیاری از مطالعات تجربی جدیدتر که شمار آن‌ها رو به افزایش است، از مفهوم «ضریب ظرفیت بار»[2] (LCF) به‌عنوان شاخص جامع پایداری محیط‌زیست استفاده کردند (Ya et al., 2024; Shi et al., 2024; Erdogan, 2024; Yong et al., 2024; Du et al., 2024). LCF توسط (Siche et al., 2010) پیشنهاد و برای اولین‌بار به‌صورت تجربی در مطالعه (Pata, 2021) استفاده شده است (Pata & Ertugrul, 2023).

ضریب ظرفیت بار (LCF) با تقسیم ظرفیت زیستی بر ردپای اکولوژیکی به‌دست می‌آید. «ردپای اکولوژیکی»، تقاضا برای دارایی‌های طبیعی یا دارایی‌های اکولوژیکی مورد نیاز یک جمعیت برای تولید منابع زیست‌محیطی مصرفی و جذب زباله‌های ناشی از آن را در هکتارهای جهانی ارزیابی می‌کند. در مقابل، «ظرفیت زیستی» نمادی از ظرفیت عرضه طبیعت یا دارایی‌های زیست‌محیطی موجود برای پاسخ‌گویی به این تقاضا در یک منطقه یا سیستم خاص با همان واحد اندازه‌گیری می‌باشد (Pata & Isik, 2021). اگر LCF بزرگ‌تر از عدد ۱ باشد، مازاد اکولوژیکی وجود دارد و شرایط محیطی و منابع طبیعی موجود برای رفع نیازهای انسان کافی است؛ اما اگر LCF کوچک‌تر از عدد ۱ باشد، نشان‌گر کسری اکولوژیکی است و عادات مصرفی جامعه به محیط‌زیست آسیب می‌رساند. بدیهی است که اگر مقدار ظرفیت زیست‌محیطی با مقدار ردپای اکولوژیکی برابر باشد، عرضه و تقاضای اکوسیستم، مساوی و تعادل اکولوژیکی وجود دارد. این حالت نشان‌دهنده حد (سطح) پایداری است و

[1] Ecological Footprint (EF)

[2] Load Capacity Factor (LCF)

در آن مقدار LCFمساوی عدد ۱ است (Pata, 2021; Pata & Ertugrul, 2023; Uche & Ngepah, 2024). در **شکل ۱**، روند حرکتی LCF طی دوره مورد بررسی (۲۰۲۲-۲۰۰۰) به تفکیک کشورهای منتخب منطقه MENA ارائه شده است. همان‌طور که این شکل نشان می‌دهد به‌طور کلی میزان پایداری محیطزیست بر اساس شاخص LCF در تمام کشورهای مورد مطالعه یک روند نزولی داشته و از سطح پایداری آستانه (عدد یک) فاصله قابل‌توجهی پیدا کرده است.



شکل ۱. روند ضریب ظرفیت بار (LCF) در کشورهای منتخب منطقه MENA (۲۰۲۲-۲۰۰۰)

مأخذ: یافته‌های پژوهش

Figure 1. The trend of Load Capacity Factor (LCF) in selected countries of the MENA region (2000-2022)

Source: Research findings

نکته دوم آنکه نوع منبع طبیعی در نحوه و میزان اثرگذاری رانت منابع طبیعی بر شاخص کیفیت محیطزیست تأثیرگذار است. این موضوع می‌تواند به‌دلیل تفاوت در نحوه اکتشاف، استخراج و بهره‌برداری منابع (میزان پاک بودن)، تجدیدپذیر بودن و یا نبودن، میزان به‌کارگیری درآمدهای ناشی از فروش منابع طبیعی در ارتقاء سطح فناوری‌های به‌کار رفته در اکتشاف، استخراج و بهره‌برداری منابع و ... باشد. بر این اساس بایستی در بررسی اثر منابع طبیعی بر کیفیت محیطزیست، انواع منابع طبیعی از یکدیگر تفکیک گردند (Aladejare, 2022; Bilgili et al., 2023; Peng et al., 2023).

بر اساس توضیحات فوق، هدف اصلی این پژوهش بررسی رانت کل منابع طبیعی و رانت منابع طبیعی تفکیک‌شده (نفت، گاز طبیعی، زغال‌سنگ و معدن) بر ضریب ظرفیت

پایدار به‌عنوان شاخص پایداری زیست‌محیطی در کشورهای منتخب منطقه MENA در چارچوب فرضیه «منحنی ظرفیت بار»[۳] (LCC) با استفاده از تجزیه‌وتحلیل‌های هم‌انباشتگی با وابستگی مقطعی و روش «رگرسیون پانل کوانتایل»[۴] (چندک) است. (Dogan & Pata, 2022) با الهام از فرضیه «منحنی زیست محیطی کوزنتس»[۵] (EKC) یک رابطه U شکل بین تولید ناخالص داخلی/سرانه و LCF یافتند و این رابطه را به‌عنوان فرضیه LCC توضیح دادند. دلیل استفاده از برآوردگر رگرسیون پانل کوانتایل نیز آنست که ممکن است اثرگذاری انواع منابع طبیعی بر پایداری زیست‌محیطی در گروه کشورهای مختلف این منطقه از نظر میزان سطوح مختلف LCF، متفاوت و نامتقارن باشد. این مقاله در ۵ بخش تنظیم شده است. پس از مقدمه، بخش دوم، ادبیات موضوع را ارائه می‌کند. بخش سوم، مدل و روش پژوهش را تشریح می‌کند. بخش چهارم به تجزیه‌وتحلیل یافته‌هاي تجربی اختصاص دارد. درنهایت، در بخش پنجم، نتیجه‌گیري و جمع‌بندی ارائه می‌گردد.

۲- ادبیات موضوع

۲-۱- مبانی نظری

۲-۱-۱- رابطه منابع طبیعی و کیفیت محیطزیست

ارتباط نظری بین منابع طبیعی و تخریب محیطزیست را می‌توان با کار پیشگام (Schnaiberg, 1970) در زمینه جامعه‌شناسی محیطی که با عنوان «تردمیل تولید»[۶] شناخته می‌شود، مرتبط دانست. این نظریه نشان می‌دهد که چگونه تمایلات اقتصادی افراد برای یک زندگی مرفه باعث تخریب محیطزیست می‌شود (Aladejare, 2022). تردمیل تولید بر این فرض استوار است که رشد و توسعه اقتصادی سریع، اغلب منجر به جست‌وجوی عظیم برای منابع طبیعی و فناوری‌های جدید می‌شود. بنابراین، از آنجایی‌که عوامل اقتصادی به‌دنبال رشد و توسعه اقتصادی بالاتر هستند، فشار بیشتری بر تقاضای انرژی وارد می‌شود که باعث سرمایه‌گذاری‌های جدید در بهره‌برداری بیشتر از منابع طبیعی و در نتیجه تخریب محیطزیست می‌شود (Majeed et al., 2021). اما، ادبیات موجود در زمینه نحوه اثرگذاری رانت منابع طبیعی بر شاخص‌های کیفیت محیطی، مختلط و ناهمگون

---

[3] Load Capacity Curve (LCC)

[4] Panel Quantile Regression

[5] Environmental Kuznets Curve (EKC)

[6] Treadmill of Production

است و هنوز توافقی در مورد چگونگی تأثیر منابع طبیعی بر کیفیت اکولوژیکی شکل نگرفته است. علاوه بر این، ممکن است اثر انواع منابع طبیعی بر پایداری محیطی متفاوت باشد؛ موضوعی که در مطالعات تجربی گذشته عمدتاً نادیده گرفته شده است. در ادامه به تشریح هر یک از دیدگاه‌های ناهمگن و متفاوت پرداخته می‌شود.

دیدگاه منفی مبتنی‌بر اثر مخرب منابع طبیعی بر محیط‌زیست معتقد است که رانت منابع طبیعی به‌طور مخربی بر کیفیت محیطی تأثیر می‌گذارد و وفور منابع طبیعی، ظرفیت‌های انسانی را برای سرمایه‌گذاری در پیشرفت تکنولوژی محدود می‌کند. علاوه بر این، وفور منابع طبیعی شهروندان را تشویق به بهره‌برداری از این منابع می‌کند (Hundie et al., 2022: 9). استخراج انبوه منابع طبیعی و استفاده ناپایدار از آن‌ها در شیوه‌های تولید و مصرف باعث از بین رفتن تنوع زیستی و کاهش منابع می‌شود و چالش‌های زیست‌محیطی مانند کمبود آب، جنگل‌زدایی و گرم‌شدن زمین را ایجاد می‌کند (Danish et al., 2019; Liu et al., 2022).

طرفداران این دیدگاه با تأکید بر فرضیه «نفرین کربن»[7] نشان می‌دهند که سطح انتشار CO_2 در کشورهای غنی از منابع نسبت به کشورهای کم‌برخوردار و یا فاقد این منابع بالاتر است (Chiroleu-Assouline et al., 2020; Khan et al., 2022). فرضیه نفرین کربن نخستین‌بار توسط (Friedrichs & Inderwildi, 2013) ارائه شد و معتقد است اقتصادهای غنی از منابع طبیعی معمولاً دارای ساختار اقتصادی هستند که به شدت به سمت بخش منابع منحرف شده است. این موضوع، مانع تنوع و سرمایه‌گذاری در فناوری‌های کم‌کربن می‌شود و ردپای کربن اقتصادها را در سطح جهانی بالا می‌برد. نفرین کربن یک فرضیه جدید است که با «فرضیه نفرین منابع»[8]، مرتبط اما از آن متمایز است. این فرضیه بیان می‌کند که کشورهای غنی از سوخت فسیلی، از طریق مکانیسم‌های زیر نسبت به کشورهای فقیر از سوخت فسیلی مسیرهای توسعه با کربن فشرده‌تری را دنبال می‌کنند:

اول، کشورهای غنی از سوخت، مقادیر قابل‌توجهی CO_2 را در استخراج سوخت و از طریق روش‌های ضایعاتی مرتبط با آن مانند گازسوزی منتشر می‌کنند. دوم، دسترسی آسان به سوخت داخلی در چنین کشورهایی منجر به اثرات ازدحام بر ترکیب انرژی و ساختار اقتصادی آن‌ها می‌شود (برای مثال، نفت فراوان ممکن است سوخت‌های دیگر را از ترکیب

[7] Carbon Curse
[8] Resource Curse Hypothesis

انرژی جابه‌جا کند و به «بیماری هلندی»[9] منجر شود). سوم، فراوانی سوخت، انگیزه اقتصادی سرمایه‌گذاری در بهره‌وری انرژی را تضعیف می‌کند. چهارم، دولت‌ها در کشورهای غنی از سوخت تحت فشار قابل‌توجهی برای اعطای یارانه‌های مصرف سوخت غیراقتصادی هستند که این موضوع شدت کربن تولید اقتصادی آن‌ها را بیشتر می‌کند. با توجه به اثر ترکیبی این مکانیسم‌های علّی، فرار از مسیرهای توسعه با کربن فشرده برای کشورهای غنی از سوخت واقعاً دشوار است؛ اما با این حال استثناهای قابل‌توجهی مانند نروژ در این زمینه وجود دارند که نشان می‌دهد با اتخاذ سیاست‌های مناسب، وقوع نفرین کربن قطعی نیست (Friedrichs & Inderwildi, 2013). در نهایت، وجود رانت منابع طبیعی قابل‌توجه می‌تواند چالش‌های حاکمیتی، از جمله مسائل مربوط به فساد، سوء مدیریت و نهادهای ضعیف را ایجاد کند. این چالش‌ها مانع وضع مقررات زیست‌محیطی مؤثر می‌شوند و جریان انتشار CO_2 را در اقتصادهای غنی از منابع افزایش می‌دهد (Wang et al., 2023).

دیدگاه مثبت مبتنی‌بر اثر سازگار منابع طبیعی بر محیط‌زیست استدلال می‌کند که رانت منابع طبیعی تأثیر مثبت بر کیفیت محیط‌زیست دارد و منابع طبیعی، کیفیت محیط‌زیست را با کاهش واردات و مصرف سوخت‌های فسیلی بهبود می‌بخشد. در واقع، فراوانی منابع طبیعی می‌تواند با افزایش استفاده از منابع تجدیدپذیر و ارائه منابع انرژی پاک‌تر و کم آلاینده‌تر، فشار بر محیط‌زیست را کاهش دهد (Balsalobre-Lorente, 2018; Razzaq et al., 2022; Uzar, 2024). از طرفی، منابع طبیعی در یک کشور نه تنها صنعتی‌شدن و توسعه اقتصادی آن کشور را ارتقاء می‌دهد، بلکه آن را قادر می‌سازد تا تقاضای منابع طبیعی بین‌المللی برای فعالیت‌های اقتصادی را برآورده کند (Xiaoman et al., 2021). بنابراین تغییر فناوری‌های سنتی به فناوری‌های پیشرفته و پاک‌تر می‌تواند با ایجاد صندوق‌های سبز از طریق درآمدهای ناشی از فروش منابع طبیعی امکان‌پذیر باشد (Ibrahim & Ajide, 2021; Pata & Ertugrul, 2023). علاوه بر این، فراوانی منابع طبیعی می‌تواند به بهبود عملکرد اقتصادی یک کشور منجر گردد که به صعود و بالا رفتن از نردبان توسعه و رشد اقتصادی کمک می‌کند. در واقع، تأثیر رفاهی استفاده از منابع طبیعی ممکن است پیشاپیش تقاضای محیط زیست پاک‌تری را به‌همراه داشته باشد. بر این اساس می‌توان نتایج نامطلوب توسعه اقتصادی بر روی کیفیت محیط‌زیست را همان‌طور که در

[9] Dutch Disease

فرضیه منحنی زیست‌محیطی کوزنتس (EKC) پیش‌بینی شده است، درونی کرد (Erdogan, 2023).

دیدگاه سوم معتقدند که رابطه بین رانت منابع طبیعی و کیفیت محیطی به عوامل مختلفی بستگی دارد و ممکن است این رابطه غیرخطی و به‌صورت آستانه‌ای باشد. به‌عنوان مثال، چیرولئو-آسولین و همکاران (۲۰۲۰) با ترکیب نظریات دسته اول و دوم متوجه شدند که رابطه بین انتشار CO_2 و فراوانی منابع طبیعی، U شکل است و نفرین کربن تنها پس از نقطه آستانه ظاهر می‌شود (Chiroleu-Assouline et al., 2020). در مقابل، کای و همکاران (۲۰۲۳) این رابطه را به‌شکل U معکوس یافتند (Cai et al., 2023). همچنین، کیفیت نهادی و حکمرانی خوب از جمله متغیرهایی هستند که ارتباط بین رانت منابع طبیعی و کیفیت محیطی را تعدیل می‌کنند. در این راستا، نوانی و آدامز (۲۰۲۱) استدلال می‌کنند که نهادهای ضعیف، بهره‌برداری نامناسب از منابع طبیعی را به ضرر محیط‌زیست تشویق می‌کنند (Nwani & Adams, 2021).

از سوی دیگر، دیدگاه دیگری وجود دارد که ادعا می‌کند رابطه بین وفور منابع طبیعی و کیفیت محیط‌زیست به شاخص زیست‌محیطی استفاده‌شده در مطالعه بستگی دارد. به‌عنوان مثال فرضیه نفرین کربن نشان می‌دهد که استخراج و رانت منابع طبیعی، انتشار CO_2 را افزایش می‌دهد. اما ممکن است این فرضیه برای ردپای اکولوژیکی یا شاخص‌های دیگر محیط‌زیست موضوعیت نداشته باشد. انتشار کربن در دست‌یابی به یک محیط پایدار بسیار مهم است؛ اما سایر جنبه‌های محیطی، از جمله زمین‌های زراعی، زمین‌های ساخته‌شده، زمین‌های ماهی‌گیری، مناطق جنگلی و مراتع نیز بایستی در نظر گرفته شوند. برای حل این نگرانی، شبکه ردپای جهانی (GFN) (۲۰۰۳)، شاخص ردپای اکولوژیکی (EF) را توسعه داد که تمام این جنبه‌های محیط‌زیست و انتشار CO_2 را از سمت تقاضای اکوسیستم به تصویر می‌کشد (Global Footprint Network, 2003). اما این شاخص نیز از سمت عرضه محیط زیست، یعنی ظرفیت‌زیستی غافل است. بر این اساس، ضریب ظرفیت بار (LCF)، به‌عنوان یک پروکسی جامع برای پایداری زیست‌محیطی ارائه شده است؛ زیرا هم طرف عرضه و هم تقاضای محیط‌زیست را به‌حساب می‌آورد (Ya et al., 2024).

همچنین، نوع منبع طبیعی در ارتباط بین رانت منابع طبیعی و کیفیت محیط‌زیست تأثیرگذار است. در این راستا، بیلگیلی و همکاران (۲۰۲۳) نشان داده‌اند که رانت جنگل، کیفیت محیطی را بهبود می‌بخشد؛ در حالی‌که رانت نفت و رانت مواد معدنی کیفیت محیطی را بدتر می‌کند. بر این اساس، استفاده از منابع طبیعی تجدیدپذیر، پتانسیل کاهش مشکلات زیست‌محیطی را نشان می‌دهد (Bilgili et al., 2023). پنگ و همکاران (۲۰۲۳)

معتقدند که بهره‌برداری، استخراج و اکتشاف مواد معدنی و نفت در جهت دست‌یابی به رشد اقتصادی، انتشار کربن را افزایش می‌دهد. در مقابل، گاز طبیعی به‌عنوان پاک‌ترین سوخت فسیلی اثرات مثبتی در کاهش آلودگی هوا و بهبود کیفیت هوای شهرها بر جای خواهد گذاشت. از طرفی استخراج مواد معدنی می‌تواند آلودگی آب را در مناطق مجاور تحریک کند و آب‌های زیرزمینی، دریاچه‌ها و رودخانه‌ها را آلوده کند و بر کیفیت محیطزیست تأثیر منفی بگذارد. علاوه بر این، فرآیند استخراج مواد معدنی و گسترش فعالیت‌ها در این زمینه با مصرف انرژی، تولید زباله و از بین بردن زیستگاه‌ها می‌تواند آلودگی و تخریب محیطزیست را افزایش دهد (Peng et al., 2023). در مقابل، برخی منابع معدنی به‌طور فزاینده‌ای در فناوری‌های انرژی پاک‌تر استفاده می‌شوند و از انتقال انرژی پشتیبانی می‌کنند؛ بنابراین، رانت معدن می‌تواند برخی از اثرات مثبت بر کیفیت اکولوژیکی نیز داشته باشد (He et al., 2024).

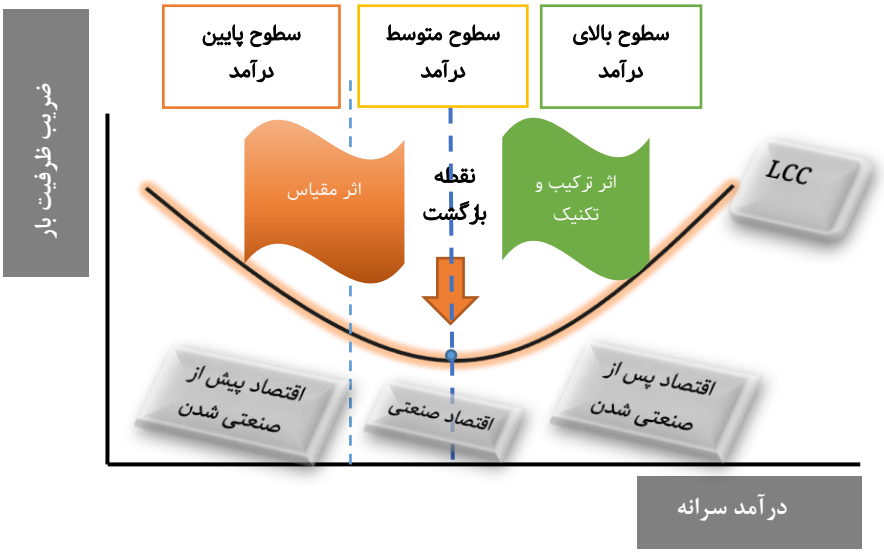
دیدگاه دیگری نیز وجود دارد که استدلال می‌کند رانت منابع طبیعی بر کیفیت‌محیطی تأثیر نمی‌گذارد که این نتیجه از «فرضیه خنثی»[10] در این زمینه پشتیبانی می‌کند (Danish et al., 2019).

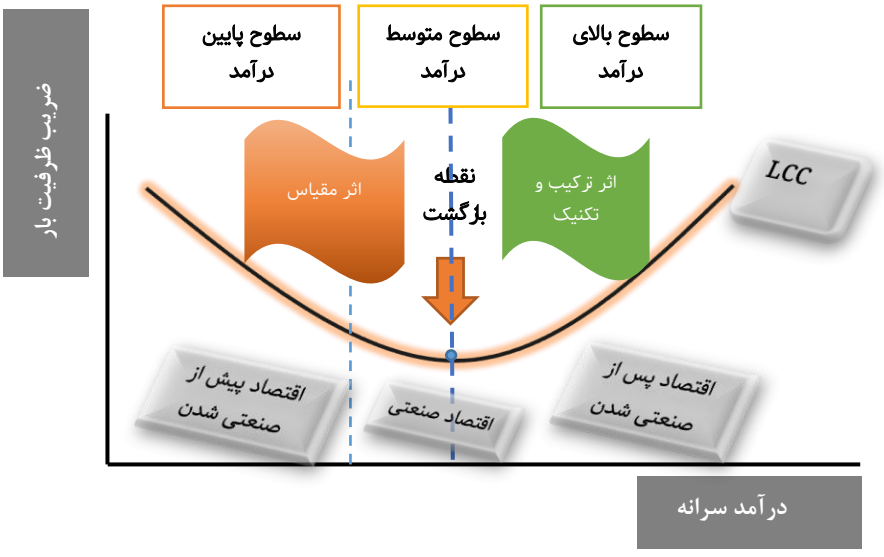
۲-۱-۲- فرضیه منحنی ظرفیت بار (LCC)

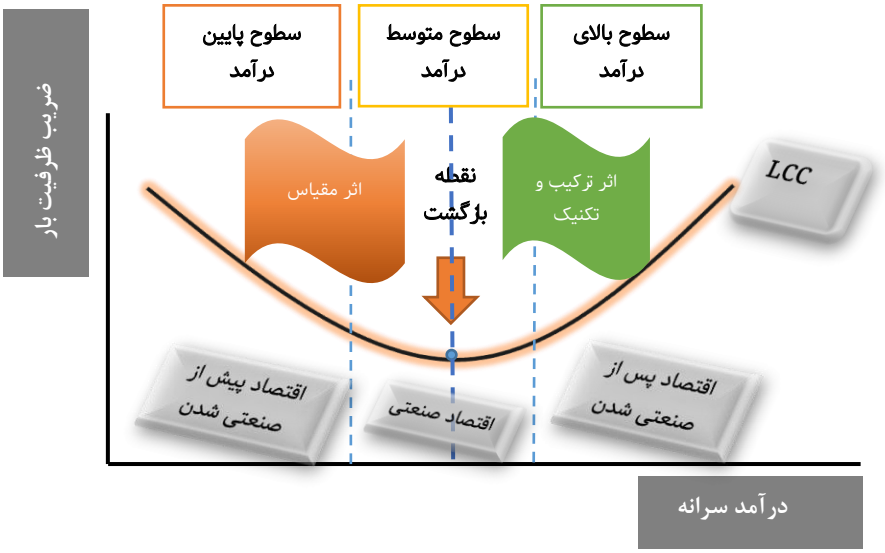
به‌طور کلی محققان با استفاده از منحنی زیست‌محیطی کوزنتس (EKC) که توسط Grossman & Krueger (1991) مطرح شده است، ارتباط بین رشد اقتصادی و شاخص‌های تخریب محیطی مانند EF و انتشار CO_2 را مطالعه می‌کنند. EKC معتقد است که در سطوح پایین رشد اقتصادی، ارتباط مثبت و در سطوح بالای رشد اقتصادی، ارتباط منفی بین رشد اقتصادی و تخریب محیطزیست وجود دارد (Daliri, 2020: 82). به‌عبارت دیگر، EKC کلاسیک معتقد است که رابطه بین رشد اقتصادی و تخریب محیطزیست به‌شکل U معکوس می‌باشد. فرم EKC کلاسیک بیان‌گر آمیزه‌ای از سه ارتباط عمده بین رشد اقتصادی (درآمد سرانه) و تخریب محیطزیست می‌باشد که عبارتند از: اثر مقیاس، اثر ترکیب و اثر تکنولوژی (تکنیک) (Kazerooni et al., 2019: 10). طبق فرضیه EKC، رشد اقتصادی در ابتدا به‌دلیل اثر مقیاس، آلودگی را افزایش و سپس با اثرات ترکیب و تکنیک، آلودگی را کاهش می‌دهد. با گذار از بخش کشاورزی به بخش صنعت، تولید به‌دلیل افزایش

[10] Neutral Hypothesis

صرفه‌جویی در مقیاس، افزایش می‌یابد که با مصرف بیشتر منابع طبیعی و تخریب محیط‌زیست همراه است. در مراحل بعدی فرآیند رشد اقتصادی، ساختار اقتصاد با گذار از بخش صنعتی به بخش خدمات، تغییر می‌کند. بنابراین، اقتصاد دست‌خوش یک تغییر ساختاری از بخش صنعتی که در آن انرژی با شدت بیشتری استفاده می‌شود، به بخش خدمات که در آن استفاده از فناوری و سرمایه انسانی با شدت بیشتری همراه است، خواهد شد. این اثر ساختاری ممکن است به این معنی باشد که رشد اقتصادی بر اساس بخش خدمات، فشار زیست‌محیطی را کاهش می‌دهد (Pata & Isik, 2021; Wang et al., 2023; Pata & Tanriover, 2023). با این حال، فرضیه EKC اغلب به‌دلیل تمرکز آن بر انتشار CO_2 به‌عنوان آلودگی محیطی و متغیر EF به‌عنوان عامل تعیین‌کننده تخریب محیط‌زیست، مورد انتقاد قرار گرفته است. بر این اساس، مطالعات جدیدتر برای آزمون فرضیه EKC از متغیرهایی مانند LCF و معکوس آن (ILCF) -که پایداری محیط‌زیست را به‌عنوان شاخص کیفیت‌محیطی در نظر می‌گیرند- استفاده کرده‌اند (Dam & Sarkodie, 2023). (Dogan, & Pata, 2022) با الهام از فرضیه EKC یک رابطه U شکل بین درآمد سرانه و ضریب ظرفیت بار (شاخص مستقیم کیفیت و پایداری محیطی) را گزارش کردند و این رابطه را به عنوان فرضیه "منحنی ظرفیت بار" (LCC) توضیح دادند **(شکل ۲)**. بر این اساس، تولید و رشد اقتصادی جوامعی که در مراحل نخست هیچ توجهی به کیفیت محیط‌زیست ندارند می‌تواند منجر به کاهش کیفیت اکولوژیکی و در نتیجه کاهش LCF شود. اما وقتی کشورها از سطح درآمد معینی فراتر می‌روند، رشد اقتصادی می‌تواند کیفیت زیست‌محیطی و LCF را به لطف سرمایه‌گذاری در فناوری‌های تولید پاک‌تر و سبز، استفاده از منابع انرژی تجدیدپذیر و محصولات دوست‌دار محیط‌زیست و آگاهی بیشتر از محیط‌زیست افزایش دهد (Pata & Ertugrul, 2023; Sun et al., 2023).


سطوح پایین درآمد
سطوح متوسط درآمد
سطوح بالای درآمد
ضریب ظرفیت بار
اثر مقیاس
نقطه بازگشت
اثر ترکیب و تکنیک
LCC
اقتصاد پیش از صنعتی شدن
اقتصاد صنعتی
اقتصاد پس از صنعتی شدن
درآمد سرانه


سطوح پایین درآمد
سطوح متوسط درآمد
سطوح بالای درآمد
ضریب ظرفیت بار
اثر مقیاس
نقطه بازگشت
اثر ترکیب و تکنیک
LCC
اقتصاد پیش از صنعتی شدن
اقتصاد صنعتی
اقتصاد پس از صنعتی شدن
درآمد سرانه



شکل ۲. منحنی ظرفیت بار (LCC) U شکل
مأخذ: (Djedaiet et al., 2024)
Figure 2. U-shaped Load capacity curve (LCC)
Source: (Djedaiet et al., 2024)

۲-۲- پیشینه پژوهش

در زمینه موضوع تحقیق به‌ترتیب مطالعات خارجی و داخلی بررسی می‌شوند.

آلادجاره (۲۰۲۲) در مطالعه‌ای به بررسی نقش رانت منابع طبیعی (شامل معدن، نفت و گاز طبیعی) بر شاخص‌های تخریب محیطزیست شامل انتشار کربن دی‌اکسید (CO_2)، انتشار متان (CH_4) و ردپای اکولوژیکی (EF) در ۵ اقتصاد ثروتمند آفریقا طی سال‌های ۱۹۹۰ تا ۲۰۱۹ پرداخته است. در این مطالعه از چهار برآوردگر داده‌های پانلی استفاده شده است: اثرات ثابت[11] (FE)، اثرات تصادفی[12] (RE)، حداقل مربعات تعمیم‌یافته امکان‌پذیر[13]

[11] Fixed Effect (FE)
[12] Random Effect (RE)
[13] Feasible Generalised Least Squares (FGLS)

(FGLS) و میانگین گروهی تعمیم‌یافته[14] (AMG). همچنین از آزمون علیت دومیترسکو و هورلین[15] برای تعیین جهت علیت بین متغیرهای مدل استفاده شد. یافته‌های این مطالعه نشان داد که به‌طور غالب، رانت معدن اثر مثبت و معناداری بر انتشار CO_2 و EF و اثر بی‌معنا بر انتشار CH_4 دارد. همچنین، به‌نظر می‌رسد که رانت گاز طبیعی اثر مثبت بر شاخص‌های تخریب محیط‌زیست داشته است و در مقابل، رانت نفت، تأثیر معناداری بر این شاخص‌ها ندارد (Aladejare, 2022).

بیلگلی و همکاران (۲۰۲۳) تأثیر رانت منابع طبیعی تفکیک‌شده را بر پایداری زیست‌محیطی (انتشار CO_2) در کشورهای منطقه MENA طی دوره‌ی زمانی ۲۰۲۰-۲۰۰۳ بررسی کرده‌اند. نتایج این مطالعه با استفاده از برآوردگر رگرسیون چندکی (کوانتایل) در داده‌های پانل نشان می‌دهد که رانت جنگل، کیفیت محیطی را بهبود می‌بخشد؛ درحالی‌که رانت حاصل از نفت و مواد معدنی شرایط محیطی را بدتر می‌کند (Bilgili et al., 2023).

گو و همکاران (۲۰۲۳) در مطالعه‌ای به بررسی اثر رانت منابع طبیعی (شامل رانت مواد معدنی و رانت زغال‌سنگ) و اثر تعاملی آن با سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی (FDI) بر انتشار کربن مبتنی‌بر مصرف در اقتصادهای تازه صنعتی‌شده[16] (NIEs) از سال ۱۹۹۵ تا ۲۰۲۰ پرداخته‌اند. به این منظور از آزمون‌های ریشه واحد و هم‌انباشتگی با وابستگی مقطعی استفاده شده و برآورد مدل به روش رگرسیون کوانتایل گشتاوری[17] (MMQR) انجام شده است. استحکام نتایج نیز با استفاده از برآوردگرهای حداقل مربعات معمولی کاملاً اصلاح‌شده[18] (FMOLS)، حداقل مربعات پویا[19] (DOLS) و حداقل مربعات معمولی اثرات ثابت (FE-OLS) مورد بررسی قرار گرفته است. نتایج نشان می‌دهد که رانت معدن و رانت زغال‌سنگ تمایل به افزایش انتشار کربن در تمام چندک‌ها دارد (۰٫۱۰ تا ۰٫۹۰). با این حال، میانگین تغییر در متغیر وابسته در چندک‌های مرتبه بالاتر (۰٫۹۰-۰٫۶۰) بیش‌تر و در چندک‌های مرتبه پایین‌تر (۰٫۱۰ تا ۰٫۳۰) کم‌تر است. همچنین، اثر تعاملی منابع (معدن و زغال‌سنگ) و FDI بر انتشار کربن منفی و معنادار است که نشان می‌دهد ترویج جریان

[14] Augmented Mean Group (AMG)
[15] Dumitrescu & Hurlin
[16] Newly Industrialized Economies (NIEs)
[17] Method of Moments Quantile Regression (MMQR)
[18] Fully Modified OLS (FMOLS)
[19] Dynamic OLS (DOLS)

بین‌المللی سرمایه‌گذاری در حضور منابع طبیعی معدن و زغال‌سنگ برای توسعه پایدار مفید است (Gu et al., 2023).

زامبرانو-مونسراته و اورمنو-کاندلاریو (۲۰۲۳) در مطالعه‌ای به‌دنبال پاسخی به این پرسش هستند که چگونه رانت انواع منابع طبیعی بر شاخص زیست‌محیطی ردپای اکولوژیکی تأثیر می‌گذارد؟ به این منظور، در این مطالعه اثر تفکیک‌شده رانت منابع طبیعی شامل نفت، گاز طبیعی و مواد معدنی بر ردپای اکولوژیکی در ٢٤ کشور بررسی شده است. با استفاده از رویکرد CS-ARDL، مشخص شد که این منابع طبیعی، ردپای اکولوژیکی را افزایش می‌دهند؛ البته با مقادیر متفاوت. به‌عنوان مثال، رانت نفت تأثیر بیش‌تری بر تخریب محیطزیست نسبت به رانت گاز طبیعی و معدنی دارد و رانت گاز طبیعی، آلودگی زیست‌محیطی کم‌تری ایجاد می‌کند. علاوه بر این، با استفاده از رویکرد دومیترسکو و هورلین، یک رابطه دوسویه بین رانت نفت و ردپای اکولوژیکی یافت شد. نتیجه مشابهی بین رانت معدنی و این شاخص تخریب محیطزیست نیز به‌دست آمد. این بدان معناست که اگر کشورها تصمیم بگیرند ردپای اکولوژیکی خود را کاهش دهند، رانتی که از این منابع به‌دست می‌آورند تحت تأثیر قرار می‌گیرد (Zambrano-Monserrate & Ormeño-Candelario, 2023).

اردوغان (۲۰۲۳) در مطالعه‌ای تأثیر منابع طبیعی را بر پایداری محیطزیست با اتخاذ فرضیه جدیداً توسعه‌یافته منحنی ظرفیت بار در کشورهای غنی از منابع جنوب صحرای آفریقا طی دوره ۱۹۹۰ تا ۲۰۲۰ با استفاده از مجموعه‌ای از روش‌های داده‌های تابلویی بررسی کرده است. نتایج اصلی برآورد این پژوهش به روش ARDL پانلی را می‌توان به شرح زیر بیان کرد: (۱) آزمون های هم‌انباشتگی وجود رابطه بلندمدت بین متغیرها را نشان می‌دهد. (۲) فرضیه LCC در مدل معتبر است. (۳) رانت منابع طبیعی، مصرف انرژی و تراکم جمعیت، پایداری محیطی را کاهش می‌دهد و (٤) نتایج تجربی برآوردگرهای DOLS و FMOLS برای بررسی استحکام، یافته‌های به‌دست‌آمده توسط برآوردگرهای پایه را تا حد زیادی تأیید می‌کنند (Erdogan, 2023).

پنگ و همکاران (۲۰۲۳) در مطالعه‌ای تحت عنوان «منابع طبیعی و پایداری محیطی: اهداف COP26 از دیدگاه مبتنی‌بر منابع» رابطه بین انواع منابع طبیعی و انتشار CO_2 را در اقتصادهای نوظهور تجزیه‌وتحلیل کرده‌اند. نتایج این مطالعه با استفاده از برآوردگر MMQR نشان می‌دهد که هر جزء از منابع طبیعی تأثیر خاصی بر انتشار CO_2 دارد. تأثیر رانت زغال‌سنگ، جنگل و مواد معدنی، مثبت و برای رانت گاز طبیعی، منفی است. از سوی دیگر،

تأثیر رانت نفت بر انتشار CO_2، ناهمگن است و در چندک‌های پایین، منفی و در چندک‌های بالا، مثبت است (Peng et al., 2023).

کای و همکاران (۲۰۲۳) نقش رانت منابع در شکل دادن به انتشار CO_2 را در کشورهای BRICS طی سال‌های ۱۹۹۰ تا ۲۰۲۰ با استفاده از رویکرد داده تابلویی بررسی کرده‌اند. به این منظور از تولید ناخالص داخلی، مصرف انرژی تجدیدپذیر و هزینه‌های تحقیق‌وتوسعه به‌عنوان متغیرهای کنترل و از روش رگرسیون کوانتایل برای برآورد مدل استفاده شده است. نتایج نشان می‌دهد که رانت منابع طبیعی منجر به افزایش انتشار CO_2 می‌شود؛ اما سطح آستانه‌ای از رانت منابع وجود دارد که فراتر از آن، ماهیت رابطه بین متغیرها تغییر می‌کند. در واقع؛ در کشورهای موردمطالعه بیماری هلندی به‌شکل U معکوس وجود دارد (Cai et al., 2023).

دو و همکاران (۲۰۲۴) در مطالعه‌ای به ارزیابی اثر منابع طبیعی و جهانی‌شدن اجتماعی بر ضریب ظرفیت بار در شش کشور آسه‌آن (ASEAN) در بازه زمانی ۱۹۹۰ تا ۲۰۲۰ پرداخته‌اند. برای دست‌یابی به این هدف، مجموعه ای متنوع از روش‌های اقتصادسنجی، شامل وابستگی مقطعی، آزمون همگنی شیب و تکنیک‌های مانایی و هم‌انباشتگی نسل دوم استفاده شده است. برآورد ضرایب بلندمدت متغیرهای مدل نیز با به‌کارگیری روش اثرات ثابت MMQR و برآوردگر FMOLS انجام شده است. نتایج این مطالعه نشان‌دهنده تأثیر مثبت منابع طبیعی، انرژی زیست‌توده و جهانی‌شدن اجتماعی بر سطوح ضریب ظرفیت بار در بلندمدت است. در مقابل، رشد اقتصادی تأثیر منفی معنادار و سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی تأثیر بی‌معنا بر کیفیت محیط‌زیست در کشورهای آسه‌آن داشته است (Du et al., 2024).

یونگ و همکاران (۲۰۲٤) در مطالعه‌ای چالش‌های زیست‌محیطی بلندمدت مرتبط با رانت منابع طبیعی و رانت منابع معدنی را با ترکیب شاخص ثبات دولت در ده کشور نوظهور واقع در جنوب جهانی، از سال ۱۹۸۹ تا ۲۰۲۰ در چارچوب اهداف ۱۲ و ۱۳ام توسعه پایدار (SDGs) ارزیابی کرده‌اند. در این مطالعه از شاخص جامع ضریب ظرفیت بار (LCF) به‌عنوان نماینده کیفیت زیست‌محیطی و به‌منظور برآورد مدل از روش‌های تجربی قوی که وابستگی مقطعی، درون‌زایی، همبستگی سریالی و ناهمسانی را در نظر می‌گیرند و برآوردگر به‌روزرسانی مکرر و کاملاً اصلاح‌شده[20] (CupFM) استفاده شده است. اعتبار و استحکام

[20] Continuously Updated and Fully Modified (CupFM)

یافته‌ها نیز از طریق استفاده از آزمون رگرسیون دریسکول-کرای[۲۱] (DK) و روش رگرسیون به ظاهر نامرتبط پویا[۲۲] (DSUR) بررسی شده است. نتایج این مطالعه نشان می‌دهد که در بلندمدت، منابع معدنی و منابع طبیعی باعث کاهش LCF و در نتیجه کاهش کیفیت اکولوژیکی می‌شوند. همچنین، ثبات دولت بر خلاف انتظار، تخریب اکولوژیکی را تشدید می‌کند و اعتبار منحنی ظرفیت بار (LCC) نیز در کشورهای مورد مطالعه تأیید می‌شود (Yong et al., 2024).

اردوغان (۲۰۲۴) در مطالعه‌ای تأثیر منابع طبیعی را بر پایداری زیست‌محیطی در کشورهای آفریقایی طی دوره‌ی زمانی ۲۰۲۰-۱۹۹۲ با یک رویکرد مقایسه‌ای بر اساس فرضیه‌های EKC و LCC مورد بررسی قرار داده است. در این مطالعه تأثیر رانت منابع طبیعی انباشته و تفکیک‌شده بر دو شاخص پایداری اکولوژیکی به نام‌های LCF و CO_2 با استفاده از روش هم‌انباشتگی با وابستگی مقطعی در داده‌های تابلویی و دو برآوردگر بردار هم‌انباشتگی FMOLS و DOLS تجزیه‌وتحلیل شده است. نتایج تجربی نشان می‌دهد که الف. فرضیه EKC معتبر است؛ درحالی‌که فرضیه LLC نامعتبر می‌باشد. ب. رانت کل منابع طبیعی، رانت نفت، رانت جنگل و مصرف انرژی باعث کاهش کیفیت‌محیطی می‌شود. ۳. تأثیر تراکم جمعیت بر پایداری محیطی بر اساس چارچوب نظری مورد استفاده (EKC یا LCC)، متفاوت است (Erdogan, 2024).

شی و همکاران (۲۰۲۴) در مطالعه‌ای به بررسی تأثیر منابع طبیعی، رشد اقتصادی، انرژی آبی، شهرنشینی و جهانی‌شدن مالی بر ضریب ظرفیت بار در کشورهای BRICST با استفاده از داده‌های پانل سال‌های ۱۹۹۲ تا ۲۰۲۲ پرداخته‌اند. به این منظور از روش‌های پانل پیشرفته برای پرداختن به مسأله وابستگی مقطعی و ناهمگونی شیب و برآوردگر MMQR استفاده شده است. نتایج نشان می‌دهد که رانت کل منابع طبیعی در تمام چندک‌ها اثر مثبت و معناداری بر ضریب ظرفیت بار داشته و شدت این اثرگذاری در چندک‌های بالایی بزرگ‌تر است (Shi et al., 2024).

هی و همکاران (۲۰۲۴) در مطالعه‌ای تأثیر رانت‌های معدنی و کاهش منابع طبیعی را با استفاده از هزینه‌های مصرف نهایی دولت و تجارت بین‌الملل به‌عنوان متغیرهای تعدیل‌کننده، بر ردپای اکولوژیکی در کشورهای با انتشار بالا از سال ۱۹۷۳ تا ۲۰۱۹ بررسی کرده‌اند. یافته‌های این مطالعه با به‌کارگیری تحلیل‌های مدل خطی تعمیم‌یافته[۲۳] (GLM)

---

[21] Driscoll-Kraay (DK)
[22] Dynamic Seemingly Unrelated Regression (DSUR)
[23] Generalized Linear Model (GLM)

پانلی نشان می‌دهد که رانت مواد معدنی و تجارت بین‌المللی به‌طور منفی و در مقابل، مخارج مصرف نهایی دولت و کاهش منابع طبیعی به‌طور مثبتی با ردپای اکولوژیکی در کشورهای با انتشار بالا مرتبط است. در واقع، مخارج دولت و کاهش منابع طبیعی، کیفیت محیط زیست را کاهش می‌دهد، در حالی‌که رانت معدن و صادرات کالاها و خدمات باعث بهبود کیفیت محیطزیست می‌شود (He et al., 2024).

یا و همکاران (۲۰۲۴) در مطالعه‌ای به ارزیابی تأثیر سیاست مالی و منابع طبیعی بر تخریب محیطزیست در کشورهای BRICS از دیدگاه مدیریت منابع پرداخته‌اند. به این منظور اثرات سیاست مالی، سرمایه انسانی، منابع طبیعی و بهره‌وری انرژی بر ضریب ظرفیت بار (LCF) در کشورهای یادشده بین سال‌های ۱۹۹۰ تا ۲۰۱۸ در جهت دست‌یابی به هدف COP27 در زمینه ارتقای پایداری زیست‌محیطی بررسی شده است. نتایج برآوردگر میانگین گروهی اثرات همبسته پویا[۲۴] (DCEMG) نشان می‌دهد که در بلندمدت سیاست مالی، تولید انرژی و سرمایه انسانی به LCF کمک می‌کنند؛ اما منابع طبیعی، LCF را کاهش می‌دهند.

عبدالهی و قادری (۱۴۰۲) در مطالعه‌ای با به‌کارگیری ردپای اکولوژیکی به‌عنوان شاخص تخریب محیطزیست، به بررسی اثر متغیرهای رشد اقتصادی، سرمایه انسانی و منابع طبیعی بر ردپای اکولوژیکی در ایران طی دوره ۲۰۲۱-۱۹۸۸ و با استفاده از روش ARDL پرداخته‌اند. نتایج این مطالعه نشان‌دهنده تأثیر منفی و معنادار رشد اقتصادی و سرمایه انسانی بر ردپای اکولوژیکی در کوتاه‌مدت و تأثیر مثبت و معنادار منابع طبیعی بر ردپای اکولوژیکی در کوتاه‌مدت و بلندمدت است (Abdollahi & Ghaderi, 2023).

معین‌الدینی و همکاران (۱۴۰۳) در مطالعه‌ای به بررسی تأثیر متغیرهای مختلف بر کیفیت محیطزیست با تأکید بر رانت منابع طبیعی در منتخبی از کشورهای MENA طی سال‌های ۲۰۱۸- ۱۹۹۴ پرداخته‌اند. بدین منظور از رهیافت داده‌های تابلویی استفاده شده است. نتایج نشان می‌دهد که رانت منابع طبیعی، سرمایه انسانی، مصرف انرژی، شاخص دموکراسی، شهرنشینی و رشد اقتصادی تأثیر مثبت و معنادار بر ردپای اکولوژیکی داشته‌اند (Moeinaddini et al., 2024).

وجه تمایز و تفاوت مطالعه حاضر با مطالعات انجام‌شده در زمینه رابطه منابع طبیعی و شاخص‌های کیفیت محیطزیست در منطقه MENA در آنست که این مطالعه اثر رانت

[24]Dynamic Correlated Effects Mean Group (DCEMG)

منابع طبیعی را به دو صورت کلی و تفکیک‌شده (شامل رانت نفت، گاز طبیعی، جنگل و معدن) بر ضریب ظرفیت بار به‌عنوان شاخص پایداری زیست‌محیطی بررسی می‌کند. از آن‌جا که این شاخص هم بعد عرضه و هم بعد تقاضای اکوسیستم را در نظر می‌گیرد می‌تواند به نتایج جامع‌تر و دقیق‌تری منجر گردد. علاوه بر این، پژوهش حاضر تأثیر رانت منابع طبیعی و انواع آن را بر LCF در چارچوب منحنی LCC مورد بررسی قرار می‌دهد.

۳- مدل و روش تحقیق

۳-۲- تصریح مدل تحقیق

مدل این پژوهش برگرفته از مدل «تأثیر تصادفی رگرسیون بر جمعیت، ثروت و فناوری»[۲۵] (STIRPAT) می‌باشد که در مطالعه (Dietz & Rosa, 1997) پایه‌ریزی شده است. این مدل، نسخه به روز مدل IPAT می‌باشد که توسط (Ehrlich & Holdren, 1971) در بررسی تأثیر فعالیت‌های انسانی بر محیط‌زیست ارائه شده است. مدل IPAT یک معادله حسابداری استاندارد است که در بررسی اثرات زیست‌محیطی (I) از طریق سه عامل متمایز جمعیت (P)، ثروت (A) و فناوری (T) استفاده می‌شود:

$$I = P * A * T \quad (۱)$$

مدل STIRPAT با گنجاندن جزء تصادفی و رفع محدودیت رابطه تناسبی بین متغیرها در مدل فوق، عملکرد IPAT را بهبود می‌بخشد:

$$I_{it} = \emptyset P_{it}^{\beta_1} A_{it}^{\beta_2} T_{it}^{\beta_3} \epsilon_{it} \quad (۲)$$

در رابطه فوق، $\emptyset$ عبارت ثابت، i و t به‌ترتیب مقاطع (کشورها) و بازه زمانی، β_1، β_2 و β_3 پارامترهای PAT و ϵ باقیمانده مدل (جزء خطای تصادفی) است. مدل STIRPAT را می‌توان با اضافه کردن شاخص‌های بیشتر، تغییر شکل و توسعه داد (Liu et al., 2022). برای تبدیل معادله (۲) به فرم جمع‌پذیر، باید این معادله را به‌شکل لگاریتمی بازنویسی کنیم تا بتوان کشش‌های مربوط به پارامترها را برآورد کرد:

$$lnI_{it} = ln\emptyset + \beta_1 lnP_{it} + \beta_2 lnA_{it} + \beta_3 lnT_{it} + ln\epsilon_{it} \quad (۳)$$

با تکیه بر این مدل نظری و با توجه به مطالعه تجربی (Erdogan, 2024)، مدل‌های تجربی این پژوهش بر اساس اهداف آن و در چارچوب فرضیه LCC، به‌صورت زیر تدوین شده‌اند:

[25] Stochastic Impact of Regression on Population, Affluence, and Technology (STIRPAT)

$$\ln LCF_{it} = \beta_0 + \beta_1 \ln GDP_{it} + \beta_2 (\ln GDP_{it})^2 + \beta_3 \ln NRR_{it} + \beta_4 \ln PD_{it} + \beta_5 \ln REC_{it} + \varepsilon_{1it} \quad \text{مدل } LCC_1 \quad (۴)$$

$$\ln LCF_{it} = \beta_0 + \beta_1 \ln GDP_{it} + \beta_2 (\ln GDP_{it})^2 + \beta_3 \ln Oil_{it}^{Rent} + \beta_4 \ln Gas_{it}^{Rent} + \beta_5 \ln Forest_{it}^{Rent} + \beta_6 \ln Mineral_{it}^{Rent} + \beta_7 \ln PD_{it} + \beta_8 \ln REC_{it} + \varepsilon_{2it} \quad \text{مدل } LCC_2 \quad (۵)$$

در مدل LCC_1 رانت منابع طبیعی (متغیر مستقل مدل) به‌صورت کلی (مجموع) و در مدل LCC_2 به‌صورت تفکیک‌شده مورد استفاده قرار گرفته است. معرفی متغیرهای ملحوظ در مدل‌های فوق به‌صورت زیر است:

ln: لگاریتم طبیعی؛

LCF: ضریب ظرفیت بار (متغیر مستقل مدل)؛

GDP: تولید ناخالص داخلی حقیقی سرانه به‌عنوان شاخص اندازه‌گیری درآمد سرانه و رشد اقتصادی؛ در صورت عدم رد فرضیه LCC انتظار بر آنست که ضرایب برآوردی این متغیر و مجذور آن در مدل‌های اول و دوم، معنادار و به‌ترتیب منفی و مثبت باشد؛ یعنی: $\beta_1 < 0, \beta_2 > 0$.

NRR: رانت کل منابع طبیعی؛[۲۶]

Oil^{Rent}: رانت نفت؛

Gas^{Rent}: رانت گاز طبیعی؛

$Forest^{Rent}$: رانت جنگل؛

$Mineral^{Rent}$: رانت معدن؛

PD: تراکم (چگالی) جمعیت و

[۲۶] شایان ذکر است که چون در بین داده‌های متغیرهای انواع رانت منابع طبیعی (نفت، گاز طبیعی، جنگل و معدن) و مصرف انرژی‌های تجدیدپذیر، عدد صفر وجود دارد و امکان لگاریتم گرفتن از این عدد وجود ندارد، با اضافه نمودن عدد ۱+ به کلیه داده‌های این متغیرها، مقدار آن‌ها در محدوده مثبت مورد استفاده تجربی قرار می‌گیرد. با این اقدام داده‌های مربوط به رانت انواع منابع طبیعی و مصرف انرژی‌های تجدیدپذیر برای کشورهای فاقد این منابع و مصرف انرژی‌های تجدیدپذیر، از عدد صفر به عدد یک تغییر می‌کند که بعد از لگاریتم گرفتن، دوباره داده‌های این متغیرها برای کشورهای مذکور به عدد صفر باز می‌گردد؛ چرا که لگاریتم طبیعی عدد یک، مساوی صفر است.

REC: مصرف انرژی‌های تجدیدپذیر.

همچنین، i نشان‌دهنده ۱۱ کشور منطقه MENA (i=1,...,11) که اطلاعات و داده‌های آماری آن‌ها در دسترس است و از کمترین میزان پایداری زیست‌محیطی بر اساس LLC برخوردارند، (شامل کشورهای: امارات، بحرین، ایران، اسرائیل، کویت، لبنان، لیبی، عمان، قطر، عربستان و ترکیه)، t نشان‌دهنده بازه‌ی زمانی پژوهش (۲۰۲۲-۲۰۰۰) و ε_{it} جزء خطای معادله رگرسیونی است. در **جدول ۱** به‌طور خلاصه متغیرهای مدل، نماد، شاخص و نحوه اندازه‌گیری به‌همراه منبع جمع‌آوری داده‌های آماری هر متغیر نشان داده شده است.

جدول ۱. متغیرها و منابع داده‌ها

Table 1. Variables and data sources

متغیر	نماد	شاخص و نحوه اندازه‌گیری	منبع
ضریب ظرفیت بار	LCF	نسبت ظرفیت زیستی (بر حسب سرانه هکتار جهانی) به ردپای اکولوژیکی (بر حسب سرانه هکتار جهانی)	GFN
رانت کل منابع طبیعی	NRR^{Total}	نسبت رانت کل منابع طبیعی (تفاضل ارزش تولید منابع طبیعی به قیمت‌های جهانی از کل هزینه‌های تولید آن) به GDP (بر حسب درصد).	WDI
رانت نفت	Oil^{Rent}	نسبت رانت نفت (تفاضل ارزش تولید نفت به قیمت‌های جهانی از کل هزینه‌های تولید آن) به GDP (بر حسب درصد).	WDI
رانت جنگل	$Forest^{Rent}$	نسبت رانت جنگل (تفاضل ارزش چوب برداشت‌شده به قیمت‌های منطقه‌ای از کل هزینه‌های تولید آن) به GDP (بر حسب درصد).	WDI
رانت گاز طبیعی	Gas^{Rent}	نسبت رانت گاز طبیعی (تفاضل ارزش تولید گاز به قیمت‌های جهانی از کل هزینه‌های تولید آن) به GDP (بر حسب درصد).	WDI
رانت معدن	$Mineral^{Rent}$	نسبت رانت معدن (تفاضل ارزش موجودی مواد معدنی به قیمت‌های جهانی از کل هزینه‌های تولید آن) به GDP (بر حسب درصد). مواد معدنی موجود در محاسبه عبارتند از: قلع، طلا، سرب، روی، آهن، مس، نیکل، نقره، بوکسیت و فسفات.	WDI
رشد اقتصادی	GDP	تولید ناخالص داخلی حقیقی سرانه (بر حسب دلار و به قیمت‌های ثابت سال ۲۰۱۵)	WDI
تراکم (چگالی) جمعیت	PD	نسبت جمعیت کل به مساحت کشور (بر حسب نفر بر کیلومتر مربع)	WDI
مصرف انرژی تجدیدپذیر	REC	سهم مصرف انرژی تجدیدپذیر از کل مصرف انرژی نهایی (بر حسب درصد)	WDI

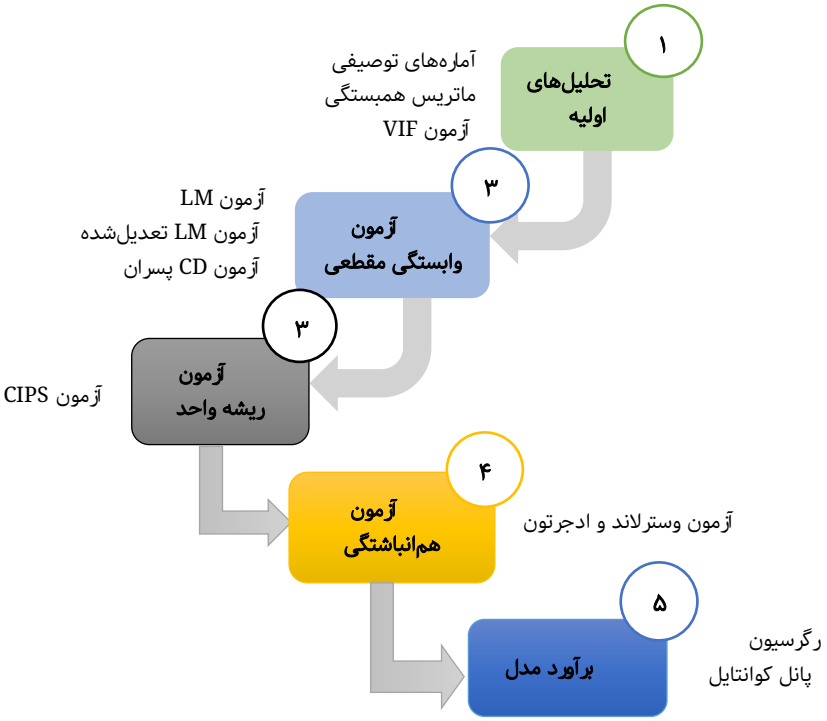
یادداشت‌ها: GFN: شبکه ردپای جهانی، WDI: شاخص‌های توسعه جهانی

۲-۳- تصریح مدل تحقیق

مراحل روش تحقیق در **شکل ۳** نشان داده شده است. بعد از انجام تحلیل‌های مقدماتی در زمینه داده‌های پژوهش، اولین گام در تجزیه‌وتحلیل‌های داده‌های پانلی، انجام آزمون «وابستگی مقطعی»[۲۷] (CD) است؛ چراکه در صورت تأیید وابستگی مقطعی بین متغیرها استفاده از آزمون‌های معمول (نسل اول) ریشه واحد و هم‌انباشتگی پانلی ممکن است منجر به نتایج کاذب شود (Pesaran, 2004). به این منظور، آزمون‌های متعددی نظیر، آزمون ضریب لاگرانژ[۲۸] (LM) (Breusch & Pagan, 1980)، آزمون CD (Pesaran, 2004) و آزمون LM تعدیل‌شده (LM_{adj}) (Pesaran et al., 2008) ارائه شده است که در این پژوهش از آن‌ها استفاده می‌شود. فرضیه صفر این آزمون‌ها نشان‌دهنده عدم وابستگی مقطعی بین اعضای پانل است (Mohamadian Mansour & Golkhandan, 2026).

[27] Cross-Sectional Dependence (CD)

[28] Lagrange Multiplier (LM)



شکل ۳. مراحل روش تحقیق
مأخذ: یافته‌های تحقیق

Figure 3. Steps of the research method
Source: Research findings

گام بعدی در برآورد داده‌های پانل، بررسی مانایی متغیرها با استفاده از آزمون‌های ریشه واحد پانلی است. هرگاه وابستگی مقطعی در داده‌های پانل تأیید شد، استفاده از روش‌های مرسوم ریشه‌واحد پانلی (آزمون‌های ریشه واحد نسل اول)، احتمال وقوع نتایج ریشه واحد کاذب را افزایش خواهد داد. برای رفع این مشکل آزمون‌های ریشه واحد پانلی متعددی با وجود وابستگی مقطعی پیشنهاد شده (آزمون‌های ریشه واحد نسل دوم) که یکی از مشهورترین این آزمون‌ها، آزمون ریشه‌واحد تعمیم‌یافته مقطعی ایم، پسران و شین[۲۹] (CIPS) می‌باشد که توسط (Pesaran, 2007) ارائه شده است. وی جهت فرموله‌کردن این

[29] Cross-sectional Im, Pesaran, Shin (CIPS)

آزمون با درنظرگرفتن موضوع وابستگی بین مقاطع، از رگرسیون دیکی فولر تعمیم‌یافته مقطعی[30] (CADF) که با استفاده از روش OLS برای iامین مقطع برآورد می‌شود، استفاده کرده است. آماره این آزمون با توجه به میانگین آماره‌های ADF مقطعی فردی به‌صورت رابطه زیر محاسبه می‌شود:

$$CIPS(N,T) = N^{-1}\sum_{i=1}^{N}\tau_i\,(N,T) = \frac{\sum_{i=1}^{N} CADF_i}{N} \qquad (۶)$$

که در رابطه فوق، τ_i آماره الگوی ADF مقطعی برای هر مقطع انفرادی در پانل است. فرضیه صفر این آزمون به ریشه واحد (نامانایی) متغیر مورد بررسی اشاره دارد (Xiaoman et al., 2021).

قبل از برآورد پارامترهای بلندمدت، بایستی این مسأله ارزیابی شود که آیا بین متغیرهای تحت بررسی، هم‌انباشتگی (رابطه بلندمدت) وجود دارد یا خیر؟ به این منظور از آزمون هم‌انباشتگی پانل بوت‌استراپ LM که توسط (Westerlund & Edgerton, 2007) توسعه یافته، استفاده شده است. دلیل استفاده از این آزمون آنست که می‌تواند بر ناهمگنی شیب و مشکل وابستگی مقطعی غلبه کند (Dogan & Inglesi-Lotz, 2017) و بنابراین نتایج قابل اعتمادتری نسبت به آزمون‌های هم‌انباشتگی معمول نسل اول ارائه می‌دهد. آماره آزمون هم‌انباشتگی پانل بوت‌استراپ LM توسط رابطه زیر تعیین می‌شود:

$$LM_N^{+} = \frac{1}{NT^2}\sum_{i=1}^{N}\sum_{t=1}^{T}\widehat{w}_i^{-2}s_{it}^2 \qquad (۷)$$

در رابطه فوق، T به طول دوره زمانی، N به اندازه نمونه، $\widehat{w}_i$ به واریانس بلندمدت باقیمانده‌ها، s_{it} به فرآیند جمع جزئی عبارات خطا اشاره دارد. در این آزمون، فرضیه صفر اشاره به هم‌انباشتگی دارد و فرضیه مقابل آن نشان‌دهنده عدم هم‌انباشتگی بین متغیرهای مدل است (Wang et al., 2020: 6).

بعد از تأیید هم‌انباشتگی بین متغیرهای مدل، به‌منظور برآورد مدل از روش رگرسیون کوانتایل در داده‌های پانل استفاده شده است. (Koenker & Bassett, 1978)، رگرسیون استاندارد را با پیشنهاد رگرسیون کوانتایل (چندک) گسترش دادند. با اجرای یک تصویر کامل از توزیع شرطی، رگرسیون چندکی نتایج مناسبی را برای نویسندگان تشریح می‌کند؛ بر خلاف رگرسیون استاندارد که تنها میانگین شرطی را اندازه‌گیری می‌کند (Azami et al., 2024).

[30] Cross-sectional Augmented Dicky Fuller (CADF)

در واقع انگیزه اصلی به‌کارگیری رگرسیون چندک این است که با نگاهی دقیق و جامع در ارزیابی متغیر پاسخ، مدلی ارائه شود تا امکان دخالت متغیرهای مستقل، نه‌تنها در مرکز ثقل داده‌ها، بلکه در تمام قسمت‌های توزیع به‌ویژه در دنباله‌های ابتدایی و انتهایی فراهم گردد، بدون این‌که با محدودیت مفروضات رگرسیون معمولی، واریانس ناهمسانی و حضور تأثیرگذار داده‌های دورافتاده در برآورد ضرایب روبه‌رو باشیم. در رگرسیون چندک بر خلاف رگرسیون معمولی از حداقل نمودن مجموع قدرمطلق باقیمانده‌های موزون برای برآورد پارامتر الگو استفاده می‌شود که به آن روش حداقل قدر مطلق انحرافات[۳۱] (LAD) گفته می‌شود (Sargolzaie, 2022: 18-19).

با در نظر گرفتن مدل رگرسیون خطی به‌صورت رابطه: $y_i = \acute{x}_i\beta_\tau + u_{\tau i} \quad 0 < \tau <$ 1، تابع کوانتایل شرطی τام توزیع y به شرط متغیرهای تصادفی x را می‌توان به‌صورت زیر نمایش داد:

$$Quant_\tau(y_i|x_i) = \acute{x}_i\beta_\tau \;\; Quant_\tau(u_{\tau i}|\acute{x}_i) = 0 \qquad (۸)$$

در ساختار رگرسیون چندکی، تأثیر ویژگی‌های قابل مشاهده بر توزیع شرطی از طریق فرآیند حداقل‌سازی قدرمطلق عنصر خطا برآورد می‌شود. برای تعیین ضرایب مدل از حداقل‌سازی مقدار قدرمطلق خطاها با توزین مناسب و به‌صورت رابطه زیر استفاده می‌شود:

$$\min \sum_{y_i \geq \acute{x}_i\beta} \tau|y_i - \acute{x}_i\beta_\tau| + \sum_{y_i < \acute{x}_i\beta} (1-\tau)|y_i - \acute{x}_i\beta_\tau| \qquad (۹)$$

معادله فوق جواب‌ها را به‌وسیله برنامه‌ریزی خطی به‌دست می‌آورد. توجه هم‌زمان به مجموع توابع چندکی برآوردشده، نظر کامل‌تری درباره اثر متغیرهای کمکی بر روی مکان، مقیاس و شکل توزیع متغیر پاسخ دارد (Xu & Lin, 2016). رگرسیون چندکی می‌تواند توجیه بهتری از توزیع شرطی را با بررسی ارتباط متقابل بین متغیرها در سطوح بالا و پایین ارائه دهد، اما نمی‌تواند ناهمگنی مشاهده‌نشده یک کشور را توجیه کند. از این رو، در مطالعه حاضر از روش پانل کوانتایل با اثرات ثابت (FE) استفاده شده است تا اثرات کوواریانس ناهمگن شرطی پایداری زیست‌محیطی و رانت منابع طبیعی را فراهم کند. به‌طور کلی، می‌توانیم یک چارچوب پانل کوانتایل اثر ثابت را به فرم رابطه زیر توصیف کنیم:

$$Q_{y_{it}}(\tau_k|a_i, x_{it}) = a_i + x_{it}^{'}\beta(\tau_k) \qquad (۱۰)$$

[31] Least Absolute Deviations (LAD)

در معادله فوق، $Q_{y_{it}}(\tau_k|a_{it}, x_{it})$ چندک شرطی y_{it}، a_i پارامتر اثر ثابت مرتبط با x_{it} که اثرات غیرقابل مشاهده هر کشور خاص را نشان می‌دهد و $\beta(\tau_k)$ ضریب شیب در چندک‌های مختلف است که برای هر کشور یکی؛ اما برای چندک‌های مختلف، متفاوت است (Zheng et al., 2019).

مشکل اصلی در روش رگرسیون پانل کوانتایل با اثرات ثابت این است که میزان قابل‌توجهی از اثرات ثابت، تحت مشکل پارامترهای تصادفی است. این برآوردگر زمانی‌که تعدادی از واحدهای مقطعی به بی‌نهایت میل کنند، اما تعدادی از مشاهدات برای هر واحد مقطعی ثابت است، ناسازگار خواهد بود (Galvao & Kato, 2016). به‌منظور حذف و رفع این مشکل، (Koenker, 2004) اثرات ثابت غیرقابل‌مشاهده را به‌عنوان پارامتر محاسبه کرد. وی با استفاده از این رویکرد، پارامترها را با اثرات کمکی برای چندک‌های مختلف به‌صورت زیر محاسبه کرد:

$$\min_{(\alpha,\beta)} \sum_{k}^{K}\sum_{t}^{T}\sum_{i}^{N} r_k z_{\tau_k}\left(d_{it} - a_i - x_{it}^{T}\beta(\tau_K)\right) + \lambda\sum_{i}^{N}|a_i| \qquad (۱۱)$$

در رابطه فوق، N کشورها، T مجموعه داده هر کشور (دوره زمانی)، K سطح چندک‌ها، x ماتریس متغیرهای توضیحی، z_{τ_k} تابع زیان چندک و r_k وزن نسبی را برای چندک kام نشان می‌دهد که بر اساس مطالعه (Alexander et al., 2011) و (Lamarche, 2011) برابر با 1/k درنظر گرفته می‌شود. همچنین، λ در رابطه فوق پارامتر تعدیل‌گر نام دارد که اثرات فردی a_i را به صفر کاهش می‌دهد تا کارآیی β تقویت شود. مقدار این پارامتر به پیروی از مطالعه (Damette & Delacote, 2012) مساوی عدد «یک» درنظر گرفته می‌شود (Dogan et al., 2020). با توجه به تحلیل فوق‌الذکر، الگوی رگرسیون چندک پانل اصلاح‌شده را برای مدل‌های تجربی این پژوهش که در نرم‌افزار Eviews مورد برآورد قرار می‌گیرد، می‌توان به‌صورت زیر نمایش داد:

$$Q_{lnLCF_{it}}(\tau_k|a_i, x_{it}) = a_i + \omega_{1\tau} lnGDP_{it} + \omega_{2\tau}(lnGDP_{it})^2 + \omega_{3\tau} lnNRR_{it} + \omega_{4\tau} lnPD_{it} + \omega_{5\tau} lnREC_{it} \qquad (۱۲)$$

$$Q_{\ln LCF_{it}}(\tau_k|a_i, x_{it}) = a_i + \omega_{1\tau}\ln GDP_{it} + \omega_{2\tau}(\ln GDP_{it})^2 + \omega_{3\tau}\ln Oil_{it}^{Rent} + \omega_{4\tau}\ln Gas_{it}^{Rent} + \omega_{5\tau}\ln Forest_{it}^{Rent} + \omega_{6\tau}\ln Mineral_{it}^{Rent} + \omega_{7\tau}\ln PD_{it} + \omega_{8\tau}\ln REC_{it} \qquad (۱۳)$$

۴- برآورد مدل و تحلیل نتایج تجربی

در **جدول ۲** خلاصه‌ای از شاخص‌های آماری داده‌های خام متغیرهای تحقیق ارائه شده است. بر این اساس، بیشترین میزان پراکندگی بین داده‌ها متعلق به تولید ناخالص داخلی سرانه (GDP) است (که البته چون این متغیر به‌صورت لگاریتمی وارد مدل می‌شود، این پراکندگی به میزان قابل‌توجهی کاهش می‌یابد) و کمترین مقدار آن به رانت جنگل (ForestRent) اختصاص دارد. میانگین LCF عددی معادل ۰/۱۹۳ می‌باشد؛ که گویای این موضوع است که وضعیت کیفیت زیست‌محیطی در بین کشورهای مورد مطالعه از سطح پایداری آن (عدد یک) فاصله قابل‌توجهی دارد. همچنین، بر اساس آمارهٔ جارک-برا و سطح احتمال آن می‌توان گفت که هیچ‌یک از متغیرهای پژوهش از توزیع نرمال برخوردار برخوردار نیستند. یکی از دلایل اصلی برآورد مدل به روش رگرسیون کوانتایل آنست که توزیع متغیر وابسته (LCF)، نامتقارن باشد. بر اساس آماره جارک-برا، توزیع این متغیر نامتقارن است؛ چرا که سطح احتمال آن کم‌تر از ۰/۰۱ برآورد شده است.

جدول ۲. شاخص‌های آماری اصلی متغیرهای تحقیق (۲۰۲۲-۲۰۰۰)
مأخذ: یافته‌های تحقیق

Table 2. Main statistical indicators of the research variables (2000-2022)
Source: Research findings

متغیر	میانگین	میانه	کمینه	بیشینه	انحراف معیار	نرمالیتی (prob.)
LCF	۰/۱۹۳	۰/۱۱٤	۰/۰۵۱	۰/۸۱۱	۰/۱۵٤	۰/۰۰۰
GDP	۲٤۱۹۷	۲۰۰۲۸	۳۷۷۲	۷۳٤۹۳	۱۷۵۰۹	۰/۰۰۰
NRR	۲۳/٤٤٤	۲۳/۷۷۷	۰/۰۰۱	٦٦/۰۵۹	۱۸/۲۱۸	۰/۰۰۵
Oil^{Rent}	۲۱/۷٤۸	۲۰/۸٦٦	۰/۰۰۰	٦٤/۸۱٦	۱۷/۷۲۱	۰/۰۰۳
Gas^{Rent}	۱/۹۰۸	۱/۱۸۳	۰/۰۰۰	۱۲/۰۱۱	۲/۰۹۰	۰/۰۰۰
$Forest^{Rent}$	۰/۰۱۳	۰/۰۰۱	۰/۰۰۰	۰/۱۱۱	۰/۰۲۵	۰/۰۰۰
$Mineral^{Rent}$	۰/۰۹۹	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۳/۳۵٦	۰/۳۰٦	۰/۰۰۰
PD	۲۷۱/۰۷۷	۱۰۳/٦۸۰	۲/۹۲۹	۱۹۱۵/٦۲٦	٤۳۳/۸٤۲	۰/۰۰۰
REC	۲/٦٦۳	۰/۱۲۰	۰/۰۰۰	۲۰/٤۷۰	٤/۳۰۸	۰/۰۰۰

در **جدول ۳** نیز ماتریس ضریب همبستگی بین متغیرهای پژوهش ارائه شده است که بر این اساس ضریب همبستگی لگاریتم طبیعی تولید ناخالص داخلی سرانه (lnGDP)، لگاریتم طبیعی رانت منابع طبیعی (lnNRR)، لگاریتم طبیعی رانت نفت ($lnOil^{Rent}$)، لگاریتم طبیعی رانت گاز طبیعی ($lnGas^{Rent}$)، لگاریتم طبیعی جنگل ($lnForest^{Rent}$)،

لگاریتم طبیعی معدن ($lnMineral^{Rent}$)، لگاریتم طبیعی تراکم جمعیت (lnPD) و لگاریتم طبیعی مصرف انرژی تجدیدپذیر (lnREC)، با متغیر وابسته مدل یعنی لگاریتم طبیعی ضریب ظرفیت بار (lnLCF)، به‌ترتیب برابر با ۰/۵۳۲-، ۰/۱۸۱، ۰/۰۸۵، ۰/۰۵۹، ۰/۷۲۹، ۰/۳۱۹، ۰/٦۲۷- و ۰/۲٤۲ است. ضریب همبستگی متغیرهای وابسته نیز که از لحاظ پایداری زیست‌محیطی معکوس یکدیگر هستند، ۰/۳۸۸- است.

جدول ۳. ماتریس ضریب همبستگی بین متغیرهای پژوهش
مأخذ: یافته‌های تحقیق

Table 3. Correlation coefficient matrix between research variables
Source: Research findings

	متغیر								
متغیر	lnLCF	lnGDP	lnNRR	$lnOil^{Rent}$	$lnGas^{Rent}$	$lnForest^{Rent}$	$lnMineral^{Rent}$	lnPD	lnREC
lnLCF	۱								
lnGDP	-۰/۵۳۲	۱							
lnNRR	۰/۱۸۱	۰/۳۰۸							
$lnOil^{Rent}$	۰/۰۸۵	۰/۲۷۴	۰/۹۰۶	۱					
$lnGas^{Rent}$	۰/۰۵۹	۰/۳۰۱	۰/۶۹۲	۰/۶۸۲	۱				
$lnForest^{Rent}$	۰/۷۲۹	-۰/۸۲۲	-۰/۰۷۷	-۰/۱۶۵	-۰/۲۵۸	۱			
$lnMineral^{Rent}$	۰/۳۱۹	-۰/۴۷۳	۰/۰۵۱	-۰/۰۸۷	۰/۰۴۵	۰/۳۸۱	۱		
lnPD	-۰/۶۲۷	۰/۲۰۹	-۰/۴۷۹	-۰/۵۰۳	-۰/۱۵۲	-۰/۴۵۲	-۰/۰۶۷	۱	
lnREC	۰/۲۴۲	-۰/۴۹۳	-۰/۷۴۱	-۰/۸۴۱	-۰/۷۲۱	۰/۵۵۳	۰/۱۹۳	۰/۱۲۱	۱

جدول ٤ نتایج آزمون عامل تورم واریانس[۳۲] (VIF) به‌منظور بررسی مسئله هم‌خطی چندگانه در داده‌های پژوهش در هر دو مدل برآوردی نشان داده شده است. آزمون VIF را می‌توان به این‌صورت تفسیر کرد: اگر مقدار آن برابر با عدد ۱ باشد، نشان‌دهنده هیچ ارتباطی نیست. اگر مقدار آن بین دو عدد ۱ و ۵ باشد، نشان‌دهنده همبستگی متوسط است و اگر بزرگ‌تر از عدد ۵ باشد، همبستگی بالایی را نشان می‌دهد. توجه به این نکته مهم است که با افزایش VIF، قابلیت اطمینان نتایج تخمین کاهش می‌یابد (Xuan et al., 2023). یافته‌ها حاکی از آن است که مقدار VIF همه متغیرها در هر دو مدل کم‌تر از عدد ۵ و نزدیک به عدد ۱ است. از این رو، می‌توان گفت که در داده‌ها هم‌خطی چندگانه وجود ندارد.

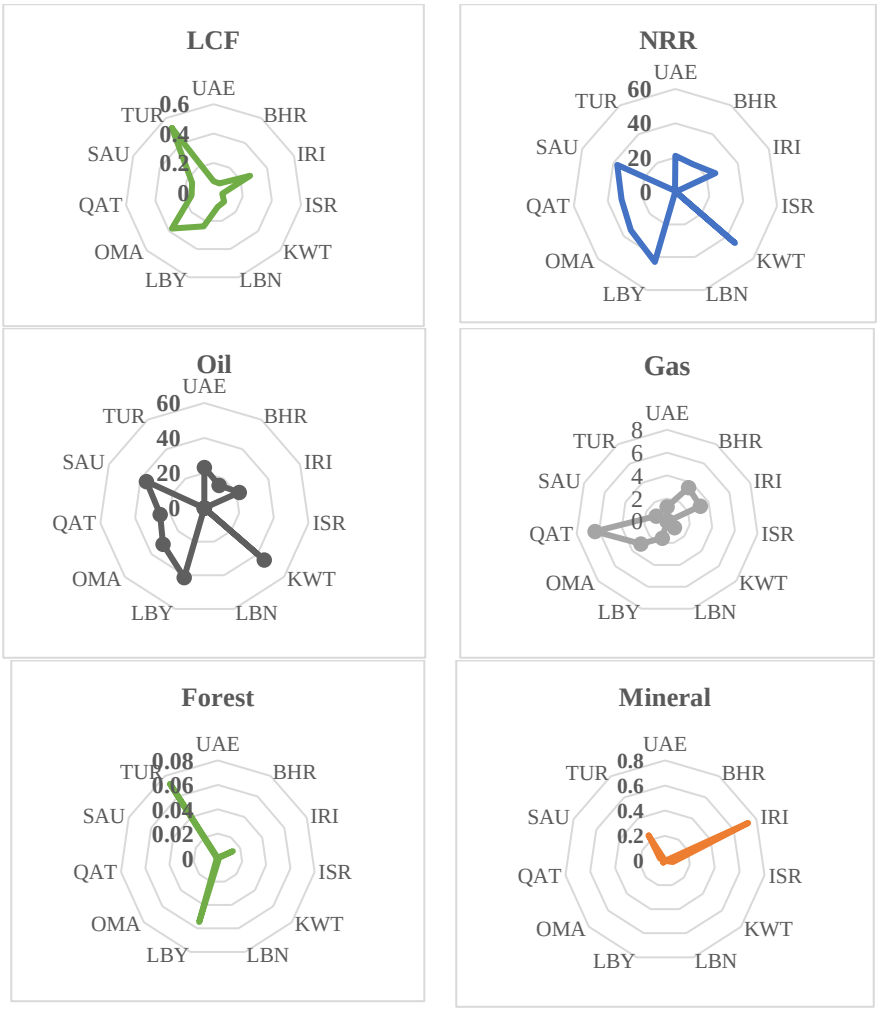
[32] Variance Inflation Factor (VIF)

جدول ٤. نتایج آزمون VIF
مأخذ: یافته‌های تحقیق

Table 4. Results of the VIF test
Source: Research findings

متغیر	VIF	
	مدل اول (LCC_1)	مدل دوم (LCC_2)
lnGDP	۱/۱۹۹	۱/۵۳۵
lnNRR	۱/۱۳۵	-
$lnOil^{Rent}$	-	۱/۶۳۰
$lnGas^{Rent}$	-	۱/۲۸۹
$lnForest^{Rent}$	-	۱/۰۹۹
$lnMineral^{Rent}$	-	۱/۵۵۳
lnPD	۱/۰۰۹	۱/۹۲۱
lnREC	۱/۱۳۵	۱/۲۷۳

در **شکل ٤** نیز میانگین متغیرهای اصلی این پژوهش طی دوره مورد بررسی به تفکیک کشورهای مورد مطالعه ارائه شده است. بر این اساس بیش‌ترین میزان LCF (پایداری زیست‌محیطی) به‌ترتیب متعلق به کشورهای ترکیه (۰/۵۲۰)، عمان (۰/۳۷۴) و ایران (۰/۲۷۳) و کم‌ترین میزان آن به‌ترتیب متعلق به کشورهای اسرائیل (۰/۰۵۹)، بحرین (۰/۰۷۴) و امارات (۰/۰۷۷) بوده است. از نظر سهم رانت کل منابع طبیعی از GDP نیز در بین کشورهای مورد مطالعه، کشورهای کویت، لیبی و عربستان به‌ترتیب با ۴۵/۹۹۶، ۴۲/۸۸۳ و ۳۷/۴۲۹ درصد در رتبه‌های اول تا سوم قرار دارند و از این نظر کشورهای لبنان، اسرائیل و ترکیه به‌ترتیب با ۰/۰۰۲، ۰/۱۸۱ و ۰/۴۷۳ درصد در رتبه‌های انتهایی قرار می‌گیرند. در سطح تفکیکی نیز از نظر سهم رانت نفت از GDP، کشور کویت با ۴۵/۱۳ درصد، از نظر سهم گاز طبیعی از GDP، کشور قطر با ۶/۳۹ درصد، از نظر سهم رانت جنگل از GDP، کشور ترکیه با ۰/۰۷ درصد، سهم رانت معدن از GDP، کشور ایران با ۰/۷۳ درصد در رتبه نخست در بین کشورهای مورد مطالعه قرار دارند.



شکل ٤. میانگین متغیرهای اصلی تحقیق در کشورهای مورد مطالعه (۲۰۲۲-۲۰۰۰)

مأخذ: یافته‌های تحقیق

Figure 4. Average of the main variables of this research in the studied countries (2000-2022)

Source: Research findings

در گام نخست، آزمون‌های وابستگی مقطعی (CD) شامل آزمون‌های LM، CD_P و LM_{adj} انجام و نتایج این آزمون‌ها در **جدول ۵** گزارش شده است. شایان ذکر است که به‌دلیل

اختلاف‌نظر در مطالعات تجربی گذشته به پیروی از مطالعه (Erdogan, 2024)، آزمون CD به دو صورت، شامل بررسی وابستگی مقطعی جداگانه متغیرها و بررسی وابستگی مقطعی باقیمانده‌های مدل‌های برآوردی انجام شده است. با توجه به مقدار آماره هر یک از این آزمون‌ها و سطوح احتمال محاسبه‌شده، وابستگی مقطعی بین متغیرها (مدل‌ها) نتیجه‌گیری و تأیید می‌شود.

جدول ۵. نتایج آزمون‌های وابستگی مقطعی بین اعضای پانل
مأخذ: یافته‌های تحقیق

Table 5. Results of the cross-sectional dependency tests between panel members
Source: Research findings

متغیر	آزمون LM		آزمون LM تعدیل‌شده[۳۳]		آزمون CD پسران		نتیجه آزمون وابستگی مقطعی
	آماره	p-value	آماره	p-value	آماره	p-value	
lnLCF	۵۵۰/۷۷۹***	۰/۰۰۰	۴۷/۰۲۱***	۰/۰۰۰	۲۱/۴۷۵***	۰/۰۰۰	تأیید
lnGDP	۴۳۶/۹۲۶***	۰/۰۰۰	۳۶/۱۷۶***	۰/۰۰۰	۲/۶۵۹***	۰/۰۰۸	تأیید
$LnGDP^2$	۴۳۶/۵۹۲***	۰/۰۰۰	۳۶/۳۸۳***	۰/۰۰۰	۲/۶۲۵***	۰/۰۰۹	تأیید
lnNRR	۴۳۶/۲۹۷***	۰/۰۰۰	۳۵/۹۰۳***	۰/۰۰۰	۱۴/۳۴۳***	۰/۰۰۰	تأیید
$lnOil^{Rent}$	۶۱۹/۱۸۴***	۰/۰۰۰	۴۹/۲۱۲***	۰/۰۰۰	۱۸/۵۱۶***	۰/۰۰۰	تأیید
$lnGas^{Rent}$	۴۹۲/۴۱۶***	۰/۰۰۰	۳۸/۹۰۱***	۰/۰۰۰	۱۵/۸۹۹***	۰/۰۰۰	تأیید
$lnForest^{Rent}$	۳۳۸/۸۱۳***	۰/۰۰۰	۲۶/۷۹۹***	۰/۰۰۰	۹/۲۹۴***	۰/۰۰۰	تأیید
$lnMineral^{Rent}$	۲۹۰/۶۸۱***	۰/۰۰۰	۲۲/۳۱۸***	۰/۰۰۰	۴/۰۰۸***	۰/۰۰۰	تأیید
lnPD	۱۰۶۱/۲۴۷***	۰/۰۰۰	۹۵/۶۷۹***	۰/۰۰۰	۳۲/۵۰۶***	۰/۰۰۰	تأیید
lnREC	۳۴۱/۲۶۸***	۰/۰۰۰	۲۷/۰۵۶***	۰/۰۰۰	۰/۰۷۷	۰/۹۳۸	تأیید
مدل اول (LCC_1)	۳۳۳/۶۵۵***	۰/۰۰۰	۲۶/۵۶۸***	۰/۰۰۰	۱۴/۸۲۱***	۰/۰۰۰	تأیید
مدل دوم (LCC_2)	۴۱۹/۷۲۰***	۰/۰۰۰	۳۴/۷۴۴***	۰/۰۰۰	۱۶/۲۷۵***	۰/۰۰۰	تأیید

علامت *** بیان‌گر معنی‌داری در سطح ۱ درصد است.

حال با توجه به اثبات وابستگی مقطعی بین متغیرهای مدل، از آماره CIPS (Pesaran, 2007) برای بررسی وجود یا فقدان ریشه واحد استفاده شده است. نتایج این آزمون برای تمام متغیرها، یک‌بار با وجود عرض از مبدأ (C) و یک‌بار با وجود عرض از مبدأ و روند زمانی (C+T) در دو حالت سطح و با یک تفاضل در قسمت بالای **جدول ٦** آمده است.

[۳۳] شایان ذکر است که هنگام بررسی وابستگی مقطعی در مدل‌های پژوهش، به‌جای آزمون LM تعدیل‌شده، از آزمون LM مقیاس‌بندی‌شده پسران استفاده می‌شود.

بر اساس این نتایج و مقادیر بحرانی ارائه‌شده توسط (Pesaran, 2007: 280-281) در قسمت پایین **جدول ٦**، نتیجه گرفته می‌شود که در سطح اطمینان ۹۵ درصد، به جز متغیرهای رانت گاز طبیعی ($lnGas^{Rent}$) و مصرف انرژی تجدیدپذیر (lnREC) سایر متغیرهای مدل در سطح، نامانا هستند. این متغیرها با یک‌بار تفاضل‌گیری به‌صورت مانا درآمده‌اند؛ بنابراین از درجه مانایی واحد یعنی I(1) برخوردارند.

جدول ٦. نتایج آزمون ریشه واحد (Pesaran, 2007)
مأخذ: مقادیر بحرانی از جدول ارائه‌شده توسط (Pesaran, 2007: 280-281) و سایر نتایج بر اساس یافته‌های تحقیق

Table 6. Results of the unit root test (Pesaran, 2007)
Source: Critical values from the table provided by (Pesaran, 2007: 280-281) and other results based on research findings.

متغیر	آماره CIPS				درجه مانایی
	در سطح		با یک تفاضل		
	C	C+T	C	C+T	
lnLCF	-۲/۲۵۱*	۱/۱۱۹	-۷/۴۳۱***	-۵/۵۹۱***	I(1)
lnGDP	۰/۳۲۳	-۱/۸۸۶	-۶/۴۸۵***	-۴/۷۶۸***	I(1)
$lnGDP^2$	۰/۴۷۶	-۱/۹۲۶	-۶/۴۷۱***	-۴/۷۶۰***	I(1)
lnNNR	-۲/۳۳۵*	-۲/۲۲۹	-۸/۵۳۷***	-۶/۴۲۵***	I(1)
$lnOil^{Rent}$	۴/۱۴۵	۲/۳۰۱	-۷/۲۳۹ ***	-۶/۵۹۱***	I(1)
$lnGas^{Rent}$	-۴/۸۷۳***	-۵/۲۰۸***	-	-	I(0)
$lnForest^{Rent}$	-۲/۷۲۵***	-۱/۹۱۷	-	-۶/۴۰۳***	I(1)
$lnMineral^{Rent}$	-۱/۸۱۸	-۱/۴۴۹	-۸/۷۱۶***	-۷/۳۴۴***	I(1)
lnPD	-۱/۳۵۷	-۱/۳۸۹	-۲/۹۶۴***	-۳/۱۰۸**	I(1)
lnREC	-۲/۳۸۵**	-۳/۲۲۹***	-	-	I(0)

مقادیر بحرانی آزمون ریشه واحد (Pesaran, 2007) در سطوح اطمینان مختلف

حالت	۱٪	۵٪	۱۰٪
C	-۲/۶۰	-۲/۳۴	-۲/۲۱
C+T	-۳/۱۵	-۲/۸۸	-۲/۷۴

علامت‌های***، ** و * به‌ترتیب معناداری در سطوح ۱، ۵ و ۱۰ درصد است.

با توجه به وجود متغیرهای نامانا در مدل، در گام بعدی بایستی وجود رابطه بلندمدت بین متغیرهای مدل با استفاده از آزمون هم‌انباشتگی پانل بوت‌استراپ LM (Westerlund & Edgerton, 2007) بررسی شود. نتایج این آزمون در **جدول ۷** ارائه شده است. بر اساس نتایج، فرضیه صفر این آزمون مبنی‌بر هم‌انباشتگی در هر دو مدل برآوردی را نمی‌توان رد کرد و بنابراین وجود رابطه تعادلی بلندمدت بین متغیرهای هر دو مدل تحقیق، تأیید و احتمال بروز رگرسیون کاذب، منتفی است.

جدول ۷. نتایج آزمون هم‌انباشتگی پانل بوت‌استراپ LM (Westerlund & Edgerton, 2007)
مأخذ: یافته‌های تحقیق

Table 7. Results of the LM bootstrap panel cointegration test (Westerlund & Edgerton, 2007)
Source: Research findings

مدل	حالت			
	عرض از مبدأ (C)		عرض از مبدأ و روند (C+T)	
	آماره LM	p-value بوت‌استراپ	آماره LM	p-value بوت‌استراپ
مدل اول (LCC_1)	۹/۶۶۲	۱/۰۰۰	۱۰/۸۸۵	۱/۰۰۰
مدل دوم (LCC_2)	۷/۱۹۲	۱/۰۰۰	۸/۴۱۲	۱/۰۰۰

با توجه به تأیید هم‌انباشتگی بین متغیرهای هر دو مدل، مدل‌های تحقیق به روش رگرسیون پانل کوانتایل برآورد و نتایج آن در **جدول ۸** ارائه شده است.

جدول ۸. نتایج برآورد تأثیر رانت کل منابع طبیعی و انواع منابع طبیعی بر LCF در چارچوب فرضیه LCC
مأخذ: یافته‌های تحقیق

Table 8. Results of estimating the effect of the total natural resources rent and natural resources types on the LCF in the LCC hypothesis framework
Source: Research findings

مدل	کوانتایل	مشخصه برآوردی	متغیرها									Pseudo R^2
			lnGDP	$lnGDP^2$	lnNNR	$lnOil^{Rent}$	$lnGas^{Rent}$	$lnForest^{Rent}$	$lnMineral^{Rent}$	lnPD	lnREC	
مدل اول (LCC_1)	th۱۰	ضریب	-۳/۲۷۶ **	۰/۱۴۲ *	۰/۰۳۶ **	-	-	-	-	-۰/۱۵۵ ***	۰/۰۱۵	۰/۴۵۴
		p-value	۰/۰۲۸	۰/۰۷۱	۰/۰۲۳	-	-	-	-	۰/۰۰۰	۰/۸۲۳	
	th۲۰	ضریب	-۳/۲۳۵ **	۰/۱۴۲ *	۰/۰۳۸ **	-	-	-	-	-۰/۱۳۶ ***	۰/۰۳۶	۰/۴۷۹
		p-value	۰/۰۳۱	۰/۰۷۳	۰/۰۲۶	-	-	-	-	۰/۰۰۰	۰/۶۲۸	
	th۳۰	ضریب	-۳/۸۰۷ ***	۰/۱۷۴ ***	۰/۰۳۹ ***	-	-	-	-	-۰/۱۳۳ ***	۰/۰۱۵	۰/۴۷۵

دانشگاه شهید چمران اهواز
فصلنامه علمی پژوهش اقتصاد مقداری (بررسی های اقتصادی سابق)

		p-value	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۱۸	-	-	-	-	۰/۰۰۰	۰/۸۴۸
	th_{40}	ضریب	-۳/۶۶۵ ***	۰/۱۶۸ ***	۰/۰۳۴	-	-	-	-	-۰/۱۶۵ ***	-۰/۰۰۱	۰/۴۷۵
		p-value	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۱۰۶	-	-	-	-	۰/۰۰۰	۰/۹۹۴	
	th_{50}	ضریب	-۲/۹۵۴ ***	۰/۱۳۲ **	۰/۰۴۸	-	-	-	-	-۰/۱۷۲ ***	۰/۰۷۹	۰/۴۷۸
		p-value	۰/۰۰۰	۰/۰۰۱	۰/۱۶۱	-	-	-	-	۰/۰۰۰	۰/۶۶۶	
	th_{60}	ضریب	-۰/۷۲۹	۰/۰۲۲	۰/۱۳۴ ***	-	-	-	-	-۰/۱۹۱ ***	۰/۵۶۷ ***	۰/۴۷۰
		p-value	۰/۴۶۹	۰/۶۶۱	۰/۰۰۰	-	-	-	-	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	
	th_{70}	ضریب	۰/۴۴۴	۰/۰۳۷	۰/۱۳۵ ***	-	-	-	-	-۰/۲۲۷ ***	۰/۵۷۱ ***	۰/۴۶۲
		p-value	۰/۶۲۳	۰/۴۱۱	۰/۰۰۰	-	-	-	-	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	
	th_{80}	ضریب	۱/۱۱۸	-۰/۰۷۱	۰/۱۳۵ ***	-	-	-	-	-۰/۲۴۹ ***	۰/۵۶۶ ***	۰/۴۶۷
		p-value	۰/۱۹۲	۰/۱۹۵	۰/۰۰۰	-	-	-	-	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	
	th_{90}	ضریب	-۰/۶۴۱	۰/۰۳۱	۰/۱۲۸ ***	-	-	-	-	-۰/۲۸۴ ***	۰/۵۷۳ ***	۰/۴۳۶
		p-value	۰/۷۴۷	۰/۷۷۲	۰/۰۰۰	-	-	-	-	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	
مدل دوم (LCC_2)	th_{10}	ضریب	-۳/۰۳۸ *	۰/۱۴۲ *	-۰/۰۷۹	-	۰/۲۰۵ *	۰/۰۵۵	۰/۰۵۸	-۰/۱۵۱ ***	-۰/۰۷۱	۰/۴۷۷
		p-value	۰/۰۷۷	۰/۰۷۷	۰/۲۰۹	-	۰/۰۹۳	۰/۴۶۸	۰/۷۰۴	۰/۰۰۳	۰/۳۳۵	
	th_{20}	ضریب	-۳/۶۸۹ ***	۰/۱۷۵ ***	-۰/۰۲۸	-	۰/۱۵۵ *	۰/۰۶۸	-۰/۰۲۱	-۰/۱۴۵ ***	-۰/۰۵۱	۰/۵۰۹
		p-value	۰/۰۰۱	۰/۰۰۶	۰/۶۴۶	-	۰/۰۹۷	۰/۳۲۹	۰/۸۸۴	۰/۰۰۰	۰/۵۲۵	
	th_{30}	ضریب	-۳/۳۲۱ ***	۰/۱۶۱ ***	۰/۰۰۶	-	۰/۱۳۸ *	۰/۱۱۵	-۰/۰۴۸	-۰/۱۳۹ ***	-۰/۰۱۹	۰/۵۰۲
		p-value	۰/۰۰۱	۰/۰۰۵	۰/۹۱۹	-	۰/۰۸۸	۰/۱۷۳	۰/۷۳۹	۰/۰۰۰	۰/۸۱۶	
	th_{40}	ضریب	-۲/۹۷۵ **	۰/۱۴۵ **	-۰/۰۳۹	-	۰/۱۲۵	۰/۱۴۸	-۰/۰۴۹	-۰/۱۵۳ ***	-۰/۰۹۵	۰/۵۰۷
		p-value	۰/۰۱۱	۰/۰۲۳	۰/۶۱۶	-	۰/۱۱۸	۰/۱۲۲	۰/۷۵۱	۰/۰۰۱	۰/۴۰۸	
	th_{50}	ضریب	-۲/۲۸۷ **	۰/۱۱۷ *	-۰/۱۴۱ *	-	۰/۱۵۳ *	۰/۲۳۵	-۰/۱۲۹	-۰/۱۹۷ ***	-۰/۲۳۰	۰/۵۱۹
		p-value	۰/۰۳۶	۰/۰۵۷	۰/۰۸۳	-	۰/۰۶۲	۰/۱۹۸	۰/۵۲۲	۰/۰۰۰	۰/۲۰۴	
	th_{60}	ضریب	-۰/۸۲۶	۰/۰۴۵	۰/۰۲۱	-	۰/۲۵۶ ***	۰/۲۷۲ ***	-۰/۳۶۴ *	-۰/۲۰۵ ***	۰/۴۴۲ ***	۰/۵۵۳
		p-value	۰/۵۰۵	۰/۴۷۹	۰/۸۲۳	-	۰/۰۰۴	۰/۰۰۰	۰/۰۷۸	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	
	th_{70}	ضریب	۰/۳۳۹	-۰/۰۱۴	۰/۰۷۱	-	۰/۴۰۹ ***	۰/۲۶۱ ***	-۰/۵۸۲ ***	-۰/۲۳۴ ***	۰/۴۵۲ ***	۰/۵۵۷
		p-value	۰/۸۲۳	۰/۸۵۶	۰/۴۱۵	-	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	
	th_{80}	ضریب	۰/۶۸۹	-۰/۰۳۱	۰/۱۰۳	-	۰/۴۷۹ ***	۰/۲۴۵ ***	-۰/۵۲۴ ***	-۰/۲۳۷ ***	۰/۴۴۱ ***	۰/۵۷۳
		p-value	۰/۶۳۸	۰/۶۸۲	۰/۱۹۴	-	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۶	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	
	th_{90}	ضریب	۱/۱۱۴	-۰/۰۵۲	۰/۰۹۴	-	۰/۶۵۵ ***	۰/۱۸۶ ***	-۰/۵۱۱ **	-۰/۲۹۸ ***	۰/۴۵۸ ***	۰/۵۷۹
		p-value	۰/۳۷۳	۰/۴۳۱	۰/۲۸۶	-	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۱۱	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	

علامت‌های***، ** و * به‌ترتیب معناداری در سطوح ۱، ۵ و ۱۰ درصد است.

نتایج برآورد مدل اول (LCC_1) که در آن اثر رانت منابع طبیعی کل و تفکیک‌نشده در کنار سایر متغیرهای کنترل بر LCF در چارچوب فرضیه LCC مورد سنجش قرار گرفته است نشان می‌دهد که تأثیر لگاریتم طبیعی رانت کل منابع طبیعی (lnNRR) بر lnLCF، در کوانتایل‌های th_{40} و th_{50}، بی‌معنا؛ اما در سایر کوانتایل‌ها، مثبت و معنادار است. شدت این اثرگذاری مثبت در کوانتایل‌های ابتدایی اندک است؛ اما در کوانتایل‌های th_{90}-th_{60} به مقدار آن افزوده می‌شود. به‌گونه‌ای که با یک‌درصد افزایش در سهم رانت کل منابع طبیعی از GDP، ضریب ظرفیت بار در کوانتایل‌های th_{10}، th_{20}، th_{30}، th_{60}، th_{70}، th_{80} و th_{90} به‌ترتیب ۰/۰۳۶، ۰/۰۳۸، ۰/۰۳۹، ۰/۱۳۴، ۰/۱۳۵، ۰/۱۳۵ و ۰/۱۲۸ درصد افزایش خواهد یافت.

نتیجه به‌دست‌آمده تا حد زیادی هم‌سو با نتایج مطالعه (Shi et al., 2024) است که نشان می‌دهند رانت کل منابع طبیعی در تمام چندک‌ها اثر مثبت و معناداری بر ضریب ظرفیت بار در کشورهای BRICST داشته و شدت این اثرگذاری در چندک‌های بالایی بزرگ‌تر است. علاوه بر این (Du et al., 2024) نیز در مطالعه خود اثر منابع طبیعی بر ضریب ظرفیت بار و پایداری زیست‌محیطی را در کشورهای ASEAN مثبت ارزیابی کرده‌اند. در مقابل، اثر منفی رانت منابع طبیعی بر LCF، در مطالعه (Ya et al., 2024) برای کشورهای BRICS و (Erdoghan, 2024) برای کشورهای آفریقایی نتیجه‌گیری شده است. (Moeinaddini et al., 2024) نیز در مطالعه خود اثر رانت منابع طبیعی بر ردپای اکولوژیکی (شاخص تخریب محیط‌زیست) را در کشورهای منطقه MENA مثبت به‌دست آورده‌اند.

نتایج برآورد مدل دوم (LCC_2) که در آن اثر رانت انواع منابع طبیعی به‌صورت تفکیک‌شده در کنار سایر متغیرهای کنترل بر LCF در چارچوب فرضیه LCC مورد سنجش قرار گرفته است نشان می‌دهد که تأثیر لگاریتم طبیعی رانت نفت ($lnOil^{Rent}$) بر lnLCF، به جز کوانتایل میانی (50^{th}) که منفی و معنادار است، در سایر کوانتایل‌ها از معناداری آماری لازم برخوردار نیست. نفت نقش مهمی در اقتصادهای بیش‌تر کشورهای منطقه MENA دارد و از جنبه زیست‌محیطی، اکتشاف، استخراج و بهره‌برداری آن موجب اتلاف منابع و تخریب محیط‌زیست نواحی می‌شود. از طرفی تغییر فناوری‌های سنتی به فناوری‌های پیشرفته و پاک‌تر می‌تواند با ایجاد صندوق‌های سبز از طریق درآمدهای ناشی از فروش منابع نفتی امکان‌پذیر باشد. به‌نظر می‌رسد که ترکیب این دو اثر مخالف منجر به اثر بی‌معنای رانت نفت در بیشتر کوانتایل‌ها شده است. در این راستا نتایج مطالعه (Aladejare, 2022) نشان می‌دهد که رانت نفت اثر معناداری بر شاخص‌های تخریب محیط‌زیست (CO_2، CH_4 و EF) در کشورهای آفریقایی نداشته است. همچنین، (Peng et al., 2023) نشان داده‌اند که تأثیر رانت نفت بر انتشار CO_2 در اقتصادهای نوظهور، ناهمگن است و در چندک‌های پایین، منفی و در چندک‌های بالا، مثبت است. در مقابل، (Bilgili et al., 2023) اثر رانت نفت بر انتشار CO_2 را در تمام کوانتایل‌ها برای کشورهای منطقه MENA، مثبت ارزیابی کرده‌اند. بر اساس مطالعه (Zambrano-Monserrate & Ormeño-Candelario, 2023) نیز، رانت نفت بیش‌ترین اثرگذاری بر شاخص تخریب محیط‌زیست (EF) را دارد و بر اساس مطالعه تجربی (Erdoghan, 2024)، رانت نفت، سطح LCF را کاهش می‌دهد.

تأثیر لگاریتم طبیعی رانت گاز طبیعی ($lnGas^{Rent}$) بر lnLCF، در کوانتایل 40^{th} بی‌معنا؛ اما در سایر کوانتایل‌ها، مثبت و معنادار است. شدت این اثرگذاری مثبت در

کوانتایل‌های انتهایی که از LCF (پایداری زیست‌محیطی) بالاتری برخوردارند، بیشتر است؛ به‌گونه‌ای که با یک‌درصد افزایش در سهم رانت گاز طبیعی از GDP، ضریب ظرفیت بار در کوانتایل‌های th۱۰، th۲۰، th۳۰، th۶۰، th۷۰، th۸۰ و th۹۰ به‌ترتیب ۰/۲۰۵، ۰/۱۵۵، ۰/۱۳۸، ۰/۲۵۶، ۰/۴۰۹، ۰/۴۷۹ و ۰/۶۵۵ درصد افزایش خواهد یافت. همچنین، در بین منابع طبیعی، رانت گاز طبیعی بیش‌ترین اثرگذاری مثبت را بر LCF و پایداری زیست‌محیطی داشته است. گاز طبیعی به‌عنوان پاک‌ترین سوخت فسیلی شناخته می‌شود و جای‌گزینی این سوخت پاک با سایر سوخت‌های فسیلی مصرف‌شده در صنایع، نیروگاه‌ها، منازل و خودروها اثرات مثبتی درکاهش آلودگی هوا و بهبود کیفیت هوای شهرها و محیطزیست برجای خواهد گذاشت. نتایج مطالعه (Zambrano-Monserrate & Ormeño-Candelario, 2023) نشان می‌دهد که رانت گاز طبیعی کم‌ترین اثرگذاری مثبت بر ردپای اکولوژیکی را نسبت به سایر منابع طبیعی دارد. همچنین، (Peng et al., 2023) تأثیر رانت گاز طبیعی بر انتشار CO_2 در اقتصادهای نوظهور را منفی ارزیابی کرده‌اند. در مقابل، (Aladejare, 2022) نشان می‌دهد که رانت گاز طبیعی اثر مثبتی بر شاخص‌های تخریب محیطزیست (CO_2، CH_4 و EF) در کشورهای آفریقایی داشته است.

تأثیر لگاریتم طبیعی رانت جنگل ($lnForest^{Rent}$) بر lnLCF، در کوانتایل میانی و کوانتایل‌های پایین‌تر از آن (th۵۰-th۱۰) از معناداری لازم برخوردار نیست؛ اما در کوانتایل‌های th۹۰-th۶۰ این اثرگذاری مثبت و معنادار است. به‌گونه‌ای که با یک‌درصد افزایش در سهم رانت جنگل از GDP، ضریب ظرفیت بار در کوانتایل‌های th۶۰، th۷۰، th۸۰ و th۹۰ به‌ترتیب ۰/۲۷۲، ۰/۲۶۱، ۰/۲۴۵ و ۰/۱۸۶ درصد افزایش خواهد یافت. رانت حاصل از جنگل به‌عنوان یکی از منابع تجدیدپذیر، پتانسیل کاهش مشکلات زیست‌محیطی را دارد. بر این اساس (Bilgili et al., 2023) نشان داده‌اند که اثر رانت جنگل بر انتشار CO_2 در تمام کوانتایل‌ها برای کشورهای منطقه MENA، مثبت است. در مقابل، رانت جنگل بر اساس مطالعه (Peng et al., 2023) تأثیر مثبت بر انتشار CO_2 در اقتصادهای نوظهور و بر اساس مطالعه (Erdoghan, 2024) تأثیر منفی بر پایداری زیست‌محیطی (LCF) در کشورهای آفریقایی داشته است.

تأثیر لگاریتم طبیعی رانت معدن ($lnMineral^{Rent}$) بر lnLCF، در کوانتایل میانی و کوانتایل‌های پایین‌تر از آن (th۵۰-th۱۰) از معناداری لازم برخوردار نیست؛ اما در کوانتایل‌های th۹۰-th۶۰ این اثرگذاری منفی و معنادار است. به‌گونه‌ای که با یک‌درصد افزایش در سهم رانت معدن از GDP، ضریب ظرفیت بار در کوانتایل‌های th۶۰، th۷۰، th۸۰ و th۹۰

به‌ترتیب ۰/۳۶۴، ۰/۵۸۲، ۰/۵۲۴ و ۰/۵۱۱ درصد کاهش خواهد یافت. فرآیند استخراج مواد معدنی با مصرف انرژی و تولید زباله آلودگی محیط‌زیست را افزایش می‌دهد؛ علاوه بر این، گسترش فعالیت‌های معدنی در یک منطقه وسیع می‌تواند منجر به از بین رفتن زیستگاه شود. رانت معدن بر اساس مطالعه (Yong et al., 2024) تأثیر منفی بر LCF در در ده کشور نوظهور واقع در جنوب جهانی و بر اساس مطالعات (Peng et al., 2023) برای اقتصادهای نوظهور و (Gu et al., 2023) برای اقتصادهای تازه صنعتی‌شده، تأثیر مثبت بر انتشار کربن داشته است. در مقابل (He et al., 2023) در مطالعه خود اثر رانت معدن بر ردپای اکولوژیکی را در کشورهای با انتشار بالا منفی به‌دست آورده‌اند.

در هر دو مدل اول (LCC_1) و دوم (LCC_2)، اثر لگاریتم تولید ناخالص داخلی سرانه (lnGDP) و مجذور آن ($lnGDP^2$) بر lnLCF، در کوانتایل میانی و کوانتایل‌های پایین‌تر از آن (th۵۰-th۱۰) به‌ترتیب منفی (و معنادار) و مثبت (و معنادار) است؛ اما در کوانتایل‌های th۹۰-th۶۰ این دو متغیر اثر معناداری نداشته‌اند. بر این اساس می‌توان گفت که فرضیه LCC به‌معنای رابطه Uشکل بین رشد اقتصادی و پایداری محیط‌زیست در کوانتایل‌های th۵۰-th۱۰ رد نمی‌شود. در واقع در کشورهای نمونه که در کوانتایل میانی و کوانتایل‌های پایین‌تر از آن قرار می‌گیرند (کشورهای متوسط و پایین‌تر از سطح متوسط پایداری زیست‌محیطی)، رشد اقتصادی در مراحل نخست توسعه، LCF را کاهش و بعد از رسیدن به سطح آستانه، در مراحل بعدی توسعه، LCF را افزایش خواهد داد. طی سال‌های گذشته با معرفی شاخص جدید ضریب ظرفیت بار مطالعات تجربی گوناگونی برای نمونه‌های مختلف در جهت بررسی شکل رابطه این متغیر با رشد اقتصادی انجام گرفته است که نتایج برخی از این مطالعات مانند (Dogan, & Pata, 2022)، (Guloglu et al., 2023)، (Wang et al., 2023) و (Erdoghan, 2023) تأییدکننده رابطه U شکل و فرضیه LLC، نتایج برخی دیگر از این مطالعات مانند (Pata &Tanriover, 2023) و (Degirmenci & Iydin, 2024) نشان‌دهنده عدم وجود رابطه معنادار، نتایج مطالعات (Alola et al., 2023)، (Usman et al., 2023) و (Erdoghan, 2024) تأییدکننده رابطه U معکوس شکل و برخی دیگر نظیر (Huang et al., 2024) نشان‌دهنده رابطه Nشکل می‌باشد که علت تفاوت در این نتایج می‌تواند در نوع مدل‌سازی و روش برآورد مدل و همچنین بازه زمانی و نمونه مکانی مورد مطالعه باشد.

در هر دو مدل اول (LCC_1) و دوم (LCC_2)، اثر لگاریتم تراکم جمعیت (lnPD) بر lnLCF، در تمام کوانتایل‌ها (th۹۰-th۱۰) منفی و است؛ شدت این اثرگذاری منفی در کوانتایل‌های انتهایی که از LCF (پایداری زیست‌محیطی) بالاتری برخوردارند، بیشتر است؛

به‌گونه‌ای که با یک‌درصد افزایش در تراکم جعیت، ضریب ظرفیت بار در کوانتایل‌های th۱۰، th۲۰، th۳۰، th۴۰، th۵۰، th۶۰، th۷۰، th۸۰ و th۹۰ به‌ترتیب در مدل LCC_1، ۰/۱۵۵، ۰/۱۳۶، ۰/۱۳۳، ۰/۱۶۵، ۰/۱۷۲، ۰/۱۹۱، ۰/۲۲۷، ۰/۲۴۹ و ۰/۲۸۴ درصد و در مدل LCC_2، ۰/۱۵۱، ۰/۱۴۵، ۰/۱۳۹، ۰/۱۵۳، ۰/۱۹۷، ۰/۲۰۵، ۰/۲۳۴، ۰/۲۳۷ و ۰/۲۹۸ درصد کاهش خواهد یافت. نتایج مطالعه (Erdoghan, 2024) نشان می‌دهد که تراکم جمعیت، پایداری زیست‌محیطی را تحت چارچوب LCC کاهش می‌دهد، در حالی که افزایش تراکم جمعیت انتشار CO_2 را در چارچوب EKC کاهش می‌دهد. تمرکز جمعیت در یک منطقه خاص ممکن است فشار سمت تقاضا را کاهش و پایداری زیست‌محیطی را افزایش دهد، در حالی که افزایش جمعیت در یک منطقه معین ممکن است با افزایش فشار بر طرف عرضه طبیعت، LCF را کاهش دهد. در واقع می‌توان ادعا کرد که تمرکز جمعیت در یک منطقه معین (به عنوان مثال، مناطق شهری)، از یک‌سو می‌تواند تأمین نیازهای اکولوژیکی افراد بیش‌تری را با یک سیستم زیرساختی مشابه تضمین کند (اثر مثبت)؛ در حالی که از سوی مخالف، تمرکز جمعیت در یک منطقه می‌تواند با ایجاد محیطی چندبعدی مسائلی مانند کاربری زمین، کاهش آب، افزایش زباله‌های صنعتی و خانگی و غیره ایجاد کند که ظرفیت احیای طبیعت را کاهش دهد (اثر منفی) (Erdoghan, 2024). اثر نهایی (خالص) تراکم جمعیت بر LCF به برآیند مجموع این دو اثر وابسته است که در این مطالعه به‌نظر می‌رسد اثر منفی بر اثر مثبت غالب است.

تأثیر لگاریتم طبیعی مصرف انرژی تجدیدپذیر (lnREC) بر lnLCF، در کوانتایل میانی و کوانتایل‌های پایین‌تر از آن (th۵۰-th۱۰) از معناداری لازم برخوردار نیست؛ اما در کوانتایل‌های th۹۰-th۶۰ این اثرگذاری مثبت و معنادار است. به‌گونه‌ای که با یک‌درصد افزایش در سهم مصرف انرژی تجدیدپذیر از کل مصرف انرژی، ضریب ظرفیت بار در کوانتایل‌های th۶۰، th۷۰، th۸۰ و th۹۰ به‌ترتیب ۰/۵۶۷، ۰/۵۷۱، ۰/۵۶۶ و ۰/۵۷۳ درصد افزایش خواهد یافت. این نتیجه گویای آنست که در کوانتایل‌های پایین که از LCF و به‌عبارتی پایداری زیست‌محیطی پایین‌تری برخوردارند، مصرف انرژی‌های تجدیدپذیر نتوانسته به ارتقای کیفیت محیط‌زیست در این کشورها بیانجامد. دلیل این موضوع می‌تواند این باشد که پروژه‌های انرژی‌های تجدیدپذیر نسبت به سایر پروژه‌های تأمین انرژی، دارای بازدهی پایین و تأمین مالی بالا می‌باشند. لذا در کشورهای درحال توسعه مانند کشورهای منطقه MENA، به‌دلیل عدم توسعه‌یافتگی نهادهای مالی و ضعف آنها در تأمین مالی پروژه‌های انرژی پاک، استقبال چندانی برای سرمایه‌گذاری‌ها در این پروژه‌ها صورت نگرفته تا بتواند

موجبات کاهش آلودگی هوا و افزایش کیفیت محیطزیست را فراهم کند (Mohammad Moradi, 2023: 60). شواهد آماری نیز این نتیجه و تحلیل را توجیه می‌کند. بر این اساس در بیشتر کشورهای مورد مطالعه که در کوانتایل‌های پایین از نظر سطح LCF و پایداری محیطزیست قرار دارند (مانند کشورهای عمان، بحرین، عربستان و قطر)، سهم مصرف انرژی تجدیدپذیر از کل مصرف انرژی نهایی بسیار ناچیز و نزدیک به صفر می‌باشد.

نکته مهم دیگر که از برآوردهای تجربی حاصل می‌شود آنست که نحوه اثرگذاری و معناداری همه متغیرهای کنترل مدل (lnGDP، $lnGDP^2$، lnPD و lnREC) در هر دو مدل LCC_1 و LCC_2 و در تمام کوانتایل‌ها ثابت و بدون تغییر است که این استحکام نتایج برآوردی را نشان می‌دهد. همچنین، بر اساس نتایج دو آزمون برابری ضرایب شیب و تقارن، می‌توان در سطح معناداری ۵درصد، فرضیه صفر این دو آزمون مبنی‌بر برابر بودن ضرایب شیب در بین کوانتایل‌ها و متقارن بودن ضرایب در رگرسیون کوانتایل را در هر دو مدل LCC_1 و LCC_2 رد کرد که نتایج آن به‌منظور صرفه‌جویی ارائه نشده‌اند.

۵- جمع‌بندی و پیشنهادات

۵-۱- جمع‌بندی

با توجه به نتایج تجربی ناهمگن و مختلط پیرامون رابطه منابع طبیعی و شاخص‌های کیفیت محیطزیست که می‌تواند به‌دلیل نفاوت در نوع منابع طبیعی و یا شاخص زیست‌محیطی مورد استفاده باشد، این پژوهش به بررسی تأثیر رانت منابع طبیعی در سطح کل و در سطح تفکیک‌شده (شامل رانت نفت، رانت گاز طبیعی، رانت جنگل و رانت معدن) بر ضریب ظرفیت بار (LCF) زیست‌محیطی به‌عنوان شاخص جدید و مستقیم کیفیت و پایداری محیطزیست در کشورهای منتخب منطقه MENA طی سال‌های ۲۰۲۲-۲۰۰۰ پرداخته است. LCF به‌عنوان یک شاخص جدید و جامع از پایداری محیطزیست هر دو سمت عرضه و تقاضای اکوسیستم را در نظر می‌گیرد.

به این منظور با به‌کارگیری یک مدل STIRPAT در زمینه عوامل مؤثر بر محیطزیست و آزمون تجربی آن از طریق تحلیل‌های هم‌انباشتگی با وابستگی مقطعی و روش رگرسیون پانل کوانتایل رابطه بین رانت منابع طبیعی و انواع آن با شاخص پایداری زیست‌محیطی LCF در چارچوب منحنی ظرفیت بار (LCC) بررسی شده است. نتایج برآورد مدل در چارچوب LCC حاکی از آنست که در سطح کل، رانت منابع طبیعی در تمام سطوح پایداری زیست‌محیطی (به جز سطوح میانی) اثر مثبت و معنادار اندکی بر LCF داشته است و میانگین تغییر در متغیر وابسته در کشورهایی که در سطوح بالاتر پایداری زیست‌محیطی قرار دارند، بیشتر است. در سطح تفکیکی نیز در در سطوح بالای پایداری زیست‌محیطی،

رانت گاز طبیعی و رانت جنگل اثر مثبت و معنادار و رانت معدن اثر منفی و معنادار بر LCF دارد. این درحالیست که رانت نفت اثر معناداری بر LCF در تمام سطوح پایداری زیست‌محیطی (به جز سطح متوسط) نداشته است. همچنین، فرضیه LCC به‌معنای رابطه Uشکل بین رشد اقتصادی و LCF در کشورهایی که در سطوح متوسط و پایین پایداری زیست‌محیطی قرار دارند، رد نمی‌شود. بر اساس سایر نتایج، تراکم جمعیت در تمام سطوح پایداری زیست‌محیطی و مصرف انرژی تجدیدپذیر در در سطوح بالای پایداری زیست‌محیطی، به‌ترتیب اثر منفی (و معنادار) و مثبت (و معنادار) بر LCF داشته است.

نتایج این پژوهش نشان می‌دهد که رانت منابع طبیعی نه تنها تهدیدی برای پایداری محیط‌زیست در کشورهای منطقه MENA نیست، بلکه می‌تواند به ارتقاء سطح پایداری زیست‌محیطی در این کشورها نیز کمک کند. با این حال به‌نظر می‌رسد کشورهای مورد مطالعه سیاست‌های لازم و مناسب را در مورد مدیریت زیست‌محیطی، فناوری و استانداردهای تولید و مصرف منابع طبیعی اتخاذ نمی‌کنند که همین موضوع منجر به اثرگذاری اندک رانت منابع طبیعی بر پایداری زیست‌محیطی در کشورهای منطقه MENA شده است و به‌نظر می‌رسد که با سطح بهینه اثرگذاری آن فاصله دارد. بنابراین، ضروری است که این کشورها شیوه‌های اکتشاف و استخراج منابع طبیعی سازگار با محیط‌زیست را با استفاده از فناوری‌های پیشرفته هم‌سو با اصول توسعه پایدار، ترویج دهند.

۲-۵- پیشنهادات

- ✓ نتایج نشان داد که رانت نفت در سطح میانی پایداری زیست‌محیطی اثر منفی و در سایر سطوح، تأثیر معناداری بر پایداری زیست‌محیطی ندارد. از آن‌جا که درآمدهای نفتی نقش عمده‌ای در اقتصاد بیش‌تر کشورهای منطقه MENA دارد، سیاست‌گذاران این کشورها بایستی بخشی از درآمدهای حاصل از فروش منابع نفتی را با ایجاد صندوق‌های سبز به سرمایه‌گذاری در تکنولوژی‌های مناسب و سازگار (دوست‌دار) با محیط‌زیست اختصاص دهند تا اکتشاف، استخراج و مصرف نفت به ناپایداری زیست‌محیطی منجر نگردد.
- ✓ تأثیر مثبت رانت گاز طبیعی بر پایداری زیست‌محیطی نشان می‌دهد که کشورهای مورد مطالعه می‌توانند مطمئن باشند که وضعیت اکولوژیکی آن‌ها نه‌تنها تحت تأثیر منفی انگیزه‌های اقتصادی در رابطه با رانتی که از گاز طبیعی به‌دست می‌آورند، قرار نخواهد گرفت، بلکه به ارتقاء سطح پایداری زیست‌محیطی در این کشورها نیز کمک

کند. بنابراین، کشورهای منطقه MENA می‌توانند به استخراج پایدار از این منبع ادامه دهند. همچنین، این کشورها می‌توانند گاز طبیعی را به‌عنوان پاک‌ترین سوخت فسیلی جای‌گزین سایر سوخت‌های فسیلی مصرفی در صنایع، نیروگاه‌ها، منازل و خودروها کنند و به این ترتیب اثرات مثبتی در کاهش آلودگی هوا و بهبود کیفیت هوای شهرها و محیط‌زیست برجای گذارند.

- ✓ با توجه به تأثیر منفی رانت معدن بر شاخص پایداری زیست‌محیطی در سطوح بالای پایداری زیست‌محیطی، کشورهایی که در این سطوح قرار می‌گیرند و سهم بیشتری از رانت معدن را نسبت به سایر کشورهای منطقه MENA در اختیار دارند (مانند ایران)، بایستی سیاست‌های مربوط به اکتشاف منابع معدنی را با در نظرگرفتن ردپای اکولوژیکی و پیامدهای ظرفیت‌زیستی مورد ارزیابی مجدد و تجدیدنظر قرار دهند. بر این اساس، سیاست‌گذاران این کشورها بایستی اقدامات و سیاست‌های کنترلی لازم را برای حفظ و جلوگیری از بهره‌برداری بیش از حد از منابع معدنی با تحمیل مقررات سخت‌گیرانه اکولوژیکی علاوه بر مالیات و هزینه‌های زیان کربن اتخاذ کنند.
- ✓ تأثیر مثبت رانت جنگل بر پایداری زیست‌محیطی در سطوح بالای پایداری زیست‌محیطی نشان می‌دهد که استفاده از منابع طبیعی تجدیدپذیر، پتانسیل کاهش مشکلات زیست‌محیطی را در کشورهایی که در این سطوح قرار می‌گیرند، دارد. بر این اساس، توجه به منابع طبیعی تجدیدپذیر و توسعه جنگل‌داری پایدار می‌تواند به افزایش پایداری محیط‌زیست کمک کند.
- ✓ نتایج به‌دست‌آمده از این پژوهش در زمینه نحوه اثرگذاری رانت منابع طبیعی و انواع این منابع بر کیفیت محیط‌زیست در کشورهای منطقه MENA به‌دلیل استفاده از شاخص جامع LCF، قابلیت اتکاء و اطمینان بیشتری نسبت به مطالعات مشابه را خواهد داشت. با این حال، این اثرگذاری می‌تواند بر سایر شاخص‌های تخریب محیط‌زیست که تنها یک بعد از محیط‌زیست را در نظر می‌گیرند (مانند CO_2) و یا متمرکز بر یک جنبه از عرضه و تقاضا اکوسیستم است (مانند ردپای اکولوژیکی) متفاوت باشد. بر این اساس، بررسی مقایسه‌ای اثرگذاری رانت منابع طبیعی بر انواع شاخص‌های زیست‌محیطی می‌تواند موضوع مهمی برای پژوهش‌های آتی باشد. علاوه بر این، بررسی اثرگذاری غیرخطی و آستانه‌ای انواع منابع طبیعی بر شاخص‌های زیست‌محیطی در مطالعات آتی می‌تواند ارائه‌دهنده نتایج ارزشمندی در این زمینه باشد.

Acknowledgments: Acknowledgments may be made to individuals or institutions that have made an important contribution.

Conflict of Interest: The authors declare no conflict of interest.

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

Reference

Abdollahi, F. & Ghaderi, S. (2023). Investigating the Impact of Natural Resources and Human Capital on Iran's Ecological Footprint. *Governance and Development Journal*, 3(1), 99-120. doi: 10.22111/jipaa.2023.399117.1124 [In Persian]

Akadiri, S.S., Adebayo, T.S., Riti, J.S., Awosusi, A.A., & Inusa, E.M. (2022). The effect of financial globalization and natural resource rent on load capacity factor in India: An analysis using the dual adjustment approach. *Environmental Science and Pollution Research*, 29(59), 89045-89062. https://doi.org/10.1007/s11356-022-22012-0

Aladejare, S.A. (2022). Natural resource rents, globalization and environmental degradation: New insight from 5 richest African *economies. Resources Policy*, 78(C). https://doi.org/10.1016/j.resourpol.2022.102909

Alexander, M., Harding, M., Lamarche, C. (2011). Quantile regression for time-series cross-section data. *International Journal of Statistics and Management System*, 6(1-2), 47-72.

Alola, A.A., Özkan, O. & Usman, O. (2023). Role of non-renewable energy efficiency and renewable energy in driving environmental sustainability in India: Evidence from the load capacity factor hypothesis. *Energies*, 16(6), 2847. https://doi.org/10.3390/en16062847

Amer, E., Meyad, E.M.A., Meyad, A.M. & Mohsin, A.K.M. (2024). The impact of natural resources on environmental degradation: a review of ecological footprint and CO_2 emissions as indicators. *Frontiers in Environmental Science*, 12. DOI: 10.3389/fenvs.2024.1368125

Azami, A., Noferesti, M. & Arabmazar, A. (2024). Investigating the Asymmetric Effects of Factors Affecting Tax Revenues in Iran using Quantile Regression Approach. *Quarterly Journal of Quantitative Economics (JQE)*, 21(3), 115-144. doi: 10.22055/jqe.2022.39481.2451 [In Persian]

Balsalobre-Lorente, D., Shahbaz, M., Roubaud, D. & Farhani, S. (2018). How economic growth, renewable electricity and natural resources contribute to CO_2 emissions? *Energy Policy*, 113, 356-367. https://doi.org/10.1016/j.enpol.2017.10.050

Bilgili, F., Soykan, E., Dumrul, C., Awan, A., Onderol, S. & Khan, K. (2023). Disaggregating the impact of natural resource rents on environmental sustainability in the MENA region: A quantile regression. *Resources Policy*, 85.

https://doi.org/10.1016/j.resourpol.2023.103825
Breusch, T. & Pagan, A. (1980). The LM test and its application to model specification in econometrics, *Review of Economic Studies*, 47(1), 239-253. https://doi.org/10.2307/2297111nalysis
Cai, X., Li. K., Wang, W., Lu, Y. & Wang, R. (2023). The role of resource rent in shaping CO_2 emissions in BRICS countries: A panel data approach. *Resources Policy*, 85. https://doi.org/10.1016/j.resourpol.2023.10385
Chiroleu-Assouline, M., Fodha, M. & Kirat, Y. (2020). Carbon curse in developed countries. *Energy Economics*, 90. https://doi.org/10.1016/j.eneco.2020.104829
Daliri, H. (2020). Relationship between ecological footprint and economic growth in D8 countries: Testing the Kuznets Environmental Hypothesis using PSTR model. *The Journal of Economic Modeling Research*, 11(39), 81-112. [In Persian]
Dam, M.M. & Sarkodie, S.A. (2023). Renewable energy consumption, real income, trade openness, and inverted load capacity factor nexus in Turkiye: Revisiting the EKC hypothesis with environmental sustainability. *Sustainable Horizons*. https://doi.org/10.1016/j.horiz.2023.100063
Damette, O. & Delacote, P. (2012). On the economic factors of deforestation: what can we learn from quantile analysis? *Economic Modelling*, 29(6), 2427-2434. https://doi.org/10.1016/j.econmod.2012.06.015
Danish, B.M.A., Mahmood, N. & Zhang, J.W. (2019). Effect of natural resources, renewable energy and economic development on CO_2 emissions in BRICS countries. *Science of the Total Environment*, 678, 632-638. https://doi.org/10.1016/j.scitotenv.2019.05.02
Degirmenci, T. & Aydin, M. (2024). Testing the load capacity curve hypothesis with green innovation, green tax, green energy, and technological diffusion: A novel approach to Kyoto protocol. *Sustainable Development*. https://doi.org/10.1002/sd.2946
Dietz, T. & Rosa, E.A. (1997). Effects of population and affluence on CO2 emissions. Proceedings of the National Academy of Sciences. 94, 175-179. https://doi.org/10.1073/PNAS.94.1.175
Djedaiet, A., Ayad, H. & Ben-Salha., O. (2024). Oil prices and the load capacity factor in African oil-producing OPEC members: Modeling the symmetric and asymmetric effects. *Resources Policy*, 89. https://doi.org/10.1016/j.resourpol.2023.104598
Dogan, E., Altinoz, B. & Tzeremes, P. (2020). The analysis of 'Financial Resource Curse' hypothesis for developed countries: Evidence from asymmetric effects with quantile regression. *Resources Policy*, 68. https://doi.org/10.1016/j.resourpol.2020.101773
Dogan, E. & Inglesi-Lotz, R. (2017). Analyzing the effects of real income and biomass energy consumption on carbon dioxide (CO_2) emissions: empirical evidence from the panel of biomass-consuming countries. *Energy*, 138, 721-727. https://doi.org/10.1016/j.energy.2017.07.136

Dogan, A. & Pata, U.K. (2022). The role of ICT, R&D spending and renewable energy consumption on environmental quality: testing the LCC hypothesis for G7 countries. *Journal of Cleaner Production*. 380, 135038

Du, J., Yang, X., Long, D. & Xin, Y. (2024). Modelling the influence of natural resources and social globalization on load capacity factor: New insights from the ASEAN countries, *Resources Policy*, 91. https://doi.org/10.1016/j.resourpol.2024.104816

Erdogan, S. (2023). Linking natural resources and environmental sustainability: A panel data approach based on the load capacity curve hypothesis. *Sustainable Development*, 1-13. https://doi.org/10.1002/sd.2836

Erdogan, S. (2024). On the impact of natural resources on environmental sustainability in African countries: A comparative approach based on the EKC and LCC hypotheses. *Resources Policy*, 88. https://doi.org/10.1016/j.resourpol.2023.104492

Ehrlich, P.R., Holdren, J.P. (1971). Impact of population growth. Science, 171, 1212-1217. https://doi.org/10.1126/SCIENCE.171.3977.1212/ASSET/703D82DC

Friedrichs, J. & Inderwildi, I. R. (2013). The carbon curse: Are fuel-rich countries doomed to high CO2 intensities? *Energy Policy*, 62, 1356-1365. https://doi.org/10.1016/j.enpol.2013.07.076

Gaies, B., Nakhli, M.S., Sahut, J.-M. (2022). what are the effects of economic globalization on CO_2 emissions in MENA countries? *Econ. Modell*, 116, 106022. https://doi.org/ 10.1016/j.econmod.2022.106022

Grossman, G.M., & Krueger, A.B. (1991). Environmental impacts of a North American free trade agreement. NBER.

Gu, Y., Deng, G. & Liu, X. (2023). None-linear nexus between natural resources dependency, foreign direct investment, and environmental sustainability in newly industrialized countries, *Resources Policy*, 90. https://doi.org/10.1016/j.resourpol.2024.104782

Galvao, A.F. & Kato, K. (2016). Smoothed quantile regression for panel data, *Journal of Econometrics*. 193(1), 92-112.

Guloglu, B., Caglar, A.E., & Pata, U.K. (2023). Analyzing the determinants of the load capacity factor in OECD countries: Evidence from advanced quantile panel data methods, *Gondwana Research*, 118, 92-104. https://doi.org/10.1016/j.gr.2023.02.013

Huang, Y., Villanthenkodath, M. A. & Haseeb, M. (2023). The nexus between eco-friendly technology and environmental degradation in India: Does the N or inverted N-shape load capacity curve (LCC) hypothesis hold? *Natural Resources Forum*, 47(2). https://doi.org/10.1111/1477-8947.12281

Hundie, S.K., Abdisa, L.T., Legas, H.A. & Shumetie, A. (2022). The Nexus among globalization, natural resource rent, and energy consumption for environmental sustainability in Ethiopia. Policy Working Paper 05/2022.

Ibrahim, R.L. & Ajide, K.B. (2021). The dynamic heterogeneous impacts of nonrenewable energy, trade openness, total natural resource rents, financial development and regulatory quality on environmental quality: Evidence from BRICS economies. *Resources Policy*. https://doi.org/10.1016/j.resourpol.2021.10225

Kazerouni, A., Asgharpour, H., Aghamohamadi, A. & Zokaei alamdari, E. (2019). Corruption and the environmental Kuznets Curve in developed and developing countries. *The Journal of Economic Modeling Research*, 10(37), 7-38. [In Persian]

Khan, K., Zhang, J., Gul, F. & Li, T. (2022). The "carbon curse": Understanding the relationship between resource abundance and emissions. *The Extractive Industries and Society*, 11. https://doi.org/10.1016/j.exis.2022.101119

Koenker, R. (2004). Quantile regression for longitudinal data. *Journal of Multivariate Analysis*, 91(1), 74-89. https://doi.org/10.1016/j.jmva.2004.05.006

Lamarche, C. (2011). Measuring the incentives to learn in Colombia using new quantile regression approaches. *Journal of Development Economics*, 96(2), 278-288. https://doi.org/10.1016/j.jdeveco.2010.10.003

Liu, H., Alharthi, M., Atil, A., Zafar, M.W., Khan, I., (2022). A non-linear analysis of the impacts of natural resources and education on environmental quality: green energy and its role in the future. *Resources Policy*. 79, 102940. https://doi.org/10.1016/j.resourpol.2022.102940.

Majeed, A., Wang, L., Zhang, X., Muniba, and Kirikkaleli, D. (2021). Modelling the dynamic links among natural resources, economic globalisation, disaggregated energy consumption, and environmental quality: Fresh evidence from GCC economies. *Resource Policy*, 73, 1-9. https://doi.org/10.1016/j.resourpol.2021.102204

Moeinaddini, S., Zare Mehrjerdi, M. R., Amirtaimoori, S. & Mehrabi Boshrabadi, H. (2024). The Effect of Natural Resource Rent on the Environmental Quality (Case Study: A Selection of MENA Countries). *Journal of Environmental Studies*, 50(1), 97-110. doi: 10.22059/jes.2024.359287.1008413 [In Persian]

Mohammad Moradi, R., Sadeghi, S. K., & Khan Maku, M. (2023). The Interplay between Financial Development, CO_2 Emission and Economic Growth in MENA Countries (System GMM in Dynamic Panel Data Approach). *Economic Growth and Development Research*, 13(52), 66-47. doi: 10.30473/egdr.2023.65363.6581 [In Persian]

Mohamadian Mansour, S. & Golkhandan, A. (2026). The Interactive Effect of Military Spending and Armed Conflict on Foreign Direct Investment: A Study of MENA Countries. *Quarterly Journal of Quantitative Economics (JQE)*, 22(4), 216-249. doi: 10.22055/jqe.2024.44934.2578 [In Persian]

Nwani, C. & Adams, S. (2021). Environmental cost of natural resource rents based on production and consumption inventories of carbon emissions: Assessing the role of institutional quality. *Resources Policy*, 74, 102282. https://doi.org/10.1016/j.resourpol.2021.102282

Pata, U.K. (2021). Do renewable energy and health expenditures improve load capacity factor in the USA and Japan? A new approach to environmental issues. *The European Journal of Health Economics*, 22(9), 1427–1439. https://doi.org/10.1007/s10198-021-01321-0

Pata, U.K. & Ertugrul, H.M. (2023). Do the Kyoto Protocol, geopolitical risks, human capital and natural resources affect the sustainability limit? A new environmental approach based on the LCC hypothesis. *Resources Policy*, 80. https://doi.org/10.1016/j.resourpol.2023.103352

Pata, U. K. & Isik, C. (2021). Determinants of the load capacity factor in China: A novel dynamic ARDL approach for ecological footprint accounting. *Resources Policy*, 74(C). https://doi.org/10.1016/j.resourpol.2021.10231

Pata, U. K. & Tanriover, B. (2023). Is the load capacity curve hypothesis Valid for the top ten tourism destinations ?*Sustainability*, 15(2), 960. https://doi.org/10.3390/su15020960

Peng, L., Li, Y., Raza, S.A. & Shahzadi, I. (2023). Natural resources and environmental sustainability: COP26 targets from resources-based perspective. *Resources Policy*, 83(5). DOI: 10.1016/j.resourpol.2023.103623

Pesaran, M.H. (2004). General diagnostic tests for cross section dependence in panels, Cambridge Working Papers in Economics, No. 0435.

Pesaran, M.H. (2007). A simple panel unit root test in the presence of cross-section dependence. *Journal of Applied Econometrics*, 22(2), 265-312. https://doi.org/10.1002/jae.951

Pesaran, M. H., Ullah, A. & Yamagata, T. (2008). A bias-adjusted LM test of error cross-section independence. *The Econometrics Journal*. 11, 105-127. https://doi.org/10.1111/j.1368423X.2007.00227.x

Razzaq, A., Wang, S., Adebayo, T.S., Saleh Al-Faryan, M.A. (2022). The potency of natural resources on ecological sustainability in PIIGS economies. *Resour. Pol*. 79, 102941 https://doi.org/10.1016/j.resourpol.2022.10294

Sargolzaie, A., Lotfalipour, M. R., & Salehnia, N. (2022). Investigating the Impact of Natural Resource Rents and Good Governance on the Welfare of Developing Countries: The Welfare Curse Phenomenon and the Quantile Regression Approach. *Quarterly Journal of Applied Theories of Economics*, 9(2), 1-34. doi: 10.22034/ecoj.2022.46618.2904 [In Persian]

Shi, Y., Li, J., Fang, Z., Li, Y., Hu, H., Nie, W. & Meng, F. (2024). Probing the role of natural resources and urbanization towards ecological sustainability in BRICST economies. *Resources Policy*, 91. https://doi.org/10.1016/j.resourpol.2024.104739

Schnaiberg, A. (1970). Measuring modernism: Theoretical and empirical explorations. *American Journal of Sociology*, 76(3), 399-425.

Siche, R., Pereira, L., Agostinho, F., & Ortega, E. (2010). Convergence of ecological footprint and emergy analysis as a sustainability indicator of countries: Peru as

case study. *Communications in Nonlinear Science and Numerical Simulation*, 15(10), 3182-3192. https://doi.org/10.1016/j.cnsns.2009.10.027

Sun, A., Bao, K., Aslam, M., Gu, X., Khan, Z. & Uktamofv, K. F. (2023). Testing load capacity and environmental Kuznets curve hypothesis for China: Evidence from novel dynamic autoregressive distributed lags model. *Gondwana Research*. https://doi.org/10.1016/j.gr.2023.07.018

Uche, E. & Ngepah, N. (2024). How green-technology, energy-transition and resource rents influence load capacity factor in South Africa. *International Journal of Sustainable Energy*, 43. https://doi.org/10.1080/14786451.2023.2281038

Ulucak, R., Danish, & Ozcan, B., 2020. Relationship between energy consumption and environmental sustainability in OECD countries: The role of natural resources rents. Resources Policy, 69, 101803. https://doi.org/10.1016/j.resourpol.2020.101803

Usman, O., Ozkan, O., Adeshola, I. & Eweade, B. S. (2024). Analyzing the nexus between clean energy expansion, natural resource extraction, and load capacity factor in China: a step towards achieving COP27 targets. *Environment Development and Sustainability*. DOI: 10.1007/s10668-023-04399-z

Uzar, U. (2024). The dynamic effect of income distribution, natural resources, and freedom of press on ecological footprint: Theory and empirical evidence for emerging economies. *Resources Policy*, 89. https://doi.org/10.1016/j.resourpol.2024.104682

Wang, Z. & Bui, Q. & Zhang, B. (2020). The relationship between biomass energy consumption and human development: Empirical evidence from BRICS countries. *Energy*, 194(C). https://doi.org/10.1016/j.energy.2020.116906

Wang, W., Niu, Y., Gapich, A. & Strielkowski, W. (2023). Natural resources extractions and carbon neutrality: The role of geopolitical risk. *Resources Policy*, 83. https://doi.org/10.1016/j.resourpol.2023.10357

Wang, S., Zafar, M.W., Vasbieva, D.G. & Yurtkuran, D.G. (2023). Economic growth, nuclear energy, renewable energy, and environmental quality: Investigating the environmental Kuznets curve and load capacity curve hypothesis, Gondwana Research. https://doi.org/10.1016/j.gr.2023.06.009

Westerlund, J. & Edgerton, D.L. (2007). A panel bootstrap cointegration test. *Economics Letters*, 97, 185-190. https://doi.org/10.1016/j.econlet.2007.03.003

Xiaoman, W., Majeed, A., Vasbieva, D.G. & Yameogo, C.E.W. & Hussain, N. (2021). Natural resources abundance, economic globalization, and carbon emissions: Advancing sustainable development agenda. Sustainable Development, 29(5), 1037-1048. https://doi.org/10.1002/sd.2192

Xu, B. & Lin, B. (2016). A quantile regression analysis of China's provincial CO_2 emissions: Where does the difference lie? *Energy Policy*, 98, 328-342. https://doi.org/10.1016/j.enpol.2016.09.003

Xuan, D., Jiang, X., Fang, Y., 2023. Can globalization and the green economy hedge natural resources? Functions of population growth and financial development in BRICS countries. *Resour. Pol.* 82, 103414 .https://doi.org/10.1016/j.resourpol.2023.103414

Ya, D., Quddos, A., Feng, M., Ullah, A. & Ameer, W. (2024). Assessing the impact of fiscal policy and natural resources on environmental degradation in BRICS countries: A resource management perspective. *Resources Policy*. 90. https://doi.org/10.1016/j.resourpol.2024.104792

Yong, Y., Ahmed, Z., Wang, S., Rjoub, H. & Bilan, Y. (2024). Minerals, natural resources, government instability, and growing ecological challenges: Can we achieve SDGs 12 and 13? *Resources Policy*, 88. https://doi.org/10.1016/j.resourpol.2023.104507

Zheng, H., Hu, J., Wang, S., & Wang, H. (2019). Examining the influencing factors of CO_2 emissions at city level via panel quantile regression: evidence from 102 Chinese cities. *Applied Economics*, 51(35), 3906-3919. https://doi.org/10.1080/00036846.2019.1584659

Zambrano-Monserrate, M.A. & Ormeño-Candelario, V. (2023). Disaggregated impact of natural resources rents on the ecological footprint: new evidence from more polluting countries. *Mineral Economics*, DOI: 10.1007/s13563-023-00407-w

فصلنامه‌ی اقتصاد مقداری (بررسی‌های اقتصادی سابق) تابستان ۱۴۰۵ ۲۳(۲) ۳۱۶-۲۹۱



فصلنامه‌ی اقتصاد مقداری

صفحه‌ی اصلی وب سایت مجله:
www.jqe.scu.ac.ir
شاپا الکترونیکی: ۴۲۷۱-۲۷۱۷
شاپا چاپی: ۵۸۵۰-۲۰۰۸

بررسی تطابق الگوی جمعی(CM) بر اساس عوامل توزیعِ« تفاوت تحصیلی» و «سهم درآمدی» با رفتار کار بازاری متاهلینِ ایرانی

لیلا سادات زعفرانچی*

** استادیار اقتصاد، گروه مطالعات میان رشته ای و توسعه اقتصادی، پژوهشکده اقتصاد، پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی،تهران، ایران.*

اطلاعات مقاله	طبقه‌بندیJEL: B21, D13, J22
تاریخ دریافت: ۲۶ خرداد ۱۴۰۳ *تاریخ بازنگری: ٦ مهر ۱۴۰۳* *تاریخ پذیرش: ۲۸ آبان ۱۴۰۳*	*واژگان کلیدی:* *الگوی جمعی، تفاوت تحصیلیِ زوجین، سهم درآمدیِ زوجین، کار بازاری.*

ارتباط با نویسنده (گان) مسئول:
ایمیل: l.zafaranchi@ihcs.ac.ir
0000-0002-6292-4917

آدرس پستی:
تهران، بزرگراه کردستان، خیابان دکتر صادق آئینه وند (۶۴غربی)،
کد پستی: ۱۴۳۷۷۷۴۶۸۱

قدردانی: از تمامی افراد و موسساتی که در انجام این تحقیق مولف را مساعدت نمودند، قدردانی می‌شود.
تضاد منافع: نویسنده مقاله اعلام می‌کند که در انتشار مقاله ارائه شده تضاد منافعی وجود ندارد.
منابع مالی: نویسنده هیچگونه حمایت مالی برای تحقیق، تألیف و انتشار این مقاله دریافت نکرده است.

دانشگاه شهید چمران اهواز
فصلنامه علمی پژوهشی اقتصاد مقداری (بررسی های اقتصادی سابق)

چکیده

الگوی جمعی (Collective Model) عرضهٔ کار بازاری خانوار از حوزه¬های مطالعاتی اخیر اقتصاد خانوار در زمینه تبیین رفتار کار بازاری متأهلین محسوب می¬شود. هدف اصلی این مطالعه بررسی اثر دو متغیر «تفاوت تحصیلات زوجین (به نفع شوهر)» و «سهم درآمدی شوهر از کلّ درآمد خانوار» بر ساعات کار متاهلینِ شاغل مبتنی بر ادبیات الگوی جمعی (CM) در ۸۰۰ خانوار ایرانی است. روش برآورد با استفاده از گشتاورهای تعمیم¬یافته (GMM)و با ملاحظات سنجی مربوطه صورت گرفته است. نتایج مطالعه مبتنی بر اطلاعات فردی و خانوادگی نمونه نشان می‌دهد متاهلین شهرنشین ساعات کار بیشتری دارند. با افزایش سن ساعات کار بازاری متاهلین کاهش یافته و دارا بودن تحصیلات دیپلم و بالاتر با افزایش ساعات کار بازاری مردان و کاهش ساعات کار بازاری زنان همراه است. کشش دستمزدی در تابع عرضه ساعات کار مردان مثبت و شکل تابع استاندارد گزارش می‌شود. کشش دستمزدی زنان منفی و پرکشش و نشاندهنده غلبه اثر درآمدی بر جانشینی در تابع عرضه کار است .

نتایج در بررسی دو متغیر منتخب عامل توزیع در الگوی جمعی(CM) نشان می‌دهد متغیر «تفاوت تحصیلات زوجین(به نفع شوهر)» با ساعات کار بازاری مردان متاهل رابطه منفی و معنادار داشته و با ساعات کار بازاری زنان متاهل ارتباط معنی‌داری نشان نمی‌دهد. همچنین رابطه متغیر «سهم درآمد شوهر از کل درآمد خانوار» با ساعات کاری مردان متاهل مثبت و با ساعات کار بازاری زنان متاهل منفی و معنی‌دار است و لذا در نمونه مطالعه شده رفتار کار بازاری شاغلینِ متاهل با ادبیات نظری الگوی جمعی(CM) همخوانی ندارد. بر این اساس همچنان باید به فرض وجود تابع ترجیحات مشترک زوجین در خانوار ایرانی توجه نمود و توصیه می شود هرگونه سیاست پرداختی به خانوار (یارانه) و دریافتی از خانوار (مالیات) بر اساس شناسایی خانوارهای هدف و نه زوجین شاغل در خانوار، وضع و اجرا گردد.

رجاع به مقاله:
زعفرانچی، لیلا سادات. (۱۴۰۵). بررسی تطابق الگوی جمعی(CM) بر اساس عوامل توزیعِ« تفاوت تحصیلی» و «سهم درآمدی» با رفتار کار بازاری متاهلینِ ایرانی. *اقتصاد مقداری (بررسی‌های مقداری سابق)*، ۲۳(۲)، ۳۱۶-۲۹۱.
10.22055/jqe.2024.46774.2636

© 2026 Shahid Chamran University of Ahvaz, Ahvaz, Iran. This article is an open access article distributed under the terms and conditions of the Creative Commons Attribution-NonCommercial 4.0 International (CC BY-NC 4.0 license) (http://creativecommons.org/licenses/by-nc/4.0/)

۱- مقدمه

علم اقتصاد خانوار به وضوح در طول سه دهه گذشته تغییرات قابل توجهی یافته است و مطالعات گسترده‌ای از تحقیقات نظری و تجربی در این حوزه بر تصمیم‌گیری در خصوص مصرف، ساعات کار و تعاملات بین اعضاء خانواده (به خصوص زن و شوهر) متمرکز است. در زمینه ساعات کار متاهلین، تمایز بین تصمیمات گسسته و پیوسته خانوار در هسته‌ی

اصلی این تحولات نظری و تجربی می‌باشند. انتخاب‌های گسسته بین مجموعه‌ای از گزینه-های دو- دویی از جمله مشارکت و یا عدم مشارکت در بازار کار زن و شوهر و انتخاب‌های پیوسته (داده‌های متصل) مانند انتخاب در خصوص ساعات کار همسران از این جمله‌اند. اولین جریان مطالعاتی در زمینه نحوه تصمیم‌گیری خانوار با تمرکز بر متاهلین شاغل تحت عنوان الگوهای واحد(Unitary Model) مطرح شد. از بنیانگذاران این الگو می‌توان به ساموئلسون و بکر اشاره نمود.(Samuelson,1956; Becker,1972,1991). در این مجموعه نظری، خانوار به عنوان یک فرد تصمیم‌گیرنده در خصوص زمان فراغت و ساعات کار و دارای یک تابع مطلوبیت واحد(UM) در مقابل یک محدودیت بودجه مشترک است. اپس و ریس(۲۰۰۹) این فرض را تحت عنوان اصل "گمنامی[1]" می‌نامند که به این معنا است که افزایش درآمد هر عضو (زن و شوهر) بدون در نظر گرفتن این که چه کسی این درآمد را دریافت می‌کند، تاثیر یکسانی بر تصمیم‌گیری خانوار در زمینه ساعات کار بازاری خواهد داشت(Apps & Rees ,2009). الگوی جمعی(CM) مطرح می‌کند که تخصیص منابع درون خانوار کارآمد است و چانه‌زنی اعضاء (زوجین) منجر به تخصیص‌های بهینه پارتو می‌شود. به این معنا که اگر منابع ثابت باقی بماند، رفاه یکی از اعضاء بدون کاهش رفاه عضو دیگر امکان افزایش نمی‌یابد. چندین استدلال این فرض را تایید می‌کند که قانع کننده‌ترین آن مربوط به بهره‌گیری از نظریه بازی‌ها است که مطرح می‌کند که تخصیص کارآمد به طور خود به خود از تعاملات تکرار شونده زوجین در یک محیط ثابت(خانواده) پدید می‌آید. اگر همه تخصیص‌های کارآمدی پرتو به عنوان مرز مجموعه ترکیب‌های مطلوبیت قابل دسترسِ زوجین تحت عنوان محدودیت بودجه معین در نظر گرفته شود، بر این اساس در صورت کاهش قدرت چانه زنی هر یک از همسران، قدرت چانه زنی دیگری افزایش یافته و تعادل در مرز کارایی پارتو تغییر می‌کند(Chiappori,2002). بر اساس این الگو برخی متغیرها به ترجیحات فردی همسران و برخی متغیرها بر فرآیند تصمیم‌گیری در چهارچوب الگوهایی با چندین عامل اثرگذار مربوط می‌شوند. متغیرهایی از جنس اول از قبیل: جنس، سن و ... به اصطلاح عوامل ترجیحی[2] نامیده شده و گروه دوم متغیرها که موثر بر تخصیص منابع بین زوجین به شمار می‌روند، عوامل توزیع[3] نامیده می‌شوند. متغیرهای عوامل توزیع، متغیرهایی هستند که بر محل تعادل در مرز بهینه پرتو تاثیر گذارند ولی از آنجا که محدودیت بودجه را تغییر نمی‌دهند، بر مجموعه ترجیحات اثرگذار نبوده و آن را جابجا

[1] Anonymity
[2] Preference factories
[3] Distribution factories

نمی‌کنند. الگوی جمعی (CM) نیز دارای محدودیت‌های قابل آزمونی بوده و فروض اصلی خود را دارا است. اثبات رویکرد جمعی(CM) نشان می‌دهد که خانوار در خصوص مطلوبیت خود به عنوان یک کلّ واحد عمل نکرده و تخصیص پول و زمان بین زن و شوهر بستگی به مولفه‌هایی موثر بر تصمیم‌گیری درون خانواری زوجین خواهد داشت. از این زاویه هرگونه سیاستگذاری در مورد پرداختی به خانوار(پرداخت‌های انتقالی) و دریافتی از خانوار(مالیات) باید با توجه به تاثیر بر تخصیص‌های درون خانواری زمان و درآمد زوجین وضع شده و بنابر این به دریافت کننده و پرداخت کنندهٔ مستقیم آن بستگی دارد.

مقاله حاضر ضمن برآورد الگوی عرضه ساعات کار زنان و مردانِ متاهل و شاغل در نمونه آماریِ منتخب، بر اساس روش گشتاورهای تعمیم یافته[4] (GMM) به آزمون الگوی جمعی (CM) بر اساس توابع عرضه کار شاغلینِ متاهل پرداخته است. متغیرهای معرِّف عوامل توزیع در این پژوهش عبارت از «تفاوت تحصیلات زن و شوهر (به نفع شوهر)» و «سهم درآمد شوهر از کل درآمد زوجین» است. پژوهش بر اساس اطلاعات خُردِ فردی و خانوادگیِ ۸۰۰ زن و مرد متاهل و شاغل ایرانی و بر اساس داده‌های مقطعی حاصل از طرح آمارگیری از هزینه- درآمد خانوار شهری و روستایی در سال ۱۳۹۷ (به عنوان سالی منتخب با بالاترین آمار مربوط به پرداخت یارانه به خانوار به عنوان درآمد غیرکاری) انجام شده است. نوآوری این پژوهش قابل طرح در دو جنبه: اول، توجه به ساعات کار متاهلینِ شاغل و عوامل موثر بر آن از جنبه فردی، خانوادگی و اطلاعات درآمدی خانوار و براساس داده‌های خُرد کشور ایران در نمونه مطالعه شده و دوم، بررسی اثردو عامل توزیع پیشنهادی مبتنی بر الگوی جمعی(CM) از جمله :«تفاوت تحصیلات زن و شوهر (به نفع شوهر)» و «سهم درآمد شوهر از کل درآمد زوجین» بر ساعات کار زوجین در خانوارهای مطالعه شدهٔ ایرانی است. پس از مقدمه مقاله و در بخش دوم به پیشینه نظری و مروری بر الگوهای رایج و سیر تحولات آن در رفتارشناسی عرضه ساعات کار بازاری زنان و مردان متاهل اشاره شده است. بخش سوم به مبانی و ادبیات نظری الگوی جمعی (CM) عرضه کار بازاری زوجین و استخراج قیود آن بر اساس معرفی عوامل توزیع اشاره دارد. در بخش بعدی، شکل تبعی معادلات عرضه ساعات کار ۸۰۰ زن و شوهر با در نظر گرفتن متغیرهای معرّف خصوصیات فردی و نیز ویژگی‌های اجتماعی- اقتصادی خانوار و نیز متغیرهای معرّف عوامل توزیع با توجه به ملاحظات آماری و سنجی مربوطه استخراج و نتایج مورد تجزیه و تحلیل قرار گرفته

[4] Generalized method of moments

است. در بخش پایانی کوشیده شده تا با تکیه بر یافته‌های پژوهش، نتایج و پیشنهادهای کاربردی جهت بهبود سیاست‌گذاری فعّال در بازار کار شاغلینِ متاهل در کشور ارائه شود.

۲- پیشینه مطالعه

در بررسی رفتار عرضه کار بازاری خانوار الگوهای رقیب و جدّی در حوزه ادبیات بازار کار مطرح است. یکی از ابتدایی‌ترین نظریه‌های مطرح در این زمینه الگوی واحد[5] (UM) عرضه کار خانوار است. قیود قابل آزمون این الگو عبارتند از: ۱- تقارن اثرات دستمزدی (شرایط اسلاتسکی): که تصریح می‌کند تاثیر تغییر درآمد جبران شده در دستمزد شوهر بر ساعات کار همسر برابر با تاثیر تغییر درآمد جبران شده در دستمزد زن بر ساعات کاری شوهرش می‌باشد. ۲- تجمیع درآمد: که تصریح می‌کند که درآمد غیرکاری هریک از زوجین، تصمیم گیری در مورد عرضه نیروی کار را متاثر نکرده و تنها مجموع درآمد غیر کاری یک زوج می تواند بر عرضه نیروی کار آن دو تاثیرگذار باشد.

فروض الگوی واحد (UM) چه از منظر نظری و چه با رویکردی تجربی از دهۀ ۱۹۸۰ به بعد مورد انتقاد قرارگرفته و در پاسخ به ابهامات بوجود آمده، ادبیاتی تحت عنوان الگوهای غیر واحد (N-UM)[6] شکل گرفته است. در الگوهای غیر واحد(N-UM) هر عضو خانوار از جمله زوجین، مجموعه‌ای از ترجیحات شخصی مربوط به خود را دارا است. عام‌ترین تقسیم بندی ادبیات جدید الگوهای غیر واحد(N-UM)، شامل الگوهای غیر همکارانه[7] و همکارانه[8] ایستا است. اصلی ترین تفاوت الگوهای همکارانه و غیر همکارانه مبتنی بر این امر است که در الگوهای همکارانه پذیرش وجود یک قرارداد الزام آور[9] ازدواج منجر می شود که فرآیند تصمیم گیری خانوار به خروجی بهینه پارتو [10] بیانجامد و بالعکس در الگوهای غیر همکارانه با فرض عدم وجود یک توافق الزام آور انتظار خروجی بهینۀ پارتو از فرآیند تصمیم گیری زوجین در خصوص عرضۀ ساعات کار بازاری همیشگی نخواهد بود و به این ترتیب ممکن است با شروع از نقطه تعادل، رفاه یکی از اعضاء خانوار بدون کاهش رفاه عضو دیگر افزایش یابد (Chiappori, Molina, Giménez-Nadal, & Velilla, 2019). در الگوهای

---

[5] Unitary model
[6] Non- unitary model
[7] Non-cooperative models
[8] Cooperative models
[9] Binding agreements
[10] Pareto efficiency

همکارانه فرض می‌شود که افراد در صورتی ازدواج می‌کنند که مطلوبیت آنان نسبت به زمان تجردشان افزایش یابد، بر این اساس الگوی همکارانه و الگوی واحد (UM) دارای اشتراک هستند، اما تفاوت این دو الگو در زمینهٔ نحوهٔ تخصیص منابع درون خانواری است. در حالیکه الگوی واحد (UM) فرض وجود یک تابع ترجیحات مشترک را برای زوجین عنوان می‌نماید، در الگوهای همکارانه، زوجین دارای توابع مطلوبیت مستقل هستند که مبتنی بر یک الگوی چانه زنی، منجر به بروز فرآیند تصمیم گیری در خصوص تخصیص درآمد و زمان و در نتیجه ساعات کار بازاری می‌گردد. نظریهٔ مهّم چانه زنی از تدوین مقاله ای بنیادین توسط جان نش (۱۹۵۰) آغاز شد و چارچوبی مفهومی در حلّ و فصل مسائل چانه زنی را در معاملات ارائه نمود (Nash, 1950). فرض چانه زنی نَش در الگوهای همکارانه بسیار وابسته به خطی بودن توابع ترجیحات زوجین است، لذا آزمون الگوهای چانه زنی مبتنی بر دو مولفه است: اول آزمون عمومی الگوی چانه زنی نَش و دوم آزمون بسیار خاصّ مربوط به خطی بودن ترجیحات. انتقاد مطرح در زمینهٔ الگوی چانه زنی زوجین در خانوار مبتنی بر این امر است که اگر در الگوی تجربی برخی مولفهٔ های چانه زنی در تاثیر گذاری بر فرآیند تصمیم گیری زوجین در خانوار مورد تایید قرار نگیرد، استنباط واضحی نمی‌توان داشت که آیا بطور کلی رویکرد چانه زنی در مقابل الگوی واحد(UM) مورد تایید ویا تردید قرار گرفته است. بر همین اساس چیاپوری(۱۹۸۸) و اپس و ریس (۱۹۸۸) تحلیل خود را از یک نقطهٔ جایگزین آغاز می نمایند و تنها فرض اساسی در نظر گرفته شده توسط آنان در ارتباط با تصمیمات و فرآیند تصمیم گیری خانوار، مبتنی بر تبعیّت از اصل برقراری کارایی پرتو است (Apps & Rees, 1988; Chiappori, 1992). این نوآوری در زمینهٔ عرضهٔ ساعات کار بازاری زوجین با ظهور الگوهای جمعی(CM) به عنوان زیر مجموعه‌ای از الگوهای همکارانه توسط چیاپوری (۱۹۸۸) پیشنهاد و بررسی خروجیهای قابل آزمون و استخراج توابع ترجیحات فردی را امکان پذیر نموده است. رویکرد جمعی (CM)عرضه ساعات کار خانوار، سی و ششمین سال تولد خود را سپری می نماید و آن را باید یکی از موضوعات مهّم اقتصاد خُرد دانست که منشا بیشترین تولید مطالعات در سه دههٔ گذشته محسوب می‌شود (Donni & Molina, 2018). معرفی اولیه الگوی جمعی (CM) توسط چیاپوری (۱۹۸۸) با فرض داشتن ترجیحات مستقل اعضاء خانوار و شناسایی رفتار چانه زنی زوجین در کار بازاری انجام گرفت. در ادامه وی (۱۹۹۲) با در نظر گرفتن وجود مصارف خصوصی و خودخواه[11] بودن زوجین توانست امکان آزمون قیودی را بر اساس الگوی کار بازاری همسران فراهم نماید که در نهایت به

[11] Egoism

معرّفی قائدهٔ **تسهیم**[۱۲] و رفتار توزیع درآمد درون خانواری زوجین منجر شد. در ادامه این روند مطالعاتی، پژوهش‌های مختلف با در نظر گرفتن برخی متغیرها به عنوان عوامل توزیع سعی در آزمون الگوی جمعی(CM)عرضهٔ ساعات کار زوجین نمودند (Chiappori, Fortin, & Lacroix, 2002). در نظر گرفتن تفکیک اوقات فراغت زوجین به خصوصی و عمومی (Fong & zhang,2001) و ملاحظهٔ تصمیم گیری غیر مشارکتی با در نظر گرفتن راه حل‌های گوشه‌ای(Donni & Chiappori, 2011) نیز از جمله مطالعات تکمیلی دیگر در این حوزه محسوب می‌شود. در حوزهٔ مطالعات تجربی اقتصاددانان با تمرکز بر داده های موجود بازار کار در کشورهای مختلف در صدد ارزیابی متغیرهای معرّفی شده تحت عنوان عوامل توزیع بر ساعات عرضهٔ کار بازاری زوجین در خانوار پرداختند که از آن جمله می توان به بلومن (۲۰۱۰) بر اساس داده های هلند و لاکریکس و ردچنکو (۲۰۱۱) بر اساس داده های روسیه اشاره نمود (Bloemen, 2010; Lacroix & Radtchenko, 2011). ارتباط بین بازار کار و بازار ازدواج نیز با ترکیب الگوهای تعادل عمومی و پیوند آن با الگوی جمعی (CM) و اثر آن بر تخصیص زمان کار بازاری زوجین مورد ملاحظه قرار گرفته است (Chiappori, Salanié, & Weiss, 2017; Choo, Seitz, & Siow, 2008; Galichon & Salanié, 2022; Goussé, Jacquemet, & Robin, 2017). جریان مطالعاتی اخیر جهانی با اهدافی نظیر بهبود سیاستگذاری بازار کار متاهلین شاغل، ارزیابی و اصلاح سیاست های مالیاتی، تغییر قوانین موثر و مرتبط با توزیع درآمد درون خانواری، انتخاب الگوی مناسب و جلوگیری از نتایج نامطلوب الگوهای غیر مرتبط در زمینهٔ**عرضه** کار بازاری زوجین روند رو به گسترشی یافته است. سوال اصلی در این گروه از مطالعات پاسخ به این سوال کلیدی است که آیا در سیاست‌های پرداختی (یارانه) و یا دریافتی (مالیات) از خانوار،تعیین هویت و تشخیص فرد دریافت کننده و یا پرداخت کننده می تواند بر رفاه سایر اعضاء و همچنین تصمیمات اوقات فراغتی آنها اثر گذار باشد؟ این همان مبنایی است که می تواند در رّد الگوی واحد (UM) و تایید الگوی جمعی (CM) عرضهٔ کار زوجین مورد ملاحظه قرار گیرد (Chiappori & Mazzocco, 2017). در مطالعه اخیر انجام شده توسط چیاپوری و دیگران(۲۰۲۴)، با استفاده از دو کالای عمومی شامل هزینه‌های کودکان و هزینه مسکن به توزیع رفاه در خانوارهای ژاپنی بر اساس الگوی جمعی(CM) و با وجود ترجیحات مختلف در خانوار پرداخته شده است(Chiappori, Meghir & Okuyama, 2024). در خصوص آزمون الگوی جمعی(CM) عرضه کار خانوار بر اساس اطلاعات خانوارها درکشورهای مختلف

[12] Sharing rule

نیز می‌توان به مطالعه مولینا ، ولیلا و ابارا (۲۰۲۳) درکشور اسپانیا، پژوهش جیووانیس وازنور(۲۰۱۹) بر اساس اطلاعات خانوار در عراق و پژوهش لاکامبرا(۲۰۲۲) با تمرکز بر بررسی نتایج تجربی الگوی جمعی(CM) عرضه کار خانوار در سیزده کشور توسعه یافته اشاره نمود.(Molina, Velilla & Ibarra, 2023; Giovanis & Oznur, 2019; Lacambra, 2022). در بررسی پژوهش‌های مرتبط داخلی و ملّی، مطالعات محدودی در این حوزه انجام شده است. زعفرانچی (۱۳۹۹)، در مقاله خود با عنوان آزمون الگوی واحد (UM) عرضه کار خانوار و با بررسی قیود اصلی الگوی واحد (UM)، قابلیت این الگو را در شناسایی رفتار عرضه نیروی کار خانوار کشور بررسی نموده است. الگو عرضه ساعات کار زوجین بر اساس اطلاعات خُرد خانوار شهری و روستایی در سال ۱۳۹۲ برآورد شده است. برآوردها با توجه به روش‌های آماری و اقتصاد سنجی و در چارچوب الگوی خطی - نیمه لگاریتمی، با لحاظ تفکیک و تجمیع درآمد غیر کاری صورت گرفته است. نتایج نشان می‌دهد که قید تجمیع درآمد الگوی واحد (UM) در عرضه ساعات کار بازاری مردان تایید و در الگوی عرضه ساعات کار زنان در خانوار تایید نمی‌گردد. نتایج آزمون قید تقارن اسلاتسکیِ الگوی واحد(UM) نیز در هر دو الگوی ساعات کار زوجین تایید می شود. نتایج این مقاله بر اساس داده های مطالعه شده، اگرچه شواهد مهمی را به نفع الگوی واحد (UM) فراهم می آورد، اما نتیجه گرفته شده که همچنان جهت بهبود سیاستگذاری توجه به الگوهای جدید عرضه کار زوجین در خانوار مطابق با داده های ملی می تواند در تحقیقات آینده مورد توجه قرار گیرد (Zafaranchi, 2020). در تحقیق انجام شده توسط کشاورز و برهانی (۱۳۹۱) تابع عرضهٔ نیروي کار فردي اعضاي خانوار(زن و شوهر) برآورد شده و تأثیر تغییرات نسبت جنسیتي، به عنوان یک عامل توزیع در الگوی جمعی(CM)، در کنار سایر عوامل تعیین کننده ساعات کار بازاری، با استفاده از روش اقتصاد سنجی داد های پانل در حضور متغیرهاي توضیحي درونزا، مورد بررسي قرار گرفته است. این بررسي با توجه به اطلاعات موجود سالهای۱۳۸۰ تا ۱۳۸۲، نشان می‌دهد که نسبت جنسیتی بر عرضه نیروی کار زنان، تاثیر منفی و بر عرضهٔ نیروی کار مردان تاثیر مثبت دارد. معنی دار بودن این ضریب صحت الگوهای سنتی و چانه‌زنی غیر همکارانه را مورد تردید قرار می‌دهد. بر اساس یافته‌های این پژوهش درصورت کاهش نسبت جنسیتی، عرضه کار زنان در بازار کار افزایش یافته و بطور بالقوه بیکاری مردان افزایش می‌یابد(Keshavarz & Borhani, 2013).

۳- ادبیات نظری

الگوی جمعی(CM) در دهه‌های اخیر تکامل یافته و شـــامل کالاهای عمومی(چیاپوری و ویس،۲۰۰۷)؛ مشـــارکت در اشـــتغال(بلوندل، مگیر و چیاپوری،۲۰۰۵)؛ تولیدات خانگی(برونینـگ، چیـاپوری و لابـل،۲۰۱۳) و ابعـاد زمـانی(چیـاپوری و مگیر،۲۰۲۱) می‌شـــود (Chiappori & Weiss,2007; Blundell, Meghir & Chiappori,2005; Chiappori & Meghir,2021; Browning, Chiappori & Lewbel, 2013). در این بخش خلاصه‌ای از نسخه اصلی الگوی جمعی(CM)عرضه نیروی کاربر اساس تحقیق انجام شـــده توســـط چیاپوری و همکاران(۲۰۰۲) و مولینا و همکاران(۲۰۲۳) با عوامل توزیعی پیشنهادی ارائه شده است (Chiappori, Fortin & Lacroix,2002; Molina, Velilla & Ibarra,2023).

در رویکرد عمومیِ الگوی جمعی (CM)، اگر h^i و c^i برای i=1,2 به ترتیب معرّف عرضه ساعات کار زوج i ام ($0\leq h^i\leq 1$) و مصرف یک کالای ترکیبی هیکسی -که قیمتش به واحد تغییریافته- باشد، رفاه زوج i ام می تواند به مصرف و ساعات عرضهٔ **کار همسرش از روش‌های گوناگونی** وابســـته باشـــد، لذا: $u^i = (1-h^1, c^1, 1-h^2, c^2, z)$ تابع مطلوبیت زوج i ام وz برداری از فاکتورهای شـخصـی از قبیل سـن و تحصـیلات متاهلین اسـت. اگر w^1 ،w^2 وy به ترتیب معرف دسـتمزد متاهلینِ شـاغل و درآمد غیر کاری خانوار باشـد، با در نظر گرفتن s به عنوان برداری از عوامل توزیع[۱۳] و تحت قاعدهٔ **اینکه تصـمیم گیری درون خـانواری از خصـوصـیّـت کـارایی پرتو تبعیـت می نمـاید، برای هر ترکیـب داده شـــده از** (w^1, w^2, y, s, z) ، یک فاکتور وزنی $\mu(w^1, w^2, y, s, z)$ وجود دارد- متعلق به [۰،۱]- ، بگونه ای کهh^i, c^i حاصل حل مسئله زیر:

$$\underset{(h^1,h^2,c^1,c^2)}{\text{Max}}\ \mu\, U^1 + (1-\mu)\, U^2 \qquad (۱)$$

با در نظر گرفتن قید زیر است:

$$w_1 h^1 + w_2 h^2 + y \geq C^1 + C^2$$
$$0\leq h^i \leq 1 \quad , \quad i=1,2$$

تابع μ قابل دیفرانسیل گیری پیوسته نسبت به متغیرها فرض شده و لذا موقعیت خاص در مرز بهینهٔ پارتو به تمام پارامترهای مربوط به μ از جمله w1، w2، y، s و z، وابسـته خواهد بود. همچنین از آنجا که بردار عوامل توزیع s ، تنها در μ ظاهر می شـود،

[13] Distribution factor

یک تغییر در s ، تاثیری بر جابجایی مرز پارتو نداشـــته و تنها نقطهٔ نهایی واقع بر مرز را تحت تاثیر قرار می دهد. در رویکرد عمومی، با فرض داشتن راه حل های داخلی (متاهلینِ شـــاغل)، قیود (یا محدودیت های) عرضـــهٔ کار قابل اســـتخراج خواهد بود. به خوبی اثبات می‌شـــود که حل مســـئله فوق، بر اســـاس قضـــیه بنیادی دوم رفاه، معادل یک فرآیند دو مرحله‌ای غیرمتمرکز اســـت که در آن، ابتدا اعضـــای خانوار در خصـــوص تخصـــیص درآمد خانوار بر اساس "قانون اشتراک‌گذاری(ϕ)"مذاکره می‌کنند، ϕ=ϕ(μ)، به طوری که فرد اول معادل ϕ=ϕ۱ را دریـافت و فرد دوم معـادل ϕ=y-ϕ۲ را دریـافت خواهـد کرد. بنـابراین بر اســـاس مطالعه چیاپوری و همکاران (۲۰۰۲) هر یک از همســـران مســـئله فردی زیر را حل خواهد کرد:

$$\underset{\{h^i,\ c^i\}}{\text{Max}}\ U^i(1-h^i,\ c^i,\ z) \qquad (۲)$$

با توجه به قید بودجه زیر:

$$w_1h^i+\varphi_i(\mu)=c^i \qquad (۳)$$

سـپس، راه‌حل مسـئله خانوار را می‌توان به عنوان راه‌حل برنامه‌ی اولیه یا به طور معادل به عنوان راه‌حل برنامه‌های فردی همسران مشمول قانون اشتراک‌گذاری بیان نمود. به عبارت دیگر معادلات عرضه نیروی کار زن و مرد شاغل طبق معادلات ذکر شده‌ی فردی به قرار زیر خواهد بود:

$$h^1(w_1, w_2, y, z, s)= H^1(w_1, \varphi(w_1, w_2, y, z, s), z) \qquad (۴)$$

$$h^2(w_1, w_2, y, z, s)= H^2(w_2, y- \varphi(w_1, w_2, y, z, s),z) \qquad (۵)$$

جایی که Hi معرف تقاضای مارشالی فردی همسران و یا به عبارتی حل معادلات (۱)(۲)و (۳) است. با استفاده از معادلات فوق، چیاپوری و همکاران (۲۰۰۲)، مجموعه‌ای از قیود قابل آزمایش جهت برآورده شدن فروض الگوی جمعی (CM) را استخراج کرده‌اند. اگر چنین قیودی برآورده شوند، سیستمی از مشتقات جزئیِ معادله قانون اشتراک‌گذاری که غیرقابل مشاهده است، بر حسب مشتقات معادلات عرضه نیروی کار همسران قابل ارائه خواهد بود. با توجه به این که "قانون اشتراک‌گذاری" مربوط به موقعیت‌های تصمیم‌گیری همسران است- همان‌طور که توسط وزن پارتو نمایش داده می‌شود- الگوی جمعی (CM) امکان مطالعه تصمیم‌گیری درون خانواری را از طریق رفتار قابل مشاهده همسران فراهم می‌کند. نظر به این کلّیت و با فرض این که اندیس ۱ نماینده زن و اندیس ۲ معرف شوهر در خانوار است، بر اساس تحلیل‌های انجام شده توسط چیاپوری و همکاران (۲۰۰۲) و

مولینا و همکاران(۲۰۲۳)، فرم پارامتری نیمه لگاریتمی معمول معادلات عرضه نیروی کار زن و مرد در خانوار به شکل زیر استخراج می‌شود(Chiappori, Fortin & Lacroix,2002; Molina, Velilla & Ibarra,2023):

$$h^1= F_0+ F_1\log w_1+ F_2\log w_2+ F_3y+ F_4\log w_1 \log w_2+ F_5S_1 \ F_6S_2+ F_7z \quad (۶)$$

$$h^2= M_0+ M_1\log w_1+ M_2\log w_2+ M_3y+ M_4\log w_1 \log w_2 + M_5S_1 + M_6S_2+ M_7z \quad (۷)$$

که در آن h1 وh2 به ترتیب معرّف ساعات کار زن و شوهر ، w1وw2 به ترتیب برابر دستمزد ساعتی زن و شوهر و Y معرف درآمد غیر کاری(متفرقه) خانوار و S_1 و S_2 دو عامل توزیع معرفی شده موثر بر تعاملات درآمدی متاهلین وZ معرف بردار خصوصیات فردی و خانوادگی همسران (سن، تحصیلات، محل سکونت، تعداد فرزندان و....) است. نتیجهٔ اساسی این است که عوامل توزیع بر انتخاب مصرف و ساعات کار زوجین تنها از طریق تاثیر بر محل انتخاب نقطه درمرز پارتو یا به عبارتی از خلال وزن ترجیحات زن و شوهر اثرگذار می¬باشند و از آنجا که این وزن یک بعدی نیست، به این معنا است که نسبت¬های تاثیرعوامل توزیع در دو تابع عرضهٔ ساعات کار زوجین یکسان خواهد بود. شایان ذکر است که قیود ذکر شده فقط در صورت وجود حداقل دو عامل توزیع ظاهر می¬شوند و می¬تواند آزمونی جهت دسترسی به بهینه¬ی پارتو را بر اساس الگوی جمعی (CM) فراهم نماید. نتایج گرفته شده توسط چیاپوری و اکرلند (۲۰۰۶) نشان می¬دهد که شرط ذکر شده کافی است(Chiappori & Ekeland, 2006) . بنابراین اگر یک عامل توزیع به نفع یکی از زوجین باشد، کاهش در عرضهٔ ساعت کار بازاری وی از طریق افزایش سهم او از درآمد و همچنین افزایش ساعت کار بازاری زوج دیگر دیده می‌شود. سپس اگر $\frac{M_3}{F_3} \neq \frac{M_5}{F_5}$ باشد، می‌توان مجموعه‌ای از مشتقات جزئی جهت استخراج "قانون اشتراک‌گذاری" را محاسبه نمود که عبارت زیر را بر این اساس مشخص می‌کند:

$$\Delta= 1/\Delta\ (M_1F_4\log w_1 + F_2M_4\log w_2+ F_3M_4y+ F_4M_4\log w_1 \log w_2+ M_4F_5S) + K(z) \quad (۸)$$

رابطه فوق تنها زمانی معتبر خواهد بود که: $\frac{M_4}{F_4} = \frac{M_5}{F_5} = \frac{M_6}{F_6}$ باشد، جایی که $\Delta= F_3M_4- F_3M_3\neq 0$ و K(z) معرف جزء ثابت است.

برخی از متغیرهایی که در تحقیقات مختلف جهت آزمون الگوی جمعی(CM)، به عنوان عوامل توزیع در نظر گرفته و آزمون شده اند عبارت از: شاخص جنسیت و قوانین طلاق(Chiappori, Fortin & Lacroix,2002; Molina, Velilla & Ibarra,2023)،

تفاوت درآمدی و تفاوت سـنّی زوجین (Bourguignon, Browning & Chiappori, 1995)، سهم زن از کلّ هزینه¬های ازدواج (Hendy & Sofer, 2010)، وجود برنامه¬های پرداخت انتقالی به یکی از زوجین(Lyssiotou، Attanasio & Lechene,2017) ناتوانی جسـمانـی یـکـی از زوجـیـن (Rapoport, Sofer & Sola,2011; Giovanis& Ozdamar,2018)رسـیدن ارث به یکی از زوجین می‌شـد(Blau & Goodstein,2016) می‌باشـد. مطالعه حاضـر با بررسـی اثر دو عامل توزیع از جمله:«تفاوت تحصـیلات زن و شوهر (به نفع شوهر)» و «سهم درآمد شوهر از کل درآمد زوجین» در الگوی عرضه ساعات کار متاهلینِ شـاغل مبتنی بر الگوی جمعی(CM)، کوشـیده اسـت تا با تحلیل نتایج، میزان توضیح دهندگی این الگو را در تبیین رفتار نمونه آماری بررسی نماید. لازم به ذکر است به جهت عدم تایید شرط اولیه لازم جهت استخراج قانون اشتراک گذاری($\frac{M_4}{F_4}=\frac{M_5}{F_5}=\frac{M_6}{F_6}$) بر اساس اطلاعات نمونه آماری این تحقیق، قانون اشتراک گذاری و احصاء آن عملا از دستور مطالعه حاضرخارج شده است.

۴- برآورد الگو و یافته‌های پژوهش

۴-۱ اطلاعات آماری

اطلاعات این مطالعه از داده‌های خُرد اقتصادی – اجتماعی خانوار و از طرح آماری هزینه درآمد خانوار شهری و روستایی اخذ شده است. از آنجا که یکی از متغیرهای مهم برآورد مربوط به درآمدهای غیرکاری خانوار است، اطلاعات پایه مربوط به طرح آمارگیری سال ۱۳۹۷ است. علت انتخاب این سال در بررسی انجام شده حداکثر بودن خانوارهای یارانه بگیر(به عنوان درآمد غیر کاری) نسبت به سال‌های بعدی است. در سنوات بعدی به تدریج با توجه به کاهش دریافت کنندگان یارانه، کاهش معنادار حجم نمونه، مانع برآورد بوده است. جهت دستیابی به اهداف پژوهش و بررسی و تطابق رویکرد جمعی(CM) با داده‌های ملی، رعایت سه شرط: تاهل، اشتغال و دارا بودن درآمدهای غیرکاری شاغلین در گردآوری آمار مورد توجه است. رعایت قید اولیهٔ **تاهل** در کلّ جامعه آماری در سال ۱۳۹۷، موجب تمرکز بر ۳۱۴۰۶ خانوار دارای زوج(سرپرست و همسر) با ترکیب ۱۵۷۶۶ خانوار شهری و ۱۵۶۴۰ خانوار روستایی گردید. رعایت پیش شرط دوم یا ضرورت اشتغال هر دو زوج نیز اطلاعات را بر تعداد ۱۴۱۰ زن و مردِ شاغل و متاهل (۱۴۱۰ مرد و ۱۴۱۰ زن) محدود نمود. در نهایت با توجه به قید سوم و در نظر گرفتن خانوار دارای زوج هر دو شاغل و دارای درآمد غیر کاری، به همراه حذف داده های پرت، به استخراج اطلاعات ۸۰۰ زن و مرد شاغل و متاهل در ۴۵۳

خانوار شهری و ۳۴۷ خانوار روستایی منجر شد. متغیرهای مورد استفاده در پژوهش در سه سرفصل کلّی، متغیرهای فردی و خانوادگی، متغیر های توزیعی و متغیرهای درآمدی و عرضهٔ **ساعت کار زوجین قابل تقسیم‌بندی است.**

میانگین سنی زوجین به ترتیب برای مردان و زنان ۴۳/۲ و ۳۹/۵ سال است. در خانوارهای مطالعه شده، ۳۵ درصد از شوهران و ۴۶ درصد از زنان تحصیلات دیپلم و بالاتر داشته و۶۳ درصد از خانوارها ساکن در مناطق شهری بوده‌اند. میانگین ساعت کاری زنان و مردان به ترتیب ۳۶ و ۴۵/۵ ساعت در هفته گزارش شده، که از الگوی جهانی تبعیت می نماید. درآمدهای غیر کاری زوجین (شامل دریافتی حاصل از پرداخت یارانه) به ترتیب برای زنان و شوهران برابر ۵۸۴/۷۳۹ و ۲/۳۲۰/۶۳۰ ریال در ماه و میانگین دستمزد ساعتی شوهران و همسرانشان در نمونه بررسی شده به ترتیب برابر ۸۸/۶۵۳ و ۷۴/۸۰۶ ریال است. با توجه به ادبیات نظری جهت آزمون الگوی جمعی (CM) عرضه کار خانوار، حداقل دو عامل توزیع درآمد درون خانواری در توابع برآوردی مورد نیاز است. لذا در این تحقیق دو متغیر تفاوت تحصیلات زوجین (بالاتر بودن تحصیلات شوهر نسبت به زن) و سهم درآمد شوهر از کل درآمد خانوار،به عنوان متغیرهای توزیعی الگو انتخاب شده‌اند. متغیر تفاوت تحصیلات زوجین به صورت متغیری مستقل وگسسته (تحصیلات مرد منهای زن) و در شش زیرگروه در نظر گرفته شده- بدون اختلاف مدرک تحصیلی، یک واحد اختلاف مدرک تحصیلی، دو واحد اختلاف مدرک تحصیلی، سه واحد اختلاف مدرک تحصیلی، چهارواحد اختلاف مدرک تحصیلی، پنج واحد اختلاف مدرک تحصیلی- و در نمونهٔ مطالعه شده، زنان نسبت به شوهران تحصیلکرده‌ترند. در ۵۹ درصد از خانوارهای نمونه، سطح تحصیلات زن و شوهر یکسان است. در ۱۹ درصد از خانوارها تحصیلات زن یک گروه تحصیلی از شوهر بالاتر، در ۱۵ درصد از خانوارها تحصیلات شوهر یک گروه تحصیلی از تحصیلات همسر بالاتر، در ۶ درصد از خانوارها تحصیلات زن دو گروه تحصیلی بالاتر از شوهر و در ۱ درصد از خانوارها تحصیلات شوهر دو گروه تحصیلی بالاتر از همسر گزارش می‌شود. در خصوص نسبت درآمد شوهر از کل درآمد زوجین به عنوان یکی دیگر از متغیر های توزیعی ملاحظه شده، داده‌ها نشان می‌دهد در ۸۰٪ از خانوارهای نمونه سهم درآمد شوهران از کلّ درآمد زوجین (شامل درآمد کاری و متفرقه) بیشتر و در ۱۹٪ خانوارها سهم درآمد زن از کلّ درآمد زوجین نسبت به شوهر بیشتر و در سایر خانوارها (۱٪) سهم زن و شوهر از کلّ درآمد زوجین برابر است.

با توجه به ملاحظات سنجی در بسیاری از تحقیقات تجربی امکان مشاهدهٔ داده‌های پیوسته از متغیرهای وابسته و مستقل برای کلّ جامعهٔ مورد مطالعه وجود ندارند. درمواردی نیز امکان مشاهدهٔ داده های پیوسته تنها برای زیر مجموعه ای از جامعه پدید

می‌آید. تکنیک‌های گوناگونی برای در نظر گرفتن این نوع محدودیت و کاستی در داده‌ها، در هنگام برآورد ضرایب معادلات رگرسیونی که در آن متغیر وابسته از نوع محدود شده می‌باشد، ارائه شده است. زمانی که لازم است معادلهٔ دستمزد پیشنهادی برای افراد در سنین کار در نظر گرفته شود این معادله باید مُعّرف تمامی افراد در سنین کار بوده و صرفا مؤُید دستمزد پیشنهادی افراد شاغل در زمان جمع آوری داده‌های آماری نباشد. اما از آنجا که در زمان گردآوری داده‌ها تنها دستمزد پیشنهادی افراد شاغل قابل رؤیّت است، بطور جّدی مشکل انتخاب نمونه مطرح می شود، چرا که اطلاعات کلیدی یک متغیر(دستمزد پیشنهادی)تنها برای زیر مجموعه‌ای از جمعیت قابل مشاهده است و دستمزد پیشنهادی افرادی که به جهت پایین‌تر بودن دستمزد پیشنهادی به آنان از دستمزد آستانه، مایل به مشارکت در بازار کار نشده‌اند امکان مشاهده ندارد. به همین جهت به دلیل بالا بودن نرخ مشارکت اقتصادی مردان، بویژه مردان متاهل، مسئلهٔ تورش نمونهٔ متغیر دستمزد ناشی از قطع تصادفی داده ها برای این گروه قابل اغماض است، به این معنا که تقریبا دستمزد مشاهده شده نماینده کل دستمزد پیشنهادی و دستمزد آستانه‌ای برای مردان محسوب می‌گردد، اما به دلیل اینکه جمع نسبتا وسیعی از زنان متاهل غیرشاغلند، مشکلات در الگوسازی پیچیده و دشوارتر می‌گردد (Blundell, Chiappori, & Meghir, 2005). لذا به جهت حجم اندک زنان مشارکت کننده در بازار کار و رعایت مسائل سنجی، مسئله تورش نمونه آماری[۱۴] ناشی از نمونه‌های سانسور شده [۱۵]و قطع شده در برآورد رفع شده و متغیر معکوس میلز[۱۶] به عنوان متغیر جانبی الگو، محاسبه و در برآورد ساعت کار زنان لحاظ شده است.

۲-۴- برآورد توابع عرضه ساعات کار

با اســـتناد به مبانی نظری الگوی جمعی(CM)، شـــکل تبعی و کاربردیِ معادلات عرضـــهٔ ساعات کار زن و شوهر در خانوار، در توابعی فاقد محدودیت و با در نظر گرفتن دو عامل توزیعِ تفاوت تحصیلات و سهم هریک از زوجین از کلّ درآمد زن و شوهر تخمین زده شد. مبتنی بر پژوهش انجام شـــده توســـط چیاپوری و همکاران (۲۰۰۲) و مطالعه اخیر مولینا و همکاران(۲۰۲۳)، فرم پارامتری نیمه لگاریتمی معمول معادلات عرضـه نیروی کار زن و مرد

[14] Sample Selection Bias
[15] Censored
[16] Inverse mill's ratio

در خانوار به شکل زیر استخراج شده است (Chiappori, Fortin & Lacroix,2002; Molina, Velilla & Ibarra,2023):

$$logh^1 = f_0 + f_1 logw_1 + f_2 logw_2 + logw_1 logw_2 + f_4 logy + f_5 s_1 + f_6 s_2 + f_7' z + \varepsilon_1 \quad (۹)$$

$$logh^2 = m_0 + m_1 logw_1 + m_2 logw_2 + logw_1 logw_2 + m_4 logy + m_5 s_1 + m_6 s_2 + m_7' z + \varepsilon_2 \quad (۱۰)$$

که در آن ، h^1 و h^2 به ترتیب ساعات کار بازاری ماهانهٔ زن و شوهر، f_i و m_iاسکالر بوده و f_8' و m_8' بردارهای K پارامتری شامل مشخصات فردی متاهلین از جمله سن، درجه تحصیلات، منطقه سکونت و تعداد فرزندان در خانوار است. w_1 وw_2 به ترتیب دستمزد ساعتی زنان و مردان، y_1 وy_2 به ترتیب درآمد غیر کاری زنان و مردان، s_1 متغیر توزیعی معرّف تفاوت تحصیلات زن و شوهر و s_2 متغیر توزیعی معرّف سهم شوهر از کل درآمد زوجین است. الگوی نیمه لگاریتمی پیشنهادی امکان بررسی شیب مثبت و همچنین بررسی خمیدگی رو به عقب[17] ناشی از تعیین علامت $\partial h_i / \partial w_i$ را فراهم کرده و از سوی دیگر شکل لگاریتمی درآمدهای غیر کاری زوجین، تخمین کشش‌های درآمدی را قابل احتساب می‌نماید.

جدول ۱. برآورد لگاریتم ساعت کار بازاری ماهانهٔ متاهلین به روش گشتاورهای تعمیم یافته (GMM)
مأخذ: نتایج پژوهش

Table 1. Estimating the logarithm of the monthly working hours of married people by the method of generalized moments
Source: Research results

متغیر توضیحی	زن	مرد
سن (Age)	***- ۰/۰۰۹۹ (۰/۰۰۲۵)	***- ۰/۰۰۵۰ (۰/۰۰۱۷)
دارا بودن تحصیلات دیپلم و بالاتر (GR3)	***-۰/۱۲۶۸ (۰/۰۴۸۷)	***۰/۱۶۰۵ (۰/۰۳۹۳)
منطقه سکونت (RU)	***-۰/۲۶۹۴ (۰/۰۶۶۷)	***-۰/۱۹۰۵ (۰/۰۲۷۸)
تعداد فرزندان (Total child)	-۰٫۰۰۵۵ (۰٫۰۱۳۴)	۰/۰۲۳۴ (۰/۰۱۳۱)

[17] Upward sloping

لگاریتم دستمزد ساعتی زن log(E _ women)	*-۱/۴۵۲۰ (۰/۷۴۲۰)	***۰/۳۷۹۲ (۰/۲۶۳۷)
لگاریتم دستمزد ساعتی مرد log(E _ men)	-۰/۴۱۷۱ (۰/۷۹۹۲)	***۰/۷۹۷۹ (۰/۲۶۲۹)
حاصل ضرب دستمزد ساعتی مرد و زن log(Log(E _ women)* log(E _ men	۰/۰۷۳۸ (۰/۰۶۹۳)	***-۰/۲۱۴۱ (۰/۰۴۲۹)
درآمد غیر کاری ماهانه خانوار Non_labor income	***-۰/۰۰۰۱ (۰/۰۰۰۳)	***-۰/۰۰۰۰ (۰/۰۰۰۶)
تفاوت تحصیلات مرد و زن(به نفع شوهر) (Diff_Education)	۰/۰۱۲۳ (۰/۰۲۷۰)	**-۰/۰۴۰۱ (۰/۰۱۷۴)
سهم مرد ازکل درآمد خانوار (Share_Income)	***-۲/۷۷۷۱ (۰/۲۶۳۴)	***۰/۹۶۰۷ (۰/۱۲۲۷)
معکوس نسبت میلز (Inverse Mill's ratio)	***-۰/۲۳۸۵ (۰/۰۸۱۱)	-------
R-squared	۰/۵۲	۰/۴۶
Durbin-Watson	۱/۹۵	۱/۹۲
J-statistic	۴/۴۹	۲/۱۳
Prob(J-statistic)	۰/۸۱	۰/۱۳

- ارقام داخل پرانتز معرف انحراف معیار است. ۰/۱ > p *، ۰/۰۵> p ** و ۰/۰۱> p ***.
- دستمزد ساعتی و درآمد غیر کاری (متفرقه) در جدول فوق بر حسب ریال است.

در خصوص روش برآورد و جهت رفع درونزایی متغیر دستمزد، به جهت وجود خطای در اندازه گیری[18]، از آزمون دوربین- هاسمن[19] استفاده شده است. آماره آزمون دارای توزیع χ^2 با درجهٔ آزادی برابر با تعداد متغیرهای آزمایش شده جهت درونزایی است. احتمال آمارهٔ j، به ترتیب برای مردان برابر ۰/۰۱ و برای زنان برابر ۰/۰۴ گزارش شده که نظر به اثبات درونزایی در الگو، استفاده از روش متغیرهای ابزاری کارا خواهد بود. جهت انتخاب روش ابزاری مناسب - از آمارهٔ **آزمون بروش پاگان**[20] استفاده شده است. بر این اساس ابتدا الگوی عرضهٔ **ساعات کار زوجین مبتنی بر فرض وجود همسانی واریانس تخمین زده شده و فرضیهٔ**

[18] Error in measurement
[19] Durbin-Wu Hausman
[20] Breusch-Pagan-Godfrey test

صفر مبنی بر وجود همسانی واریانس رد و لذا مزّیت استفاده از روش گشتاورهای تعمیم یافته GMM در مقایسه با سایر روش های ابزاری نظیر IV و 2SLS با وجود ناهمسانی واریانس به اثبات رسید. این تخمین زننده نیازی به اطلاع دقیقی از توزیع جملات خطا ندارد و برخلاف روش OLS در روش GMM به اطلاعات کامل توزیع داده¬ها نیازی نیست و به عبارتی دیگر مستلزم هیچگونه دانشی از شرایط اولیه یا اخلال نیست و می تواند برای شرط ناهمسانی واریانس و نیز خودهمبستگی ناشناخته برآورد قدرتمندی محسوب گردد. در روش GMM اگر الگو بیش از حد قابل شناسایی باشد، می توان از آزمون های مرتبط جهت اعتبار ابزارها استفاده نمود[۲۱].

در روش GMM برای اینکه یک متغیر، ابزار مناسبی محسوب گردد باید دو شرط اصلی برقرار باشد. اول اینکه متغیر ابزاری باید به شدت با متغیر درونزای مربوطه در ارتباط باشد و دوم باید نسبت به جملهٔ خطا در معادله، متعامد باشد(Wooldridge,2010). جهت بررسی متغیر ابزاری مرتبط با متغیر درونزای الگو، از آزمون سارگان معرفی شده توسط آرلاند و باند (۱۹۹۱) استفاده شده است (Arellano& Bond,1999). میزان احتمال آزمون سارگان در هر دو برآورد عرضه ساعات کار زنان و مردان بالاتر از ۰٫۰۵ بوده و نشانگر مناسب بود ابزارهای بکار رفته در هر دو الگو است. آزمون متعامد بودن[۲۲] که تحت عناوین دیگری از جمله تفاوت فاصله[۲۳] و هایاشی (۲۰۰۰) نیز نامیده می شود ،اغلب با نام آزمون C[۲۴] شناخته می‌شود(Hayashi,2000). فرضیه تهی این آزمون برابر است با اینکه متغیرهای مورد نظر ابزارهای مناسبی هستند. در این برآورد کلیه متغیرهای ابزاری مورد ارزیابی آزمون C قرار گرفته‌اند و اعتبار ابزارها از جهت متعامد بودن تایید شد. اگرچه روش تخمینی گشتاورهای تعمیم یافته(GMM) اصولا برای رفع مشکل ناهمسانی واریانس موجود در الگو توصیه می‌شود، لیک جهت قضاوت مناسب بودن تخمین الگوی رگرسیونی، واریانس ناهمسانی جملات پسماند پس از برازش الگو بر اساس آزمون بروش-پاگان-گادفری بررسی شد. نتایج نشان می‌دهد که در سطح ۹۵ درصد احتمال، جملات پسماند و متغیرهای توضیحی الگوهای برازش شده دارای ناهمسانی واریانس نمی‌باشند. در الگوهای رگرسیونی برازش شده حاضر، آمارهٔ دوربین واتسون در

[21] Testing validity of instruments
[22] Instrument orthogonality test
[23] Distance difference
[24] C test

دامنه مناسب تغییرات بهینه خود قرار داشته و دلیلی بر عدم وجود همبستگی جملات پسماند در الگو است. لیک جهت قضاوت صریح‌تر در بررسی وجود همبستگی و یا استقلال جملات پسماند از متغیرهای توضیحی در الگو، از آزمون بروش-گادفری استفاده شده است. نتایج این آزمون بر اساس آمارهٔ f در الگوی مردان و زنان به ترتیب برابر ۰/۳۹ و۰/۸۳ و میزان احتمال گزارش شده برابر ۰/۵۵ و ۰/۴۳ است که نشان می‌دهد فرضیه صفر مبتنی بر وجود همبستگی سریالی در هر دو الگوی برازش شده رد می‌شود.

۳-۴- بررسی نتایج برآورد

در تحلیل نتایج تخمین، در ابتدا متغیرهای مبتنی بر ویژگیهای فردی مورد تحلیل قرار گرفته است. در نمونهٔ بررسی شده با توجه به میانگین سنّی مردان و زنان در نمونه(۵۴-۲۵ سال)، رابطه سن با ساعات کار منفی و معنادار است. همچنین سکونت متاهلینِ شاغل در مناطق روستایی دارای اثر منفی و معنادار بر ساعات کار بازاری ماهانه است.

آموزش از طریق آموزش‌های رسمی و یا آموزش ضمن خدمت باعث بالا بردن توانایی تخصیصی، توانایی ابداع و نوآوری، توانایی انعطاف‌پذیری و مسئولیت‌پذیری در برابر قوانین میشود و درنهایت منجر به ارتقاء کیفیت نیروی کار، توانمندیهای نیروی کار و افزایش بهره‌وری در تولید می‌شود(khodaverdi Samani, Alizadeh & Fotros, hasan, 2024). دارا بودن سطح تحصیلات دیپلم و بالاتر با ساعات کار ماهانه مردان متاهل، رابطه‌ای مثبت و معنادار و بالعکس با ساعات کار بازاریِ زنان متاهل رابطه ای منفی و معنادار را نشان می‌دهد. این امر می‌تواند به دلیل اولویت نقش‌های خانوادگی توسط زنان و یا امکان دسترسی بیشتر زنان دارای تحصیلات دیپلم و بالاتر به مشاغل پاره وقت و نیمه وقت نتیجه شود. رابطهٔ تعداد فرزندان و ساعات کار بازاری ماهانهٔ زنان و مردان متاهل در نمونه مطالعه شده غیر معنادار است. در نمونه تحقیق، خانوارهای دارای دو فرزند بالاترین فراوانی را در بین زوجین داشته و تنها ۲۳ درصد از ۱۲۵۳ فرزند موجود در خانوارهای نمونه، در گروه سنی صفر تا پنج سال(سن زیر پیش دبستان) قرار دارند، لذا انتظار عدم تاثیر تعداد فرزندان بر ساعات کاربازاری زنان و مردان شاغل دور از انتظار نیست.

نتایج در خصوص کشش‌های دستمزدی در برآورد تابع عرضه ساعات کار مردان متاهل نشان می‌دهد، کشش دستمزد مردانِ شاغل مثبت و معنادار و غلبه اثر جانشینی بر درآمدی در آن مشهود است و لذا شکل تابع عرضه ساعات کار مردان، استاندارد گزارش می‌شود. به این معنا که با افزایش دستمزد، مردان ساعات کار را جایگزین اوقات فراغت

می‌کنند. بالعکس نتایج در خصوص کشش‌های دستمزدی در برآورد تابع عرضه ساعات کار زنان متاهل نشان می‌دهد، کشش دستمزد زنان شاغل منفی و معنادار و غلبه اثر درآمدی بر جانشینی مشهود است. اگرچه در ارزیابی متخصصین بازار کار عکس العمل عرضۀ ساعات کار به تغییرات دستمزد بسیار با اهمیت است، با این وجود تفاوت در برآورد میزان کشش های محاسباتی وسیع است (Evers, De mooij & Van Vuuren, 2008) و تقریبا بین اقتصاددانان اجماعی در خصوص میزان کشش پذیری ساعات کار به عنوان محور تجزیه و تحلیل سیاست های بازار کار وجود ندارد(Bargain, Orsini & Peichl, 2014). نکته جالب توجه در این عدم اجماع اینکه، زنان متاهل اصلی ترین گروه در تفاوت نتایج تخمین کشش دستمزد خودی عرضۀ ساعات کار می باشند. ناهمگونی در برآورد کشش دستمزد در توابع عرضۀ ساعات کار زنان می تواند ناشی از ناهمگونی ترجیحات کار زنان در کشورها به شمار رود. اگر دستمزدها افزایش یابد و فراغت برای فرد کالایی نرمال محسوب شود، فرد فراغت بیشتر را جایگزین کار و فعالیت می نماید و میزان عرضه ساعات کار خود را کاهش می دهد(غلبه اثر درآمدی بر جانشینی)، در حالیکه اگر فراغت کالایی پست محسوب شود، فرد با توجه به ترجیحات خود وخصوصیات فردی – خانوادگی، میزان فعالیت و عرضه ساعات کار بیشتر را جایگزین فراغت نموده(غلبه اثر درآمدی بر جانشینی)و ساعات عرضۀ کار خود را در بازار افزایش می‌دهد. بطور معمول زنان متاهل با جایگزینی سه تقسیم زمانی: اوقات فراغت، تولیدات خانگی و کار بازاری در خصوص واکنش ساعات کار بازاری به تغییرات دستمزد تصمیم گیری می نمایند و مردان فقط با جایگزینی دو تقسیم زمانی اوقات فراغت و کار بازاری به تغییرات دستمزدی پاسخ می دهند. این اصل سبب شده تا در اکثر مطالعات تجربی بخصوص در کشورهای توسعه یافته توابع عرضۀ ساعات کار زنان پر کشش تر گزارش شوند. از سویی دیگر در حالیکه در مطالعات تجربی انجام شده غلبۀ اثر جانشینی بر اثر درآمدی در خصوص زنان متاهل در کشورهای توسعه یافته حاکم است، مطالعات تجربی در این زمینه در کشورهای در حال توسعه نشاندهنده غلبه اثر درآمدی ناشی از افزایش دستمزدها و کاهش ساعات کار بازاری زنان متاهل است(Dasgupta؛& Goldar, 2006). رابطه دستمزد متقاطع(اثردستمزد ساعتی زن و یا شوهر بر ساعات کار بازاری همسر) بر ساعات کار مردان مثبت و معنادار و بر ساعات کار زنان منفی وغیر معنادار گزارش می‌شود. واکنش افزایش ساعات کاری مردان متاهل در اثر افزایش دستمزد همسر(با توجه به دارا بودن درآمدهای غیر کاری همسران)، می¬تواند ناشی از رقابت زوجین و عوامل تاثیرگذار در قدرت چانه زنی آنان و در نتیجه جایگزینی اوقات فراغت با ساعات کار بیشتر بازاری توسط مردان متاهل تفسیر شود. در برآوردهای انجام شده، رابطه درآمدهای غیر

کاری خانوار و ساعات کار بازاری زنان و مردان متاهل منفی و معنادار گزارش می‌شود و کشش مربوطه مطابق با اکثر مطالعات انجام شده در زمینه احتساب کشش درآمد غیر کاری در برآورد الگوی عرضهٔ ساعات کار زوجین، کوچک گزارش شده است(Jacob & Ludwig,2012) .

معناداری ضریب متغیر معکوس نسبت میلز در برآورد عرضه ساعات کار زنان متاهل نشان می دهد که مشارکت و عدم مشارکت زنان در بازار کار پدیده ای تصادفی نبوده و در صورت عدم توجه به امکان تورش انتخاب نمونه و وارد نکردن این متغیر در الگوی عرضه ساعات کار زنان متاهل، برآورد عرضه ساعات کار این گروه تورش دار می گردد. اما از آنجا که در این تحقیق این جزء به متغیرهای توضیحی الگو اضافه شده است، تورش انتخاب تصحیح گردیده و معناداری ضریب این متغیر دلیل وجود و ضرورت رفع تورش نمونه در برآوردالگوی ساعات کار بازاری زنان متاهل در نمونهٔ بررسی شده است. در پژوهش حاضر از دو متغیر معرّف عامل توزیع درآمد درون خانواری و موثر بر عرضه کار بازاری زن و شوهر شامل: تفاوت تحصیلات زوجین(به نفع شوهر) و سهم درآمد شوهر از کلّ درآمد زوجین، جهت آزمون الگوی جمعی (CM)استفاده شده است. مبتنی برادبیات نظری مفروض، پیش‌بینی می‌شود با وجود تفاوت و بالاتر بودن سطح تحصیلات شوهر در خانوار و همچنین بالاتربودن سهم شوهراز کلّ درآمد زوجین، شاهد انتقال درآمد به سمت وی و در نتیجه کاهش ساعات کار بازاری شوهر و افزایش ساعات کار همسر باشیم. این به معنای توزیع منابع مالی به نفع شوهر و در عین حال توان جایگزینی اوقات فراغت بیشتر در عوض ساعات کار بازاری توسط او است. شایان ذکر است که متغیر معرّف عامل توزیع یک وجهی نبوده و بر اساس مبانی نظری می¬باید تاثیر این عامل بر عرضهٔ ساعات کار هر دو زوج معنادار باشد. لذا به دلیل اثرات درآمدی استاندارد و در نظر گرفتن اوقات فراغت به عنوان کالایی نرمال، انتظار ¬رود تاثیر تفاوت تحصیلات زوجین (به نفع شوهر)، دارای تاثیر متضادی بر عرضهٔ ساعات کار بازاری زن و شوهر باشد. نتایج نشان می‌دهد رابطهٔ متغیر تفاوت سطح تحصیلات زوجین (به نفع شوهر) با ساعات کار بازاری مردان متاهل منفی و معنادار بوده، ولی با ساعات کاری همسرانشان رابطه‌ای معنادار را نشان نمی‌دهد. همچنین بررسی متغیر معرّف عامل توزیع ثانویه یعنی سهم درآمد شوهر از کلّ درآمد زوجین با ساعات کار بازاری شوهران مثبت و معنادار و بالعکس با ساعات کار بازاری همسران منفی و معنادار گزارش می‌شود. نتایج ذکر شده برخلاف پیش‌بینی الگوی جمعی(CM) در زمینه توزیع منابع به نفع شوهر در صورت بالاتر بودن سهم درآمدی وی از

کلّ درآمدهای زوجین اســـت. لذا نتایج آزمون عدم همخوانی الگوی جمعی(CM) در تبیین عرضه ساعات کار بازاری متاهلین شاغل را در نمونه آماری حاضر نشان می‌دهد.

۵- نتیجه‌گیری و پیشنهادها

نتایج این مطالعه نشان می¬دهد که ساعات کار زنان متاهل نسبت به تغییرات دستمزدی پر کشش و دارای ارتباط منفی با ساعات کار بازاری است. به دیگر معنا با افزایش دستمزدِ زنان در گروه مطالعه شده، اثر درآمدی ناشی از افزایش دستمزد بر اثر جانشینی غلبه یافته و اوقات کار بازاری با زمان صرف شده در کار خانگی و اوقات فراغت جایگزین می¬گردد. لذا اگرچه به نظر می¬رسد که افزایش دستمزدها به تنهایی می¬تواند محرّکی برای مشارکت و حضور بیشتر زنان در کار بازاری باشد، لیکن نتایج نشان می-دهد زنان متاهل در پی توازن مسئولیت¬های زندگی و کار، زمان کار بازاری خود را به نفع نقش¬های خانوادگی کاهش می¬دهند. پیگیری اشتغال دوستدار خانواده[۲۵]، گسترش کار منعطف و رونق مشاغل پاره وقت و سیاستهای موثر دورکاری می‌تواند از کاهش مشارکت و ساعات کار زنان متاهل و مادرانِ شاغل جلوگیری نماید.

با افزایش تورم خانوارهای فقیر نسبت به ثروتمندان آسیب پذیرتر می شوند و خانوار فقیر با توجه به دســـتمزد خود نمی تواند افزایش هزینه زندگی خود را جبران کند(Ganjoei, Akbari Fard ,Jalaei Esfandabadi& Mashinchi,2024). لذا با توجه به افزایش هزینه های خانوار و کشـش مثبت دسـتمزد بر سـاعات کار بازاری مردان متاهل در نمونه حاضـر، افزایش سـطح فعلی دسـتمزدها با توجه به هزینه‌های خانوار اثرات کاهشـی بر سـاعات کار بازاری مردان متاهل ندارد. بعلاوه میانگین سـاعات کار بازاری مردان متاهل در نمونه مطالعه شـده در این تحقیق برابر ۴۵.۵ سـاعات در هفته و بر اسـاس اسـتانداردهای جهانی نزدیک به سـاعات کار طولانی(بیش از ۴۸ سـاعت در هفته)اسـت. از سـویی دیگر مردان و زنان متاهل شهری ساعات کاری طولانی‌تری نسبت به ساکنین روستایی در نمونه مطالعه شده دارند. لذا سیاست¬های موثر جهت دسترسی خانوار به درآمد¬های ناشی از بازارهای سـرمایه، پیشـنهاد اصـلاح نظام مالیات بر دسـتمزد و تعیین نرخ مالیات موثر می تواند ضـمن تامین منابع درآمدی دولت، از اثرمنفی وضـع مالیاتِ دسـتمزد بر سـاعات کار مردان متاهل در خانوار جلوگیری نماید.

[25]Family friendly working

با توجه به اثر منفی درآمدهای غیر کاری بر ساعات کار متاهلینِ شاغل، می‌توان پیش‌بینی نمود در صورتیکه خانوار امکان دستیابی به درآمدهای غیر کاری را دارا باشد، کاهش ساعات کاری متاهلین در بازار کار(در سطح دستمزدهای فعلی و ثبات سایر شرایط) دور از انتظار نیست. این نتیجه علاوه بر ارتقاء فرهنگ کار، توجه به اثر پرداختهای انتقالی به خانوار(هرگونه یارانه مستقیم و غیر مستقیم) و اثر دریافت هرگونه مالیات از خانوار (مالیات بردرآمد غیر کاری) در سیاستگذاری بازار کار را طلب می‌کند.

بررسی دو عامل توزیعِ: تفاوت تحصیلات زوجین(به نفع شوهر) و سهم درآمد شوهر از کلّی درآمد زوجین به عنوان متغیرهای منتخب توزیع درون خانواری درآمد بر اساس الگوی جمعی(CM) امکان تبیین رفتار کار بازاری متاهلینِ شاغل را در نمونه حاضر مبتنی بر ادبیات نظری این الگو دارا نیست. یافته‌های این پژوهش نشان می‌دهد که ساعات کارِ متاهلین شاغل با افزایش سن، بطور معناداری کاهش می‌یابد. بر اساس گزارش صندوق بازنشستگی کشوردر سال ۱۴۰۰، میانگین سن بازنشستگی ۵۱٫۸۱ سال و مدت پرداخت حقوق ۲۸ سال اعلام شده است. اگر بطور طبیعی با افزایش امید به زندگی فاصله سنّ بازنشستگی تا پایان عمر افزایش یابد، فاصله بازنشستگی تا پایان عمر به حدود ۲۴ سال می¬رسد. این امر به معنای آن است که برنامه ریزی ناظر برافزایش تعهدات صندوق¬های بازنشستگی در آینده، باید مورد نظر سیاستگذاران بازار کار قرار گیرد. از سویی دیگر گزارش وزارت کار، تعاون و رفاه اجتماعی در سال ۱۳۹۷ در ارتباط با وضعیت اشتغال و افزایش سن نشان می دهد که بیش از یک میلیون سالمند در اقتصاد فعّال هستند و این نشانگر عدم تامین کافی مستمری بگیران از جانب صندوق¬های بازنشستگی و شکاف قابل توجه هزینه¬های زندگی و دریافتی بازنشستگان است. با افزایش سالمندی در ایران این امر به معنای بحران جدّی پیش‌روی صندوقهای بازنشستگی در سالهای آینده و نیز خروج زود هنگام شاغلینِ بازار کار و لزوم تمهیدات سیاستهای بازار کارجهت جلوگیری از این بحران محسوب می‌شود.

اگرچه در سالهای اخیر مطالعات جهانی در خصوص نقد و ارزیابی الگوی واحد (UM) با هدف سیاستگذاری رفاه در خانوار و ارزیابی برنامه های اجرایی نظیر پرداختهای انتقالی و اخذ مالیات از خانوار به عمل آمده است، نتایج تحقیق حاضر بر اساس نمونهٔ مطالعه شده نشان می دهد که همچنان این الگو می تواند مرجعی قابل اعتنا در حوزهٔ تبیین رفتار عرضه کار زوجین در خانوار به شمار رود . بافت فرهنگی و اقتصادی حاکم بر خانوار ایرانی، اگرچه معرف تحولاتی در زمینهٔ تغییرات نقش ها و به اصطلاح مدرن شدن تحولات در این

نهاد اســت، اما همچنان بر اســاس وجود تابع ترجیحات مشــترک در خانوار قابل تفســیر است. این امر گویای این مهم است که سیاستهای بازار کار و نیز هرگونه برنامه ریزی جهت پرداخت یارانه به خانوار و یا دریافت مالیات از این واحد، می تواند بر اســاس شــناســایی خانوار هدف تا افراد هدف در خانواروضع و اجرا گردد.

Acknowledgments: Acknowledgments may be made to individuals or institutions that have made an important contribution.
Conflict of Interest: The author declare no conflict of interest.
Funding: The author received no financial support for the research, authorship, and publication of this article.

Reference

Apps, P. F., & Rees, R. (1988). Taxation and the Household. *Journal of Public Economics, 35(3)*, 355-369.

Ashraf Ganjavii, Reza. Hossein, Akbari Fard, Seyed Abdul Majid, Jalaei Esfandabadi & Mashaallah, Mashinchi. (2024). Estimating the Impact of Uncertainty of Macroeconomic and Foreign Trade Variables on Income Distribution among Income Deciles *Quarterly Journal of Quantitative Economics(JQE)*, 21(2), 75-125. [in Persian]

Attanasio, O. & Lechene. V. (2014). Efficient responses to targeted cash transfers. *Journal of Political Economy ,122(1)*, 178 – 222.

Bargain, O., Orsini, K.& Peichl, A.(2014). Comparing labor supply elasticities in Europe and the US: new results. *Human Resources, 49(3)*,723–838.

Bautista Lacambra, S. (2020). *Household labor supply: Collective results for certain developed countries*, MPRA Paper 101514, University Library of Munich, Germany.

Blau, D. M., & Goodstein, R. M. (2016). Commitment in the household: Evidence from the effect of inheritances on the labor supply of older married couples. *Labour Economics, 42*, 123-137.

Bloemen, H. G. (2010). An empirical model of collective household labour supply with non-participation. *The economic journal, 120(543)*, 183-214.

Blundell R., Chiappori P.-A., & Meghir C. (2005). Collective Labor Supply with Children. *Journal of Political Economy, 113(6)*, 1277-1406.

Bourgignon, F., Browning, M., & Chiappori, P.-A. (1995). *The Collective Approach to Household Behavior*: University of Oxford. Queen Elizabeth House.

Browning, M., Chiappori, P.-A., & Lewbel, A. (2013). Estimating consumption economies of scale, adult equivalence scales, and household bargaining power. *Review of Economic Studies, 80(4),* 1267–1303.

Chiappori, P.-A , Meghir, C & Okuyama, Y (2024). *Intrahousehold Welfare: Theory and Application to Japanese Data*. NBER Working Paper No. w32645.

Chiappori, P.-A. (1992). Collective labor supply and welfare. *Journal of political economy, 100(3)*, 437-467.

Chiappori, P.-A., & Ekeland, I. (2006). The micro economics of group behavior: General characterization. *Journal of Economic Theory, 130(1),* 1-26.

Chiappori, P.-A., & Mazzocco, M. (2017). Static and intertemporal household decisions. *Journal of economic literature, 55(3)*, 985-1045.

Chiappori, P.-A., & Meghir, C. (2021). *Household Labor Economics*. Edward Elgar Publishing.

Chiappori, P.-A., & Weiss, Y. (2007). Divorce, remarriage and child support. *Journal of Labor Economics, 25(1)*, 37–74.

Chiappori, P.-A., Fortin, B., & Lacroix, G. (2002). Marriage market, divorce legislation, and household labor supply. *Journal of political economy, 110(1)*, 37-72.

Chiappori, P.-A., Molina, J. A., Giménez-Nadal, J. I., & Velilla, J. (2019). *Intertemporal labor supply and intra-household commitment*. IZA discussion paper series.: 12353.

Chiappori, P.-A., Salanié, B., & Weiss, Y. (2017). Partner choice, investment in children, and the marital college premium. *American economic review, 107(8)*, 2109-2167.

Choo, E., Seitz, S., & Siow, A. (2008). *The Collective Marriage Matching Model: Identification, Estimation and Testing*. Univercity. of Toronto Working Paper, 340, 1-65.

Dasgupta, P.& Goldar, B. (2006). "Female labor supply in rural India: An econometric analysis". *Indian Journal of Labor Economics, 49 (2),* 293–310.

Donni, O., & Chiappori, P.-A. (2011). Non unitary models of household behavior: a survey of the literature. *Household economic behaviors, 1-40.*

Donni, O., & Molina, J. A. (2018). Household collective models: Three decades of theoretical contributions and empirical evidence. *IZA Discussion Papers: 11915.*

Evers; M., De mooij R.& Van Vuuren, D. (2008). The wage elasticity of labour supply: a synthesis of empirical estimates. *Economist,156,*25–43.

Galichon, A., & Salanié, B. (2022). Cupid's invisible hand: Social surplus and identification in matching models. *The Review of economic studies, 89(5)*, 2600-2629.

Giovanis, E., & Ozdamar, O. (2019). A collective household labour supply model with disability: Evidence from Iraq. *Journal of Family and Economic Issues, 40(2)*, 209-225.

Goussé, M., Jacquemet, N., & Robin, J.-M. (2017). Household labour supply and the marriage market in the UK, 1991-2008. *Labour Economics, 46*, 131-149.

Hendy, R., & Sofer, C. (2010). A Collective Model of Female Labor Supply: Do Distribution Factors Matter in the Egyptian Case? *Documents de travail du Centre d'Economie de la Sorbonne*, No. WP., 2010.35.

Jacob, B. A., & Ludwig,J. (2012). The Effects of Housing Assistance on Labor Supply: Evidence from a Voucher Lottery. *American Economic Review, 102 (1)* , 272-304.

Keshavarz, G., & Borhani, F. (2013). Gender Ratio and Intra-Household Collective Decision Process: Evidence from Iranian Household Labor Supply. *Journal of Economic Research (Tahghighat-E-Eghtesadi), 47(4)*, 155-177.

khodaverdi samani, Maryam., Alizadeh, Mohammad & Fotros, Mohammad hasan. (2024). The effect of Financial Decentralization on Efficiency of Health Services Delivery in the Provinces of Iran during 2006-2016: Using Spatial Econometrics. *Quarterly Journal of Quantitative Economics(JQE)*, 21(2), 34-74. [in persian]

Lacroix, G., & Radtchenko, N. (2011). The changing intra-household resource allocation in Russia. *Journal of Population Economics, 24*, 85-106.

Lyssiotou, P. (2017). The impact of targeting policy on spouses' demand for public goods, labor supplies and sharing rule. *Empirical Economics, 53*, 853-878.

Molina, J. A., Giménez-Nadal, J. I., & Velilla, J. (2018). Intra-household wealth and welfare inequality in the US: estimations from a collective model of labor supply. *IZA Discussion Papers:11707*.

Molina, J.A , Velilla, J & Ibarra, H.(2023).Intrahousehold Bargaining Power in Spain: An Empirical Test of the Collective Model. *Journal of Family and Economic Issues, 44(1),* 84-97.

Nash, J. F. (1950). The bargaining problem. *Econometrica, 18(2)*, 155-162.

Rapoport, B., Sofer, C., & Solaz, A. (2011). Household production in a collective model: some new results. *Journal of Population Economics, 24*, 23-45.

Rapoport, B.; Sofer, C. & Sola, A. (2011). Household production in a collective model: some new results. *Journal of Population Economics, 24(1)*, 23-45.

Wooldridge, J. M. (2010). *Econometric analysis of cross section and panel data*: MIT press.

Zafaranchi, L. s. (2020). Testing the "Unitary Model" of household labor supply. *Quarterly Journal of Quantitative Economics(JQE), 17(4)*, 61-87. doi:10.22055/jqe.2019.29237.2071 [In Persian]

Quarterly Journal of Quantitative Economics (JQE)

Faculty of Economics and Social Sciences

Shahid Chamran University of Ahvaz

Vol. 23, No. 2, Summer 2026

(Serial number 89)

On 04/05/2008 and based on the approval No. 3/2602 of the Secretariat of the National Scientific Journals Commission, Quarterly Journal of Quantitative Economics(JQE) received a Scientific-Research rank. It is also indexed in the EBSCO, Directory of Open Access Journals (DOAJ), Islamic World Science Citation Centers (ISC), Jihad Scientific Information Database (SID), National Publications Database (Magiran), Noor Specialized Database, and Google Scholar scientific website.

The Quarterly Journal of Quantitative Economics(JQE) has signed a memorandum of cooperation with the Scientific Association of Regional Development Economics of Iran for some interactions and the use of existing capacities.

Quarterly Journal of Quantitative Economics

Abbreviated Title: JQE
Research Areas: Theoretical Economics and Applied Economics
Frequency: Quarterly
Publisher: Shahid Chamran University of Ahvaz, Iran
Publishing License: No. 124/720, dated: 2004/3/17, Language: Farsi-English
Address: Shahid Chamran University of Ahvaz, Golestan Street, Ahvaz, 61357-43337 Iran
Telefax: +986133335664
E-mails: JQE [at] scu.ac.ir
Website: http://jqe.scu.ac.ir
DOI: 10.22055/JQE
Open Access: Yes
Licenced by: CC BY-NC 4.0
Policy: Peer-Reviewed, Unspecified sides
Language: Persian
Abstracts Available in: English
Submission Fee: 1000000 Rials which will be taken after the approval of the article for submission to the judgment board.
Publication Fee: 250000 Rials which will be taken for publication after accepting the article.
Print ISSN: 2008-5850
Online ISSN: 2717-4271
Indexed and Abstracted in: Islamic World Science Citation Center (ISC) www.ISC.gov.ir & www.ricest.ac.ir
Copyright © 2023 Shahid Chamran University of Ahvaz.

Quarterly Journal of Quantitative Economics(JQE) utilizes "Plagiarism Detection Software (iThenticate)" for checking the originality of submitted papers in the reviewing process.

Quarterly Journal of Quantitative Economics (JQE)

Faculty of Economics and Social Sciences

Shahid Chamran University of Ahvaz

Vol. 23, No. 2, Summer 2026

Publisher: Shahid Chamran University of Ahvaz, Iran
Director-in-Charged: Hasan Farazmand (Ph.D.)
Editor-in-Chief: Seyed Aziz Arman (Ph.D.)
Executive Director: Seyed Morteza Afghah (Ph.D.)
Administrative Assistant: Sayed Amin Mansouri (Ph.D.)
Technical and Layout Editor: Azadeh Badvi
Editor of the English article & abstracts: Amir Mashhadi (Ph.D.)

Editorial Board:

S. A. Arman	Professor, Shahid Chamran University of Ahvaz
H. Farazmand	Professor, Shahid Chamran University of Ahvaz
S. M. Afghah	Associate professor, Shahid Chamran University of Ahvaz
S. Parvin	Professor, Allame Tabatabaie University
A. Jafari Samimi	Professor, Mazandaran University
R. Chinipardaz	Professor, Shahid Chamran University of Ahvaz
M. Sameti	Professor, Isfahan University
M. Salimi Far	Professor, Ferdowsi University
A-M. Jalaee	Professor, Bahonar University of Kerman
M. Zarra Nezhad	Professor, Shahid Chamran University of Ahvaz
M.G. Yousefy	Professor, Allame Tabatabaie University
H. Kurdbacheh	Associate professor, Alzahra University
M. Sameti	Professor, Isfahan University
S. A. Mansouri	Associate Professor, Shahid Chamran University of Ahvaz
M. Khodapanah	Associate Professor, Shahid Chamran University of Ahvaz
E. Anvari	Professor, Shahid Chamran University of Ahvaz

International Board:

Mohsen Bahmani-Oskooee	Distinguished Professor, The University of Wisconsin-Milwaukee
javad Salehi-Isfahani	Professor, Virginia Polytechnic Institute and State University: Blacksburg, VA, US
Amir Kia	Professor, Utah Valley University
Gh.Nakhaeizadeh	Professor, Karlsruhe University
Mohsen Afsharian	Post-doctoral Technical University of Braunschweig Institute

Contents:

Investigating the threshold effect of inflation rate on budget deficit with Smooth Transition Regression (STR) approach.....…1
Soleiman Faizi Yingjeh, Ebrahim Ghaed, Mohammd Salmani, Mahdiyeh Rahimdel Goltapeh

Spatial impact of economic and financial risks on financial development (composite index)…….....11
Alaa Talib Matoor, Yousef Mohammadzadeh, Samad Hekmati Farid

Investigating the spatial spillover effect of institutional factors on reducing income inequality ……...……..28
Egbal mirzai, parvin Alimoradi Afshar, zana mozafari

Investigating the Direct and Indirect Effects of Road Transport Infrastructure on The Regional Growth of The Cities of Khuzestan Province ……...……...……..….37
Sayed Amin Mansouri, Seyed Morteza Afghah, Mostafa Mohammadi Dehchehshmeh, Masomeh Ebrahimi

The effect of economic inequality on fiscal policy in the political cycle, a study in the provinces of Iran …….....47
Esmaiel Abounoori, Majid Maddah , Nasibeh Keramatizadeh

The effect of government size on the inequality of income distribution in the provinces of Iran.....57
Mohsen Zobeidi, Masoud Khodapanah, Amir Hossein Montazer Hojat

The Asymmetric Impact of Economic Complexity on Ecological Footprints in Large Asian Emitters: New Evidence from Threshold and Non-Threshold Models …….....69
Somayeh Azami, Faezeh Pour Akbari, Seyed Mohamad Bagher Najafi

The Impact of Natural Resources Rent on Environmental Load Capacity Factor in the MENA Region Countries in the Framework of the Load Capacity Curve (LCC) Hypothesis…….76
Abolghasem Golkhandan

Examining the compatibility of the collective model (CM) based on the distribution factors of "educational difference" and "income share" with the market work behavior of married Iranians ……...86
Leyla Sadat Zafaranchi

Shahid Chamran University of Ahvaz

Quarterly Journal of Quantitative Economics

Journal Homepage: www.jqe.scu.ac.ir
Print ISSN: 2008-5850
Online ISSN: 2717-4271



Investigating the threshold effect of inflation rate on budget deficit with Smooth Transition Regression (STR) approach

Soleiman Faizi Yingjeh, Ebrahim Ghaed**, Mohammd Salmani***, Mahdiyeh Rahimdel Goltapeh*****

** Assistant Professor of Economics, Faculty of Economics and Management, Urmia University, Urmia, Iran.*

Email: *s.feizi@urmia.ac.ir*

*** PhD Graduate in Monetary Economics, Faculty of Economics and Administrative Sciences, Ferdowsi University of Mashhad, Mashhad, Iran (Corresponding Author).*
Email: *Ebrahimghaed@mail.um.ac.ir*

: **0000-0003-2113-8378**
Postal address*: Razavi Khorasan Province, Azadi Square, Ferdowsi University of Mashhad, Faculty of Economics and Administrative Sciences, Department of Economics. MailBox: 9177946984*

**** MS.c in Theoretical Economic, Faculty of Economics and Management, Urmia University, Urmia, Iran..*
Email: *salmani1373625@gmail.com*

***** MSc, Department of Economic Development and Planning, Faculty of Economics and Management, Urmia University, Urmia, Iran..*
Email: *rahimdelmahdiyeh@gmail.com*

ARTICLE HISTORY	JEL CLASSIFICATION	KEYWORDS
Received: 10 September 2022 revision: 27 February 2023 acceptance: 02 October 2023	***H68, E31, C23***	***Threshold Effect, Inflation Rate, Budget Deficit, Smooth Transition Regression (STR) approach***

Shahid Chamran University of Ahvaz
Quarterly Journal of Quantitative Economics
(former Economic Studies)

Further Information:
This article is a part of Mr. Mohammd Salmani master's thesis in Economics under the supervision of Dr. Soleiman Faizi Yingjeh at Urmia University.
Acknowledgments: We appreciate all the people and institutions that helped the author in conducting this research.
Conflict of Interest: The authors declare no conflict of interest.
Funding: The authors received no financial support for the research, authorship, and publication of this article.

How to Cite:
Faizi Yingjeh, Soleiman., Ghaed, Ebrahim., Salmani, Mohammd & Rahimdel Goltapeh, Mahdiyeh. (2026). Investigating the threshold effect of inflation rate on budget deficit with Smooth Transition Regression (STR) approach. *Quarterly Journal of Quantitative Economics (former Economics Studies)*, 23 (2), 1-33. [in Persian]
10.22055/jqe.2023.41856.2514

© 2026 Shahid Chamran University of Ahvaz, Ahvaz, Iran. This article is an open access article distributed under the terms and conditions of the Creative Commons Attribution-NonCommercial 4.0 International (CC BY-NC 4.0 license) (http://creativecommons.org/licenses/by-nc/4.0/)

EXTENDED ABSTRACT

INTRODUCTION

For more than half a century, extensive theoretical and empirical controversies have been formed around the relationship between the government budget deficit and inflation - as two conventional indicators of macroeconomic performance. 1- What is the effect of the inflation rate on the budget deficit in different regimes? 2- What effect does the GDP growth rate have on the budget deficit in different regimes? 3- What effect do oil revenues have on the budget deficit in different regimes? And 4- What effect does the market exchange rate have on the budget deficit in different regimes? There are questions that have not yet been answered theoretically or empirically. Empirical studies have also been conducted regarding the issue of existence or non-existence or the direction of the causal relationship between the government budget deficit and inflation, and these studies have reported contradictory results depending on the sample under investigation, assumptions and time requirements of the research. . Therefore, it seems that the best way to respond to these theoretical and empirical contradictions is to experimentally investigate the effect of inflation on the government budget deficit separately in each country. Based on this, the main goal of the current research is to investigate the threshold effect of the inflation rate on the budget deficit. - as the two major challenges of Iran's economy in the years after the victory of the revolution - in Iran's economy.

METHODOLOGY:

Nowadays, due to the fact that many countries are facing successive changes in the field of politics and economy, it is expected that the modeling of macroeconomic variables with linear models and fixed parameters is not suitable, therefore, non-linear models and time parameters have a relative advantage. In this study, in order to investigate the threshold effect of the inflation rate on Iran's budget deficit during the period of 1979-2019, the Smooth Transition Regression (STR) approach has been used. The econometric model used in this research is derived from the model used by Chiu & SUN (2016) in the form of equation (1):

$$BD_t = \phi'\omega_t + (\theta'\omega_t)G(s_t.\gamma.c.) + u_t \qquad (1)$$

Where is the government budget deficit as a dependent variable (in billions of Rials), and ω_t is the vector of the control variables as follows:

- INF is the inflation rate obtained from the total price index of consumer goods and services.
- GDP is the growth rate of the gross domestic product based on the purchasing power parity of money (at the constant price of the base year 2005).
- $OILR$ is oil revenues (in billion Rials).
- EX is the exchange rate index (in terms of annual percentage).

$\phi' = (\phi_0.\phi_1.\dots.\phi_p)`$ is the vector of linear part coefficients and$\theta' = (\theta_0.\theta_1.\dots.\theta_p)`$nonlinear part coefficients. s_t ndicates the transition variable, γ is the parameter of the transition speed from one regime to another, and c indicates the threshold limit or the place where the regime change occurs. u_t is the perturbation component of this equation, which is assumed to satisfy the condition $u_t \approx iid(0.\sigma^2)$ It should be noted that the data used in this research were extracted from the time series data bank and reports of the central bank. Also, JMULTI and Eviews10 software were used for model estimation and statistical analysis.

FINDINGS:

The sum of the inflation rate coefficients in the first and second regimes has had positive effects on the budget deficit. On the other hand, the sum of the exchange rate coefficients in the first and second regimes has increased the budget deficit, which shows that the exchange rate in both regimes has aligning effects on the budget deficit. Other results indicate that the total coefficients of the economic growth rate in both the first and second regimes have reduced the budget deficit. Finally, the sum of coefficients of oil

revenues had a negative effect on the budget deficit in the first regime and a positive effect in the second regime.

CONCLUSION:

The questions of the present research were investigated using the smooth transition regression approach and are as follows:

The first question of the research indicates that "how is the effect of inflation rate on the budget deficit in different regimes?" The results of the research indicate that the inflation rate has a positive effect on the budget deficit in both regimes.

The second question of the research also states that "What effect does the GDP growth rate have on the budget deficit in different regimes?" Based on the results of the research, the economic growth rate in both regimes has a negative effect on the budget deficit.

The third question of the research indicates that "what effect do oil revenues have on the budget deficit in different regimes?" Based on the results of the research, oil revenues have a negative effect on the budget deficit in the first regime and a positive effect in the second regime.

The fourth question of the research shows that "What effect does the market exchange rate have on the budget deficit in different regimes?" Based on the results of the research, the exchange rate has a positive effect on the budget deficit in both regimes.

The budget deficit is one of the characteristics of most developing countries, on the other hand, inflation has a prominent effect on the government's revenues and expenses, so the policy proposals for these two variables should be carefully considered. needs. But what can be expressed in the form of a suggested using this research is as follows:

1- According to the research results in both regimes, the increase in inflation has aggravated the government budget deficit, considering that the government budget deficit itself can be one of the main causes and factors affecting inflation, so there is a two-way relationship between inflation and deficit. There is a budget, so it can be concluded that in order to reduce inflation, the government's budget should be reviewed in terms of revenue and expenditure sources in such a way that:

A). The share of tax revenues, tolls, etc. should increase and the share of inflationary tax in securing the government budget should decrease.

B). The government's reliance on the Central Bank (Haq al-Zarb) to provide income should be reduced.

C). The government should manage its expenses and limit the source of the budget deficit by reducing expenses in unnecessary cases.

D). The government should reduce the budget deficit by downsizing and financial discipline and limiting the sphere of influence of the budget. Because with the shrinking of the government and the reduction of its activities, firstly, the costs will decrease, and secondly, the private sector will gain power and the source of taxes will increase.

Therefore, based on the proposed proposals, first, the budget deficit will decrease, and according to the two-way relationship between the budget deficit and inflation, inflation will also decrease, and secondly, when inflation decreases, the government's budget deficit will return to the stage The second decreases more. Therefore, this factor causes the budget deficit and inflation to go down.

Reference

Ahmad, A. H., & Aworinde, O. B. (2019). Are fiscal deficits inflationary in African countries? A new evidence from an asymmetric cointegration analysis. *The North American Journal of Economics and Finance*, 50, 100999. 10.1016/j.najef.2019.100999

Ahmadi Rahbarian, H., & Sadeghi , M. (2022). Budget Deficit Trend and Strategies to overcome it in the Qajar Period, *Journal of Iranian Islamic Period History*, 13(30), 1-25. https://tuhistory.tabrizu.ac.ir/article_14871_f63fd66591bec74e3c32cda50f16c147.pdf [In Persian]

Alam, M. M., Sadekin, M. N., & Saha, S. K. (2022). The impact of macroeconomic variables on the budget deficit in Bangladesh: an econometric analysis. *South Asian Journal of Business Studies*, *11*(2), 216-234. 10.1108/SAJBS-05-2020-0141

Abdi Seyyedkolaee, M. , Tehranchian, A. M. , Jafari Samimi, A. and Favero, G. (2022). Non-linear Response of Inflation: A Real Effective Exchange Rate in Iran. *Quarterly Journal of Quantitative Economics (JQE)*, *19*(1), 53-71. doi: 10.22055/jqe.2021.33724.2251 [In Persian]

Aliferis, C. F., Cooper, G. F., Pollack, M. E., Buchanan, B. G., & Wagner, M. M. (1997). Representing and developing temporally abstracted knowledge as a means towards facilitating time modeling in medical decision-support systems. *Computers in Biology and Medicine*, *27*(5), 411-434. 10.1016/S0010-4825(97)00013-9

Angelina, S., & Nugraha, N. M. (2020). Effects of Monetary Policy on Inflation and National Economy Based on Analysis of Bank Indonesia Annual Report. *Technium Soc. Sci. J.*, *10*, 423-435. https://ideas.repec.org/a/tec/journl/v10y2020i1p423-435.html

Azizi, F. (2006). Budget Deficit and Inflation (A Case Study about Iran). *Journal of Iran's Economic Essays*, 3(6), 158-220. http://iee.rihu.ac.ir/article_306_adfff98b389fb8c87a30881713962cc4.pdf [In Persian]

Bayir, M., & Guvenoglu, R. A. H. (2020). The analysis of relationship between the money supply, budget deficit and inflation rate in Azerbaijan. *International Journal of Business and Economics Research, 11(1),* 14-22. 10.11648/j.ijber.20221101.13

Bacon, D. W., & Watts, D. G. (1971). Estimating the transition between two intersecting straight lines. *Biometrika*, *58*(3), 525-534. 10.1093/biomet/58.3.525

Baradaran Khanian, Z., Asgharpur, H., Panahi, H., & Kazerooni, AR. (2017). The Asymmetric Effect of Inflation on the Budget Deficit in Iran: Quantile Regression Approach, *Quarterly Journal of Applied Theories of Economics*, 4(3), 169-194. https://ecoj.tabrizu.ac.ir/article_6753_3a9418ca04c9e48a2731ee697435d9af.pdf [In Persian]

Barro, R. J. (1974). Are government bonds net wealth?. *Journal of political economy*, *82*(6), 1095-1117. 10.1086/260266

Bresciani-Turroni, C. (1937). On Pareto's law. *Journal of the Royal Statistical Society*, *100*(3), 421-432. 10.2307/2980528

Cardoso, E. (1998). Virtual deficits and the Patinkin effect. *Staff papers*, *45*(4), 619-646. 10.2307/3867587

Chukwuani, V. N., & Egiyi, M. A. (2020). Nexus between Budget Deficit and Inflation: Granger-Causality Test Approach. *Nexus*, *4*(10), 19-23. http://ijeais.org/wp-content/uploads/2020/10/abs/IJAAFMR201002.html

Chan, K. S., & Tong, H. (1986). On estimating thresholds in autoregressive models. *Journal of time series analysis*, *7*(3), 179-190. 10.1111/j.1467-9892.1986.tb00501.x

Chiu, Y. B., & Sun, C. H. D. (2016). The role of savings rate in exchange rate and trade imbalance nexus: Cross-countries evidence. *Economic Modelling*, *52*, 1017-1025. 10.1016/j.econmod.2015.10.040

Dehghani, A., Ehyaei, M., & Safavi, B. (2017). The Relationship between Budget Deficits, Inflation and Money Supply in Iran, Journal of Economics and Businness Research, 8(14), 31-41. https://jebr.stb.iau.ir/article_533007_225822b645be128976294cd57a6cabf4.pdf [In Persian]

Durguti, E. A. (2020). How Does the Budget Deficit Affect Inflation Rate–Evidence from Western Balkans Countries. *International Journal of Finance & Banking Studies (2147-4486)*, *9*(1), 01-10. 10.20525/ijfbs.v9i1.526

Duodu, E., Baidoo, S. T., Yusif, H., & Frimpong, P. B. (2022). Money supply, budget deficit and inflation dynamics in Ghana: An empirical investigation. *Cogent Business & Management*, *9*(1), 2043810. https://doi.org/10.1080/23311975.2022.2043810

Epaphra, M. (2017). Analysis of budget deficits and macroeconomic fundamentals: A VAR-VECM approach. *Journal of Economics & Management*, *30*, 20-57. 10.22367/jem.2017.30.02

Esmaeili, B. (2021). Study of the Relationship Between Inflation and Economic Growth and Government Spending Using the Soft Transition Regression (STR) Approach. *Economic Growth and Development Research*, *12*(45), 130-115.https://egdr.journals.pnu.ac.ir/article_7347_e79f18da98cbe5a3389d0e63ddb00910.pdf [In Persian]

Erkam, S., & Çetinkaya, M. (2014). Budget deficits and inflation: Evidence from Turkey. *the macrotheme review*, *3*(8), 12-22. 10.1080/0003684022000025440

Friedman, M. (1995). The role of monetary policy. *Essential Readings in Economics*, 58, 215-231. 10.1007/978-1-349-24002-9_11

Goldfeld, S. M., & Quandat, R. E. (1972). Non-linear Methods in Econometrics, Amsterdam: North-Holland. 83(329), 300-302. 10.2307/2231148

Hamilton, J. D. (1994). State-space models. *Handbook of econometrics*, *4*, 3039-3080. 10.1016/S1573-4412(05)80019-4

Hosseinipour, MR. (2018) Causality Assessment among Budget Deficit, Money Supply and Inflation Rate in Iran. *Quarterly Journal of the Macro and Strategic Policies*, 6(21). 80-100. https://www.jmsp.ir/article_56128_147122dfd5b04db16d181253343ba31d.pdf [In Persian]

Iran Statistics Center (2022), *Planning and budget organization*, Tehran. https://www.mporg.ir/home.pdf [In Persian]

Ishaq, T., & Mohsin, H. M. (2015). Deficits and inflation; Are monetary and financial institutions worthy to consider or not? *Borsa Istanbul Review*, *15*(3), 180-191. 10.1016/j.bir.2015.03.002

Kaur, G. (2021). Inflation and fiscal deficit in India: An ARDL approach. *Global Business Review*, *22*(6), 1553-1573. 10.1177/0972150919828169

Kaur, G. (2018). The relationship between fiscal deficit and inflation in India: A cointegration analysis. *Journal of Business Thought*, *8*, 24-41. https://www.semanticscholar.org/paper/The-Relationship-Between-Fiscal-Deficit-and-in-A-Kaur

Khieu, H. V. (2021). Budget deficits, money growth and inflation: empirical evidence from Vietnam. *Fulbright Review of Economics and Policy*, *1*(1), 61-78. 10.1108/FREP-05-2021-0030

Koyuncu, A. F. T. (2014). Causality network between budget deficit, money supply and inflation: An application to Turkey. *International Journal of Business and Social Science*, *5*(10), 225-235. https://api.semanticscholar.org/CorpusID:56051147

Lin, H. Y., & Chu, H. P. (2013). Are fiscal deficits inflationary?. *Journal of International Money and Finance*, *32*, 214-233. 10.1016/j.jimonfin.2012.04.006

Mohammadi, T., Bahrami, J. & Fahimifar, F. (2022). Comparing the Forecasting of Iranian Inflation with many predictors. *Quarterly Journal of Quantitative Economics (JQE)*, *18*(4), 159-190. doi: 10.22055/jqe.2020.31882.2190 [In Persian]

Maddala, G. S. (1977). Self-Selectivity Problems in Econometric Models, *Amsterdam; North Holland*. 351-366. http://pascal-francis.inist.fr/vibad/index.php?action=getRecordDetail&idt=PASCAL

Metzler, L. A. (1951). Wealth, saving, and the rate of interest. *Journal of Political Economy*, *59*(2), 93-116. 10.1086/257052

Miller, P. J. (1983). Higher deficit policies lead to higher inflation. *Quarterly Review*, *7*(Win). https://EconPapers.repec.org/RePEc:fip:fedmqr:y:1983:i:win:n:v.7no.1:x:1

Mishkin, F. S. (2004). Can inflation targeting work in emerging market countries? 1-34. 10.3386/w10646

Mokhtari Torshizi, H., Salehnia, N., & Ahmadi Shadmehri, MT. (2019). The Effect of Some Economic, Institutional and Environmental Variables on Life Expectancy of Selected Men and Women From Developing Countries Using Panel Threshold Regression Method, *Master's thesis*, Ferdowsi University of Mashhad. https://ganj.irandoc.ac.ir/#/articles/abbd181b5aa131c25ed5.pdf [In Persian]

Montazeri Shur Kachali, J., Zahid Gharavi, M., & Ehsani, M. (2021). Inflation and budget deficit in Iranian economy: A Markov Switching Causality. *Quarterly Applied Economics*, 11(38), 53-69. https://jae.srbiau.ac.ir/article_19205_fb050c96b8b07fbf3d26521ddf217416.pdf [In Persian]

NajafiZadeh, S. F., Alizadeh, M., & Delfan, M. (2025). An Analysis of Factors Affecting Value-Added Tax: A Spatial Econometric Approach, *Quarterly Journal of Quantitative Economics*, 23(1), 171–200. https://doi.org/10.22055/jqe.2024.45885.2605 [In Persian]

Narayan, P. K., Narayan, S., & Prasad, A. D. (2019). Modelling the relationship between budget deficits, money supply and inflation in Fiji. *Pacific Economic Bulletin*, 21(2), 103-116. http://hdl.handle.net/1885/157821

Ngo, M. N., & Nguyen, L. D. (2020). The role of economics, politics and institutions on budget deficit in ASEAN countries. *The Journal of Asian Finance, Economics and Business*, *7*(9), 251-261. 10.13106/jafeb.2020.vol7.no9.251

Nwakoby, C., Okaro, C. S. O., & Ananwude, A. (2016). Fiscal deficit and inflation in an oil rich exporting country: Evidence from Nigeria. *Journal of Policy and Development Studies*, *10*(3), 140-155. https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=2905385

Olalekan Olaniyi, C. (2020). Application of bootstrap simulation and asymmetric causal approach to fiscal deficit-inflation nexus. *Global Journal of Emerging Market Economies*, *12*(2), 123-140. 10.1177/0974910120919021

Olubiyi, E. A., & Bolarinwa, M. A. (2018). Fiscal deficit and inflation rate in selected African Regional Blocs: A comparative analysis. *Turkish Economic Review*, *5*(1), 89-101. 10.1453/ter.v5i1.848

Oyeleke, O. J. (2021). On the Non-Linear Relationship between Fiscal Deficit and Inflation: The Nigeria Experience. *International Advances in Economic Research*, *27*(2), 105-117. 10.1007/s11294-021-09822-7

Patinkin, D. (1993). On the chronology of the General Theory. *The Economic Journal*, *103*(418), 647-663. https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=2129231

Paudel, H. P., & Raut, N. K. (2022). Nonlinear Impact of Inflation on Economic Growth in Nepal: A Smooth Transition Regression Approach. *Nepal Public Policy Review*, *2*, 235-260. 10.3126/nppr.v2i1.48676

Pirpour, H., & Samsami Mazrae Akhoond, H. (2026). Evaluating the Impact of Exchange Rate Fluctuations on Core Inflation Using the Mandel-Fleming Stochastic Model and Identifying the Mutual Relationship Between Exchange Rate Fluctuations and Inflation Deviations in Iran, *Quarterly Journal of Quantitative Economics*, 23(1), 133–170. https://doi.org/10.22055/jqe.2024.45713.2599 [In Persian]

Pekarski, S. (2011). Budget deficits and inflation feedback. *Structural Change and Economic Dynamics*, *22*(1), 1-11. 10.1016/j.strueco.2010.09.002

Premchand, A. (1987). Government budgeting and productivity. *Public Productivity Review*, *10*(3),9-19. 10.2307/3380083

Ramos-Francia, M., García-Verdú, S., & Sánchez-Martínez, M. (2018). *Inflation dynamics under fiscal deficit regime switching in Mexico* (No. 2018-21). Working Papers. http://hdl.handle.net/10419/240662

Ruge-Murcia, F. J. (1999). Government expenditure and the dynamics of high inflation. *Journal of Development Economics*, *58*(2), 333-358. 10.1016/S0304-3878(98)00117-5

Safdar, F., & Padda, I. U. H. (2017). Impact of institutions on budget deficit: the case of Pakistan. *NUML International Journal of Business & Management*, *12*(1), 77-88. https://www.proquest.com/scholarly-journals/impact-institutions-on-budget-deficit-case/docview

Sadeh, A., Radu, C. F., Feniser, C., & Borşa, A. (2020). Governmental intervention and its impact on growth, economic development, and technology in OECD countries. *Sustainability*, *13*(1), 166. 10.3390/su13010166

Şahin, B. E. (2019). Analysis of the relationship between inflation, budget deficit and money supply in Turkey by ARDL approach: 1980-2017. *Journal of Life Economics*, *6*(3), 297-306. 10.15637/jlecon.6.018

Sargent, T. J., & Wallace, N. (1981). Rational expectations and the theory of economic policy. *Rational expectations and econometric practice*, *1*, 199-214.https://books.google.com/books?id=eucWzouX_Q8C&lpg=PA199&ots=kHShVBemDG&dq

Saedi Sarkhanlou, A., & Dargahi, H. (2021). Determinants of Government Budget Deficit in the Economy of Iran Emphasizing the Economic and Political Economic Factors, *Journal of Planning and Budgeting*, 26(1), 5-32. https://jpbud.ir/article-1-1982-fa.pdf [In Persian]

Seghezza, E. (2022). The Cagan's Model, its Developments, and the Patinkin Effect. *Economia Internazionale/International Economics*, *75*(4), 601-622. https://ideas.repec.org/a/ris/ecoint/0935.html

Ssebulime, K., & Edward, B. (2019). Budget deficit and inflation nexus in Uganda 1980–2016: a cointegration and error correction modeling approach. *Journal of Economic Structures*, *8*(1), 1-14. 10.1186/s40008-019-0136-4

Tanzi, V. (1978). Inflation, real tax revenue, and the case for inflationary finance: theory with an application to Argentina. *Staff papers*, *25*(3), 417-451. 10.2307/3866679

Terasvirta, T. (2004); Smooth Transition Regression Modelling, in H. L¨utkepohl and M. Kratzig (eds); Applied Time Series Econometrics, *Cambridge University Press*, Cambridge, 17. https://books.google.com/books?id=msKMAgAAQBAJ&lpg=PT14&ots=-S7y_K_nIS&dq

van Dijk, D. (1999). *Smooth transition models: extensions and outlier robust inference* (No. 200). http://hdl.handle.net/1765/1856

Zaroki, sh., Yousefi barfurushi, A., & Moghadasi Sedehi, A. (2020). Testing the Effect of Tanzi and Patinkin in Iran's Economy. *Journal of Economic Research*, 55(2), 347-372. https://jte.ut.ac.ir/article_77897_6482da0c62ab7b37fa9fbca08cd25325.pdf [In Persian]

Quarterly Journal of Quantitative Economics(JQE) (2026) **23(2) 34-69**

Shahid Chamran University of Ahvaz

Quarterly Journal of Quantitative Economics

Journal Homepage: www.jqe.scu.ac.ir
Print ISSN: 2008-5850
Online ISSN: 2717-4271



Spatial impact of economic and financial risks on financial development (composite index)

Alaa Talib Matoor*, Yousef Mohammadzadeh**, Samad Hekmati Farid***

** PhD student in economics, Department of Economics, Faculty of Economics and Management, Urmia University, Urmia, Iran.*
Email: *a.talibmatoor@urmia.ac.ir*
*** Associate Professor, Department of Economics, Faculty of Economics and Management, Urmia University, Urmia, Iran. (Corresponding Author)*
Email: *yo.mohammadzadeh@urmia.ac.ir*
0000-0002-4364-5832
Postal address*: Nazlo Road, Urmia University, Faculty of Economics and Management, Urmia, Western Azerbaijan, 5756151818, Iran.*
**** Associate Professor, Department of Economics, Faculty of Economics and Management, Urmia University, Urmia, Iran.*
Email: *s.hekmati@urmia.ac.ir*

ARTICLE HISTORY	JEL CLASSIFICATION	KEYWORDS
Received: 13 April 2024 ***revision: 25 May 2024*** ***acceptance: 09 August 2024***	*G32 ،D72 ،D53 ،P34*	***financial risk, economic risk, financial development, Space overflow***

Further Information:
The present article is taken from the doctoral dissertation of Alaa Talib Matoor with Supervisor of Yousef Mohammadzadeh and Samad Hekmati Farid at the University of Urmia.

Acknowledgments: The authors would like to acknowledge the valuable comments and suggestions of the reviewers, which have improved the quality of this paper.
Conflict of Interest: The authors declare no conflict of interest.
Funding: The authors received no financial support for the research, authorship, and publication of this article.

How to Cite:
Talib Matoor, Alaa., Mohammadzadeh, Yousef. & Hekmati Farid, Samad. (2026). Spatial impact of economic and financial risks on financial development (composite index). *Quarterly Journal of Quantitative Economics(JQE)*, 23 (2), 34-69. [in Persian]
10.22055/jqe.2024.46605.2621

© 2026 Shahid Chamran University of Ahvaz, Ahvaz, Iran. This article is an open access article distributed under the terms and conditions of the Creative Commons Attribution-NonCommercial 4.0 International (CC BY-NC 4.0 license) (http://creativecommons.org/licenses/by-nc/4.0/)

EXTENDED ABSTRACT

INTRODUCTION:

Considering the importance of financial development in the economic growth and development of countries, examining the factors affecting the development of the financial sector is of great importance for policy makers and researchers. Of course, financial development has different dimensions that all those dimensions should be considered. Therefore, the present study was conducted in order to investigate the key factors affecting the financial development of countries.

In intercountry reviews, factors such as free trade, quality of institutions, economic freedom, economic stability, legal framework, human development, political stability, inflation, economic growth, etc. have been identified as the most important determinants of financial development (Cherif & Dreger, 2016; Ibrahim & Sare, 2018; Khalfaoui, 2015; Law & Habibullah, 2009; Anwar et al, 2017)). But it seems that the risks of the economic and financial sector can make the financing and financial development process face obstacles, which has been less noticed in previous studies. The importance of economic and financial risks will be greater especially in developing countries and in countries that are more exposed to such risks. Macroeconomic uncertainties impede optimal economic performance(Shabani et al, 2025).

Asian countries are under various national risks. East Asian countries are exposed to a variety of economic risks, such as oil price changes, currency price changes, foreign debt, interest rates and money supply, given their heavy dependence on international trade and foreign energy sources (Verma

& Verma, 2014; Cevik et al, 2014). On the other hand, the countries of West Asia and the Middle East with all kinds of risks are dependence on oil prices, dependence on the growth of industrialized countries, political instability, political risks, terrorist attacks, etc., which make the economic environment and the financial sector as well as foreign direct investment uncertain. faces many (Spulbar et al, 2022; Bayar & Gavriletea, 2018). Of course, it can be said that there is a deep economic dependence between the economies of West and East Asia. West Asian countries are mostly suppliers of energy and raw materials for the industries of East Asian countries, and therefore it seems that the uncertainties and changes in the economic environment of Asian countries can affect each other. Therefore, it can be expected that economic and financial risks will spread between these countries. Financial development in one country can lead to positive effects such as economic growth in neighboring communities if there are extensive economic contexts and relationships with other countries (Minh & Ngoc, 2023). Differences in governments' fiscal and budgetary policies can also moderate or exacerbate the spatial effects of risks, particularly in countries with procyclical fiscal policies, where public expenditure, by absorbing liquidity from financial markets, weakens the capacity for financial intermediation(jafari & Fatholahi, 2026). Access to financial resources can also extend to neighboring regions, and on the contrary, due to the difference in the economic regulations and policies of the two countries, there may be no possibility of cash flow between the two regions (Yu and Huang, 2023).

Therefore, the present study aims to investigate the impact of economic and financial risks and other determining factors on financial development in Asian countries. In this study, the multidimensional index of financial development, which shows all three dimensions of depth, efficiency and access of financial institutions and markets, has been used. Also, the spatial approach has been used to investigate the contagion and overflow of variables between neighboring countries. The results of this research lead to the expansion of the literature in this field and provide new evidence of the relationships of these variables.

METHODOLOGY:

In examining some economic and macroeconomic relations of the country, the variables may have spatial effects. in such a way that the effects of that variable spread beyond the borders of a region. In these cases, it is possible

to use methods that can include the spatial dimension in statistical estimations and inferences. According to the panel regression approach of the present study, spatial panel regression approaches can be used for modeling and estimation of models. When there are spatial effects between variables, they can be explained under the titles of spatial dependence or spatial autocorrelation and spatial heterogeneity or spatial structure. The general form of the regression equation for spatial panel data will be the following equation.

(1) $$Y_{it} = \tau Y_{t-1} + \rho W Y_{it} + \beta X_{it} + \theta W X_{it} + \alpha l_N + \gamma + u_{it}$$
$$u_{it} = \lambda E u_{it} + \varepsilon_{it} \quad \rightarrow \quad \varepsilon_{it} \sim N(0, \sigma^2 I_n)$$

where i and t represent cross section and time respectively, Y is an n × 1vector of the dependent variable and X is an n × k vector of independent variables, W is the spatial weight matrix of the dependent variable n × n and E is the matrix of error sentences (Elhorst, 2010).

So far, no study has been conducted to investigate the effect of financial risk and political risk on the multidimensional index of financial development, and most studies have investigated the relationship between financial risk and political risk. Therefore, to model research from studies that have focused on identifying the main determinants of financial development, such as Lee et al.'s studies (2016), Anwar et al. Zain-al-Din and Nur-al-Din (2017) and Cherif and Dargar (2016) are used. Generally, in these studies, the degree of economic openness, the quality of governance, the atmosphere governing the economy, the abundance of resources and geography have been identified as the most important factors determining financial development. Therefore, the present study model is considered with a spatial approach as follows:

(2) $$FD_{it} = \rho \sum_{j=1}^{n} W_{ij}\, WnIntens_{jt} + \beta_1 Finriskrank/ Ecriskrank_{it} + \beta_2 Lgdpperc_{it} + \beta_3 Open_{it} + \beta_4 Concorrup_{it} + \beta_5 Natresource_{it} + \beta_5 E_W_{it} + \gamma_1 W_{ij} Firiskrank/Ecriskrank_{it} + \gamma_2 W_{ij} Lgdpperc_{it} + \gamma_3 W_{ij} Open_{it} + \gamma_4 W_{ij} Concorrup_{it} + \gamma_5 W_{ij} Natsource_{it} + \beta_5 \gamma_{ij} E_W_{it} + \varepsilon_{it}$$

In this equation, FD is the combined financial development index, Finriskrank is the financial risk rating and Ecrieskrank is the political risk rating, Lgdpperc is the logarithm of per capita income at constant prices, Open is the degree of economic openness, Governance, Good Governance Index, Natsource, Natural Resources Rent and finally E_W due to the large difference between the political structure, Economic and geopolitical countries of East and West Asia, this virtual variable is considered to separate

two groups of countries. The sample examined in this study is the countries of the Asian continent during the period of 2000-2021.

FINDINGS:

Estimation results for both financial risk and economic risk models are reported in the **Table 1** The number of countries surveyed is 31 and the volume of data is 682.

Table 1. Estimation of financial risk and economic risk models by SDM method
Source: Research results

	Financial risk model		Economic risk model	
Variable	Coef	t	Coef	t
Finriskrank	0.0091	7.88*		
Ecriskrank			0.0029	4.8*
Lgdpperc	0.0456	7.83*	0.066	10.66*
Open	0.0011	10.65*	0.0013	8.8*
Natsource	-0.0035	-5.82*	-0.0026	-7.26*
Governance	0.0021	4.36*	0.0014	4.22*
E_W	0.0721	5.22*	0.108	8.13*
Wlx_ Finriskrank	0.0007	2.5**		
Wlx_ Ecriskrank			0.0009	3.1*
Wlx_ Lgdpperc	0.0104	4.01*	0.0021	1.56
Wlx_ Open	-0.0002	-3.2*	-0.0003	-4.17*
Wlx_ Natsource	-0.0005	-2.6*	0.0003	1.71***
Wlx_ Governance	-0.0002	-0.64	-0.0004	-2.09**
Wlx_ E_W	0.0302	4.10*	0.0302	3.48*
_cons	-0.7078	-13.9*	-0.4515	-9.70*
Rho1	0.179	8.2	0.084	4.16
Sigma	0.026	3.04	0.036	0.011
Wald test(Rho1=0) 67.24 (P-value>Chi2(1) 0.0)			Wald test(Rho1=0) 67.24 (P-value>Chi2(1) 0.0)	
F-test: 382 Wald-test: 4589			F-test: 1662 Wald-test: 19950	
R2: 0.94 R2 Adj: 0.94			R2: 0.98 R2 Adj: 0.98	
Cross number: 31 Sample size: 682				

*, ** and *** are significant at the level of 1%, 5% and 10%, respectively.

The results show that financial risk and economic risk both significantly reduce financial development (considering that financial risk

and political risk data are ranked and lower ranks mean more risks and high ranks mean The meaning of risk is less and therefore the variable coefficient is interpreted with this point in mind). The financial and economic risk rating coefficients are 0.0091 and 0.0029, respectively, and are significant at the 99% confidence level. On the other hand, according to the Rho coefficient in both models, it can be said that financial development also has spatial and neighborhood effects. That is, financial development in a country has improved this index in the neighboring country as well. This result is probably due to trade relations and exchanges and even economic competition between the two neighboring countries.

As expected, per capita income has had a positive and significant impact on the financial development of countries. The coefficient of this variable in the model of financial risk and economic risk is 0.0456 and 0.066, respectively, and it is significant at the 99% confidence level. Per capita income is a proxy of the macroeconomic situation and is actually representative of a wide range of economic variables. Therefore, economic prosperity will naturally lead to the development of financial markets and improvement of public finance. The growth of production in a country increases the demand for attracting financial resources. The principle of economic acceleration also has a concept close to this issue. Therefore, when production, consumption and as a result economic competition increases, investors will pressure banks to obtain credit. In such a situation, policy makers respond to the demand for resources and encourage more financial facilities to ensure economic growth. Therefore, it can be expected that in this situation, financial institutions will be more active and financial indicators will improve.

But another variable is the degree of openness of the economy, which in the current study had a positive and significant effect on financial development in the countries under review. In the business process, the level of production of goods and services extends to wider markets. As the sales markets of a product expand on a wider level, the need for more investment and increased production scale is felt. In this situation, companies and producers will need more financial resources. On the contrary, being limited to domestic markets requires far less financial resources, and countries with a more closed economy will have fewer production lines and a smaller production scale. This is true even in the matter of imports. Also, the economies that operate at the international level have a higher level of competitiveness. Competition leads to improved efficiency and productivity in the use of financial and non-financial resources, and as a result, financial indicators in such economies experience higher levels. Also, the significance

of the spatial effect of economic openness on financial development confirms the previous claim. The trade of two neighboring countries leads to the improvement of the financial indicators of both countries.

One of the important results of this research is the effect of natural resource rent on the financial development index. The coefficient of this variable was -0.0035 and it was significant at the confidence level of 99%. This means that countries that have had more natural resources have not been successful in financial development. It may seem at first glance that the existence of natural resources can create more resources for investors through financial markets, but the research results show that the existence of natural resources has reduced the need for financing from the banking system. This result can have many reasons. According to theories of resources and economic growth, such as the resource disaster theory, the abundance of natural resources weakens the governance structure and economic efficiency. Therefore, when countries with natural resources experience lower economic growth and lower efficiency, it can be expected that the level of financial development in these countries will be lower. However, the present study shows that countries with more natural resources have lower levels of financial market development. But the point that should be noted in this case is the positive spatial effect of abundant resources on the financial development of neighboring countries. This means that the presence of larger natural resources in the neighboring country can improve the financial institutions and financing structure in the target country. Probably, this result was due to economic competition or access to natural resources of neighboring countries.

Good governance index is another effective variable on financial development. This index has been used in many studies examining the determinants of financial development. This variable is created from the average of 6 WGI indicators regarding good governance indicators. Good governance index has a positive and significant effect on financial development in both financial risk and political risk models. When corruption in an economy is controlled and the quality of government regulations is high and political stability and the accountability environment are improved, the conditions for economic and financial activities become more favorable and therefore we can expect the development of institutions and financial markets. Financial institutions can be directly and indirectly related to political institutions. Efficient political institutions will support efficient financial institutions.

Finally, due to the great difference in the political, economic and geopolitical structure of East Asian and West Asian countries, especially in the discussion of political risk, the need for a virtual variable in the model has been necessary to separate and examine this difference. Therefore, the East-West virtual variable was added to the model and the number 1 was considered for East Asian countries and zero for West Asian countries. The coefficient of this variable indicates that East Asian countries have better financial markets. Countries such as Japan, South Korea and Singapore are leading countries in financial development. Political tensions in East Asia are less than in West Asia, and this issue creates many differences between the countries of the two regions. This variable has an effect on financial development even spatially; In fact, this coefficient confirms the above claim that the presence of a country in East Asia leads to the improvement of financial development indicators.

CONCLUSION

The results showed that financial and economic risks had a negative and significant impact on the combined index of financial development in the countries in question. Also, the spatial effect of financial and economic risks has also had a negative impact on the development index in neighboring countries. Investing in the shadow of risk and uncertainty faces many fears, and therefore, in countries where the economic environment and financial markets experience higher risks, they have lower levels of domestic and foreign investment. Another important point that should be of interest to the macro-policymakers of the Communities is the cross-border effects of financial and economic risks. This means that financial and economic uncertainties can spread to neighboring countries, and therefore this shows the regional nature of these risks. Therefore, participation and regional agreements to reduce financial and economic risks for the economic development of countries are among the emphasized items of this study. The creation of a safe and stable regional zone will cause contagion and convergence of economic and financial development components.

As the results of the research showed, the degree of openness of the economy and the extent of trade lead to activities in wider markets, which also require more financing. Exposing the economy to competition leads to greater efficiency not only in the issue of productivity and technical knowledge, but also in financial institutions. In such a situation, the financial institutions of a country are forced to improve their performance and efficiency in order not to fall behind the competition of economic

competition. Of course, many financial institutions and financial markets today operate at the international level, and open economies will be closer to the standards of global markets because they will enjoy smart and stronger global financial services.

The results of this research showed that countries with more natural resources have not been able to make optimal use of these resources. Geographically, most of the rich countries are located in West Asia from the point of view of natural resources. Oil-rich countries and countries that have very rich mines. But countries such as Japan and South Korea and Southeast Asian countries often do not have rich energy and natural resources. But financial development, contrary to the availability of these resources, is at a higher level in East Asian countries. The financial institutions of these countries have more depth and efficiency and perform better in economic financing. Therefore, the policy recommendation of this study is to change the way countries benefit from their natural resources.

Also, improving indicators of good governance creates a more suitable environment for the development and deepening of financial institutions and markets. In countries with higher levels of corruption and weak government regulation and the absence of an accountability mechanism, financial institutions are not properly developed and strengthened. Economic resources will not be properly directed to the productive and public activities of investors, but will be diverted from the healthy financial process in the process of occurrence of rents. Therefore, improving government regulations, political stability, controlling corruption and holding statesmen accountable are among the recommendations emphasized in this study.

Finally, one of the most important results of the present research indicated that both financial development and economic and financial risks have spatial and proximity effects, and therefore the changes of these variables in a country overflow and spread to neighboring countries. But the results of this research showed that financial development in a country can be effective and positive for the financial development of neighboring countries. Also, economic and financial risks in a country strongly affect and weaken financial development in neighboring countries. Therefore, these results have an important recommendation that regional cooperation is needed to improve financial development and reduce the consequences of economic and financial risks. Creating economic and financial cooperation organizations, creating trade corridors, establishing common support laws, creating common financial systems and judicial cooperation can improve financial

development and reduce the effects of economic and financial sector risks in Asian countries.

Refrence

Abbey, E. N. (2012). Inflation and financial development: Evidence. *American Journal of Economics and Business Administration*, 4(4), 227-236.

Aboagye, S., & Kwakwa, P. A. (2023). The role of international tourism, trade openness and renewable energy in the financial development of selected African countries. *Research in Globalization*, 7, 100170.

Akinlo, A. E., & Egbetunde, T. (2010). Financial development and economic growth: The experience of 10 sub-Saharan African countries revisited. *The review of finance and banking*, 2(1).

Altaylıgil, Y. B., & Akkay, R. C. (2013). The effect of the domestic debt on the financial development: A case study for Turkey. *International Journal of Economics and Finance*, 5(5), 64-74.

Anwar, S., Shahzadi, H., & Nasreen, S. (2017). Determinants of financial development for selected SAARC countries: A panel data analysis. *Journal of Applied Environmental and Biological Sciences*, 7(7), 109-118.

Asif, M., Khan, K. B., Anser, M. K., Nassani, A. A., Abro, M. M. Q., & Zaman, K. (2020). Dynamic interaction between financial development and natural resources: Evaluating the 'Resource curse'hypothesis. *Resources Policy*, 65, 101566.

Atanga Ondoa, H., & Seabrook, A. M. (2022). Governance and financial development: Evidence from a global sample of 120 countries. *International Journal of Finance & Economics*, 27(3), 3405-3420.

Bambe, B. W. W. (2023). Inflation targeting and private domestic investment in developing countries. *Economic Modelling*, *125*(C).

Bayar, Y., & Gavriletea, M. D. (2018). Peace, terrorism and economic growth in Middle East and North African countries. *Quality & Quantity*, 52(5), 2373-2392.

Bittencourt, M. (2011). Inflation and financial development: Evidence from Brazil. *Economic Modelling*, 28(1-2), 91-99.

Bordo, M. D., Meissner, C. M., & Stuckler, D. (2010). Foreign currency debt, financial crises and economic growth: A long-run view. *Journal of international Money and Finance*, 29(4), 642-665.

Braun, M., & Raddatz, C. E. (2005). Trade liberalization and the politics of financial development (Vol. 3517). *World Bank Publications*.

Calderón, C., & Liu, L. (2003). The direction of causality between financial development and economic growth. *Journal of development economics*, 72(1), 321-334.

Capasso, S. (2004). Financial markets, development and economic growth: tales of informational asymmetries. *Journal of Economic Surveys*, 18(3), 267-292.

Cevik, E. I., Dibooglu, S., & Kenc, T. (2016). Financial stress and economic activity in some emerging Asian economies. *Research in International Business and Finance*, 36, 127-139.

Cherif, M., & Dreger, C. (2016). Institutional determinants of financial development in MENA countries. *Review of Development Economics*, 20(3), 670-680.

Chinn, M. D., & Ito, H. (2006). What matters for financial development? Capital controls, institutions, and interactions. *Journal of development economics*, 81(1), 163-192.

Demirhan, E., Aydemir, O., & Inkaya, A. (2011). The direction of causality between financial development and economic growth: evidence from Turkey. *International Journal of Management*, 28(1), 3.

Do, Q. T., & Levchenko, A. A. (2007). Comparative advantage, demand for external finance, and financial development. *Journal of Financial Economics*, 86(3), 796-834.

Ehigiamusoe, K. U., Guptan, V., & Narayanan, S. (2019). The effects of income and inflation on financial development: Evidence from heterogeneous panels (No. 2019-11). *Economics Discussion Papers. Kiel Institute for the World Economy* (IfW Kiel).

Ehigiamusoe, K. U., Lean, H. H., & Chan, J. H. (2020). Influence of macroeconomic stability on financial development in developing economies: Evidence from West African region. *The Singapore Economic Review*, 65(04), 837-856.

Elbadawi, I., & Soto, R. (2012). Resource rents, political institutions and economic growth. *In Economic Research Forum Working* Paper (Vol. 678).

Elhorst, J. P. (2010). Applied spatial econometrics: raising the bar. *Spatial economic analysis*, 5(1), 9-28.

Elhorst, J. P. (2014). Spatial econometrics: from cross-sectional data to spatial panels (Vol. 479, p. 480). *Heidelberg: Springer*.

Erb, C. B., Harvey, C. R., & Viskanta, T. E. (1996). Political risk, economic risk, and financial risk. *Financial Analysts Journal*, 52(6), 29-46.

Fry, M. J. (1993). Foreign debt accumulation: financial and fiscal effects and monetary policy reactions in developing countries. *Journal of International Money and Finance*, 12(4), 347-367.

Ganda, F. (2024). The interplay between technological innovation, financial development, energy consumption and natural resource rents in the BRICS economies: Evidence from GMM panel VAR. *Energy Strategy Reviews*, 51, 101267.

Gil-Alana, L. A., Abakah, E. J. A., & Abakah, M. K. (2021). Financial stress spillover across Asian Countries. *Review of Financial Economics*, 39(2), 146-162.

Gulzar, S., Mujtaba Kayani, G., Xiaofen, H., Ayub, U., & Rafique, A. (2019). Financial cointegration and spillover effect of global financial crisis: A study of emerging Asian financial markets. *Economic research-Ekonomska istraživanja*, 32(1), 187-218.

Han, J., Raghutla, C., Chittedi, K. R., Tan, Z., & Koondhar, M. A. (2022). How natural resources affect financial development? Fresh evidence from top-10 natural resource abundant countries. *Resources Policy*, 76, 102647.

Holloway, M. C. (2012). Foreign debt and economic development: an analysis of financial instability in developing economics (Unpublished doctoral dissertation). *The University of North Carolina at Greensboro*.

Hsueh, S. J., Hu, Y. H., & Tu, C. H. (2013). Economic growth and financial development in Asian countries: A bootstrap panel Granger causality analysis. *Economic modelling*, 32, 294-301.

Hwang, J. T., Chung, C. P., & Wang, C. H. (2010). Debt overhang, financial sector development and economic growth. *Hitotsubashi Journal of Economics*, 13-30.

Hye Q. M. A. & L. Dolgopolova (2011). Economics, Finance and Development in China: Johansen -Juselius co -integration Approach. *Chinese Management Studies*, 5(3), pp. 311 -324.

Ibrahim, M., & Sare, Y. A. (2018). Determinants of financial development in Africa: How robust is the interactive effect of trade openness and human capital?. *Economic analysis and policy*, 60, 18-26.

Ismihan, M., & Ozkan, F. G. (2012). Public debt and financial development: A theoretical exploration. *Economics Letters*, 115(3), 348-351.

Jafari, M. and Fatholahi, E. (2026). The effect of government spending and adjusting population age structures on financial development in Iran's economy. *Quarterly Journal of Quantitative Economics (JQE)*, 23(1), 201-224. doi: 10.22055/jqe.2025.46415.2614 (in persian)

Jung, W. S. (1986). Financial development and economic growth: international evidence. *Economic Development and cultural change*, 34(2), 333-346.

Kaushal, L. A., & Pathak, N. (2015). The causal relationship among economic growth, financial development and trade openness in Indian economy. *International Journal of Economic Perspectives*, 9(2), 5-22.

Khalfaoui, H. (2015). The determinants of financial development: Empirical evidence from developed and developing countries. *Applied Economics and Finance*, 2(4), 1-9.

Khan, M. A., Gu, L., Khan, M. A., & Oláh, J. (2020). Natural resources and financial development: The role of institutional quality. *Journal of Multinational Financial Management*, 56, 100641.

Khan, M. A., Khan, M. A., Abdulahi, M. E., Liaqat, I., & Shah, S. S. H. (2019). Institutional quality and financial development: The United States perspective. *Journal of Multinational Financial Management*, 49, 67-80.

Khan, M. A., Kong, D., Xiang, J., & Zhang, J. (2020). Impact of institutional quality on financial development: cross-country evidence based on emerging and growth-leading economies. *Emerging Markets Finance and Trade*, 56(15), 3829-3845.

Kim, D. H., & Lin, S. C. (2010). Dynamic relationship between inflation and financial development. *Macroeconomic Dynamics*, 14(3), 343-364.

King, R. G., & Levine, R. (1993). Financial intermediation and economic development. *Capital markets and financial intermediation*, 156-189.

Knox, A. D. (1952). The acceleration principle and the theory of investment: a survey. *Economica*, 19(75), 269-297.

Law, S. H., & Azman-Saini, W. N. W. (2012). Institutional quality, governance, and financial development. *Economics of governance*, 13, 217-236.

Law, S. H., & Habibullah, M. S. (2009). The determinants of financial development: Institutions, openness and financial liberalisation. *South African Journal of Economics*, 77(1), 45-58.

Le, Q. V. (2004). Political and economic determinants of private investment. *Journal of International Development*, 16(4), 589-604.

Le, T. H., Kim, J., & Lee, M. (2016). Institutional quality, trade openness, and financial sector development in Asia: An empirical investigation. *Emerging Markets Finance and Trade*, 52(5), 1047-1059.

Leylian, Neda., Ebrahimi, Mehrzad., Zare, Hashem & Haghighat, Ali. (2023). Assessing the short run and long run effects of foreign direct investment, human capital and financial development on the economic growth of different income groups in developing countries (application of the panel cointegration approach). *Quarterly Journal of Quantitative Economics (JQE), 20*(3), 35-77. (in persian)

Levchenko, A. A. (2004). Essays on trade and capital flows in developing countries (Unpublished doctoral dissertation). *Massachusetts Institute of Technology*.

Levine, R. (1997). Financial development and economic growth: views and agenda. *Journal of economic literature*, 35(2), 688-726.

Loayza, N. V., & Raddatz, C. (2007). The structural determinants of external vulnerability. *The World Bank Economic Review*, *21*(3), 359-387.

McKinnon, R. I. (1993). The order of economic liberalization: Financial control in the transition to a market economy. *JHU Press*.

Mehlum, H., Moene, K., & Torvik, R. (2006). Cursed by resources or institutions?. *World Economy*, 29(8), 1117-1131.

Minh Ha, N., & Ngoc, B. H. (2023). Spatial relationship between financial development, energy consumption and economic growth in emerging markets. *International Journal of Emerging Markets*, 18(3).

Mirhosseini, S. V., Montazeri, M. R., & ShahVali, M. (2023). The Role of Budget Deficit and Government Debt in Financing-Economic Growth of Selected Developing Countries. *International Journal of Management, Accounting & Economics*, 10(4).

Nejad, O. D. (2010). Determinants of Financial Development in Iran: Do Financial Repression Policies Hinder Financial Development? (Unpublished doctoral dissertation). *Eastern Mediterranean University* (EMU)).

Newbery, D. M., & Stiglitz, J. E. (1984). Pareto inferior trade. *The Review of Economic Studies*, 51(1), 1-12.

Nguyen, H. M. (2023). Impact of external debt on financial development: an empirical analysis of selected east Asian and pacific countries. *Dalat University Journal of Science*, 58-68.

Odhiambo, N. M., & Musakwa, M. T. (2024). Remittance inflows and financial development in Sub-Saharan African countries: Does governance matter?. *Heliyon*, *10*(5).

Ozturk, N., & Karagoz, K. (2012). Relationship between inflation and financial development: Evidence from Turkey. *International Journal of Alanya Faculty of Business*, 4(2), 81-87.

Pagano, M. (1993). Financial markets and growth: An overview. *European economic review*, 37(2-3), 613-622.

Pindyck, R. S., & Solimano, A. (1993). Economic instability and aggregate investment. *NBER macroeconomics annual*, 8, 259-303.

PRS Group. (2012). International country risk guide methodology. URL: http://www. prsgroup. com/wp-content/uploads/2012/11/icrgmethodology. pdf (accessed November 24, 2018).

Roe, M. J., & Siegel, J. I. (2007). Political instability and financial development. Unpublished Manuscript, *Harvard Law School*, 3, 14-33.

Sachs, J. D., & Warner, A. M. (2001). The curse of natural resources. *European economic review*, 45(4-6), 827-838.

Salahmanesh, A., Arman, S.A. & Alaei, R. (2021). Examining the effect of economic freedom on financial development. *Quarterly Journal of Quantitative Economics(JQE),18*(3), 65-98. (in persian)

Salifu, M., Peprah, J. A., Sebu, J., & Cantah, W. G. (2024). Openness policies and financial development in Ghana: An ARDL approach. Heliyon, 10(3).

Shabani, V. , Hojabr Kiani, K. , Hosseini, S. S. and damankeshideh, M. (2025). How bank health affects bank conditional profitability: Evidence from Iran. *Quarterly Journal of Quantitative Economics (JQE)*, (Article in Press), -. doi: 10.22055/jqe.2025.47417.2647 (in persian)

Shahbaz, M., Naeem, M., Ahad, M., & Tahir, I. (2018). Is natural resource abundance a stimulus for financial development in the USA?. *Resources Policy*, 55, 223-232.

Shaw, E. S. (1973). Financial deepening in economic development. *Oxford University press*.

Spulbar, C., Tabrizi, S., Birau, R., Shahr Aeini, S. A., Ozaydin, G., & Ninulescu, P. V. (2022). Evaluation of Country Risks on Foreign Direct Investment in Middle East Countries Using Data Envelopment Analysis (DEA): A Case Study. *Res. & Sci. Today*, 23, 41.

Stiglitz, J. (1998, June). The role of the financial system in development. In *Presentation at the fourth annual bank conference on development in Latin America and the Caribbean* (Vol. 29, p. 17).

Sukrianingrum, D. R., & Manda, G. S. (2020). The effect of systematic risk and unsystematic risk on expected return of optimal portfolio. SAR (Soedirman Accounting Review): *Journal of Accounting and Business*, 5(2), 181-195.

Sun, Y., Ak, A., Serener, B., & Xiong, D. (2020). Natural resource abundance and financial development: A case study of emerging seven (E− 7) economies. *Resources Policy*, 67, 101660.

Svaleryd, H., & Vlachos, J. (2002). Financial markets, industrial specialization and comparative advantage: Evidence from OECD countries. *Research Papers in Economics, Department of Economics, Stockholm University*, 6-43.

Svirydzenka, K. (2016). Introducing a new broad-based index of financial development. International Monetary Fund.

Tanaka, M., & Fukuda, S. I. (2019). Spillover Effects of Asian Financial Markets on the Global Markets. *Public Policy Review*, 15(1), 151-174.

Thi Thuy, D. P., & Nguyen Trong, H. (2021). Impacts of openness on financial development in developing countries: Using a Bayesian model averaging approach. *Cogent Economics & Finance*, 9(1), 1937848.

Tornell, A., Westermann, F. and Martinez, L., 2004. The Positive Link between Financial Liberalization. *Growth and Crises, CESifo Working Paper*, *1164*.

Verma, R., & Verma, P. (2014). Country risk and macroeconomic factors: evidence from Asian markets. *The Journal of Applied Business and Economics*, 16(5), 51.

Voghouei, H., Azali, M., & Jamali, M. A. (2011). A survey of the determinants of financial development. *Asian-Pacific Economic Literature*, 25(2), 1-20.

Yu, X., Li, M., & Huang, S. (2017). Financial functions and financial development in China: a spatial effect analysis. *Emerging Markets Finance and Trade*, 53(9), 2052-2062.

Zainudin, N. B., & Nordin, N. B. (2017). The determinants of financial development in four selected ASEAN countries: a panel data analysis. International Journal of Business, *Economics and Law*, 12(1).

Zaroki, S., Motameni, M., & Narimani, F. (2015). The Effect of Financial Development on Economic Growth in Provinces Application of Classification Compilation and GMM-Sys. *Economic Development Policy*, 3(3), 33-63.

Zelekha, Y. (2010). The effect of uncertainty in inflation expectations on private investment. *IUP Journal of Monetary Economics*, 8(4), 14.

Quarterly Journal of Quantitative Economics(JQE) (2026) **23(2) 70-103**

Shahid Chamran University of Ahvaz

Quarterly Journal of Quantitative Economics

Journal Homepage: www.jqe.scu.ac.ir
Print ISSN: 2008-5850
Online ISSN: 2717-4271



Investigating the spatial spillover effect of institutional factors on reducing income inequality

Egbal mirzai *, parvin Alimoradi Afshar **, zana mozafari ***

** Master of Economics, Department of Economics, Faculty of Economics and Social Sciences, University of kurdstan, sanandaj, Iran.*
Email: *eghbal.mirzai75@gmail.com*

0000-0002-9721-7809
Postal address*: Iran, Sanandaj, Pasdaran Boulevard, University of Kurdistan, Faculty of Humanities and Social Sciences, Postal Code: 6617715175.*
*** Assistant Professor of Economics, Department of Economics, Faculty of Economics and Social Sciences, University of kurdstan, sanandaj, Iran (Corresponding Author).*
Email: *pam.afshar@uok.ac.ir*
**** Assistant Professor of Economics, Department of Economics, Faculty of Economics and Social Sciences, University of kurdstan, sanandaj, Iran.*
Email: *zana.mozaffari@gmail.com*

ARTICLE HISTORY	JEL CLASSIFICATION	KEYWORDS
Received: 05 May 2024 revision: 12 September 2024 acceptance: 04 April 2025	***C21 C23 D31 D62 O47***	***Institutional factors, inequality, spatial econometrics, economic growth.***

Further Information:
The present article is taken from Mr. Eqbal Mirzaei's master's thesis under the supervision of Dr. Parvin Ali Moradi Afshar in the Department of Economics, University of Kurdistan.

Acknowledgments: All the individuals and institutions that assisted the author in conducting this research are appreciated.
Conflict of Interest: The authors of the article states that there is no conflict of interest in publishing the presented article.

Funding: The authors have not received any financial support for the research, authorship and publication of this article.

How to Cite:
Mirzaei, Iqbal., Alimoradi Afshar, Parvin., Mozaffari, Zana (2026). Investigating the effect of spatial spillover of institutional factors on reducing income inequality. *Quarterly Journal of Quantitative Economics(JQE)*. 23 (2), 70-103. [in Persian]
10.22055/jqe.2025.46832.2624

© 2026 Shahid Chamran University of Ahvaz, Ahvaz, Iran. This article is an open access article distributed under the terms and conditions of the Creative Commons Attribution-NonCommercial 4.0 International (CC BY-NC 4.0 license) (http://creativecommons.org/licenses/by-nc/4.0/)

EXTENDED ABSTRACT

INTRODUCTION:

In recent years, the concept of inequality has expanded significantly, and various approaches to addressing it have also increased. Despite the economic growth achieved by many countries, inequality has not declined substantially and, in some cases, has even intensified. Therefore, identifying the factors that can effectively reduce inequality has always been of great interest to economists and policymakers. Among these factors, institutional quality and economic growth play key roles. Effective institutions such as transparent and efficient governance, strong property rights, and the rule of law can make a significant contribution to reducing inequality.

Recent empirical studies support this view. For instance, Aghaei, Rezaei, and Ahmadi (2023), in an article published in the Quantitative Economics Quarterly, found that improving institutional quality and good governance has a significant negative impact on income inequality in developing countries. The results indicated that the rule of law and government effectiveness were the most influential indicators in reducing inequality. Similarly, Ansari and Jafari (2022), using a spatial econometric approach, analyzed the effects of economic growth and human capital on income inequality in selected Asian countries. Their findings revealed a positive spatial spillover effect, meaning that inequality in one country can affect neighboring countries through economic and regional linkages.

Recent empirical evidence also indicates that financial inclusion can have a negative and significant effect on income inequality, while its spatial spillover effects are significant under some spatial econometric specifications (Pirzadi

Shahid Chamran University of Ahvaz
Quarterly Journal of Quantitative Economics
(former Economic Studies)

et al., 2024). Moreover, recent spatial research emphasizes the existence of interregional spillovers and the transmission of economic policies and developments from one region to neighboring regions (Khodavardi Samani et al., 2025).

According to the World Bank (2023), global inequality has been rising, hindering the full recovery of economies from the devastating effects of the COVID-19 pandemic, with poorer nations suffering the most. Increasing inequality has broad economic, social, and political consequences. Data from the World Inequality Database show that between 1980 and 2016, the top 1% of the world's population increased their income by 27%, while the bottom 50% saw only a 12% increase. The Middle East and West Asia are now among the most unequal regions in the world.

Therefore, examining the impact of institutional factors on inequality reduction in selected Asian countries during 1990–2020, using a spatial econometric approach, can provide new insights into how geographical proximity and spatial interdependence influence inequality dynamics across nations.

METHODOLOGY:

In this research, the research method is analytical and econometric. The data of this research has been collected from the World Bank, Macro Trends website and OECD website. STAT 17 software was used to estimate the model. Because in panel data, by combining data in two dimensions (time and place), it is possible to check data changes, and at the same time, the problem of colinearity is also reduced. Panel data and panel analysis allow the study of more complex behavioral models. The model used in this research is as Equation 1 follows:

Equation 1

$$INEG_{it}=a_0+a_1 Y_{it}+a_2 Ins_{it}+a_3 FI_{it}+a_4 PG_{it}+\varepsilon_{it}$$

which by expanding the institutional variables we have in Equation 2:

Equation 2

$$INEG_{it}=a_0+a_1 Y_{it}+a_2 Cor_{it}+a_3 Law_{it}+a_4 Sta_{it}+a_5 Bur_{it}+a_6 Dem_{it}+a_7 FI_{it}+a_8 P$$

Spatial effects in calculations are factors that are related to the location of variables. The first factor is the spatial dependence or autocorrelation between

the sample data observations at different points and the second factor is the spatial structure or heterogeneity created by the model relationships for movement in the plane. Coordinates change with sample data. To detect the spatiality of the data, it is necessary to perform spatial detection tests, but note that performing this test is a weakness in complex time series where it is not possible to detect spatial correlation. In this study, as stated, there are several countries that have a geographical connection with the quantifiable index, and these countries selected in this research have proximity to each other. The weight matrix is of proximity type Stata software is used to introduce the model, which uses a new method to estimate the spatial econometric model of the panel data type. With this method, we can consider a set of fixed and random models for the model, and using the Hausman test, the best model is selected from SAR, SDM, SAC, SEM, and GSPRE models. With the estimates made, the SAC model was selected and the F-Limer statistic was used to test the panel data and consolidated data. Different tests can be used to select the fixed and random effects model. Due to the spatial dependence in the research, the modeling of this research was done in the space dimension, for this reason, we use the SAC spatial panel model. To choose between fixed and random effects, the Hausman test was performed and the obtained results show that fixed effects are more efficient than random effects, so we will examine the fixed effects.

FINDINGS:

The research results show that institutional factors have positive and significant spatial effects both directly and indirectly on inequality in the studied countries. Economic growth, government stability, corruption control, democracy index and financial development have a positive and significant effect on reducing inequality.

CONCLUSION:

The quality of institutional factors improves the performance of the government by influencing the areas of freedom of expression and accountability of the government. Economic growth can create prosperity and opportunity. Strong growth creates new job opportunities that raise the incomes of the poor and increase their incentives to invest in their children. Economic growth increases the income of the entire society and creates more jobs, income and opportunities that can be redistributed. Also, financial development makes low-income people have access to financial and credit resources. An efficient financial system can direct investment to the best path.

Shahid Chamran University of Ahvaz
Quarterly Journal of Quantitative Economics
(former Economic Studies)

The research results confirm the effects of effective financial development in reducing inequality.

References

Acemoglu, D. Johnson, S. & Robinson, J.A. (2005). Institutions as a fundamental cause of long-run growth. *Handbook of economic growth*, 1, 385-472.

Adeleye,B.N.Gershon,O. Ogundipe, A. Owolabi, O. Ogunrinola, I. & Adediran, O. (2020). Comparative investigation of the growth-poverty-inequality trilemma in Sub-Saharan Africa and Latin American and Caribbean Countries. *Heliyon*, 6(12).

Ali, Omer, William A. Darity Jr. Avra Janz, and Marta Sánchez. 2021. "The Association between Wealth Inequality and Socioeconomic Outcomes. *AEA Papers and Proceedings*, 111: 211-15.

Alvaredo, F. L Assouad and T Piketty (2017). Measuring inequality in the Middle East, 1990-2016: The world's most unequal region. WID.*world Working Paper no* 2017/15.

Andres, A. R. & Ramlogan-Dobson, C. (2011). Is corruption really bad for inequality? Evidence from Latin America. *Journal of Development Studies*, 47(7), 959-976.

Appiah-Otoo, I. Chen, X. Song, N. & Dumor, K. (2022). Financial development, institutional improvement, poverty reduction: The multiple challenges in West Africa. *Journal of Policy Modeling*, 44(6), 1296-1312.

Assouad, L. L Chancel & M Morgan (2018).Extreme inequality: Evidence from Brazil, India, the Middle East and South Africa. *American Economic Association Papers & Proceedings.*

Ayubi, Shabir Ahmad (2021). The relationship between institutional quality and economic growth in Afghanistan. Masters. *University of Sistan and Baluchestan*(In Persian).

Azizi Zahra, Berari Asieh and Ahmadpour Kechu Ali (2021). The effect of institutional quality on financial development (case study: developing countries in the Eurasian region). Publication*: Economic Studies and Policies.* Volume 8. Number 1(15). Page 247-274(In Persian).

Batuo, M. E. & Asongu, S. A. (2015). The impact of liberalisation policies on income inequality in African countries. *Journal of Economic Studies*, 42(1), 68-100.

Behnejad, Saideh (2017). The role of institutional conditions in the impact of economic growth on poverty and income inequality. *Masters. Mashhad Ferdowsi University*(In Persian).

Berg, A. Ostry, J. D. Tsangarides, C. G. & Yakhshilikov, Y. (2018). Redistribution, inequality, and growth: new evidence. *Journal of Economic Growth*, 23, 259-305.

Bobzien, L. Income Inequality and Political Trust: Do Fairness Perceptions Matter? *Soc Indic Res 169*, 505–528 (2023). https://doi.org/10.1007/s11205-023-03168-9

Brady, David, Agnes Blome, and Hanna Kleider, 'How Politics and Institutions Shape Poverty and Inequality', in David Brady, and Linda M. Burton (eds), *The Oxford Handbook of the Social Science of Poverty, Oxford Handbooks (2016; online edn, Oxford Academic*, 5 Apr. 2017), https://doi.org/10.1093/oxfordhb/9780199914050.

Chong, A. & Calderon, C. (2000). Institutional quality and income distribution. *Economic Development and Cultural Change*, 48(4), 761-786.

Chong, A. & Gradstein, M. (2007). Inequality and institutions. *The review of Economics and Statistic*s, 89(3), 454-465.

Coccia, M. (2021). How a Good Governance of Institutions Can Reduce Poverty and Inequality in Society? In: Faghih, N. Samadi, A.H. (eds) Legal-Economic Institutions, *Entrepreneurship, and Management. Contributions to Management Science. Springer*,. https://doi.org/10.1007/978-3-030-60978-8_4.

Coccia, M. (2021). How a good governance of institutions can reduce poverty and inequality in society? Legal-Economic Institutions, Entrepreneurship, and Management: *Perspectives on the Dynamics of Institutional Change from Emerging Markets*, 65-94. DOI: 10.1111/1467-8454.12322

Eunni, R. V. (2010). Institutional Environments For Entrepreneurship In Emerging Economies: Brazil Vs. Mexico. World.J. *Management*, 2(1), 1-18

Gholizadeh & aelmi(2023), Institutional quality and tax evasion in Iran. *Quantitative Economics Research Quarterly*, 20(4), 38-86. doi: 10.22055/jqe.2021.35404.2283.

Shahid Chamran University of Ahvaz
Quarterly Journal of Quantitative Economics
(former Economic Studies)

Growth and Development Report. (2008). The growth report; strategies for sustained growth and inclusive development. The International Bank for Reconstruction and Development, *The World Bank*.

Gupta, S. Davoodi, H. & Alonso-Terme, R. (1998). Does corruption affect income inequality and poverty, *IMF Working Paper*. pp, 76–98.

Hacibedel, B. Mandon, P. Muthoora, P. et al. Inequality, growth fluctuations, and employment. *Empir Econ 66*, 587–622 (2024). https://doi.org/10.1007/s00181-023-02476-w.

Hodgson, G.M. (2006). What Are Institutions. J. *Economic issues*, xl(1):Pp 1-25.

Hosseini, Mohaddeseh, Ahmadi Shadmehri, Mohammad Taher and Gorjipour, Mohammad Javad. (2021). Investigating the effect of democracy on the relationship between economic growth and income inequality in Iran. *Quarterly Journal of Quantitative Economics*, 18(1), 1-16. (In Persian). doi: 10.22055/jqe.2020.29003.2058.

Jones, E. L. (1981). The European miracle: Environments, economies and geopolitics in the history of Europe and Asia. Cambridge: *Cambridge University Press.*

Keefer, P. & Knack, S. (1997). Why don't poor countries catch up? A cross-national test of an institutional explanation. *Economic inquiry*, 35(3), 590-602

Knack, S. & Keefer, P. (1997). Why don’t poor countries catch up A cross national test of an institutional explanation. *Economic Inquiry*, 35, 590–602.

Khodavardi Samani, M., Alizadeh, S., & Shaghaghi Shahri, V. (2025). Spatial spillover of fiscal decentralization on social welfare in Iranian provinces during 1385–1397: A spatial econometric approach. Quarterly Journal of Quantitative Economics, 22(2), 82–124. doi: 10.22055/jqe.2023.40959.2490.

Labidi MA, Ochi A, Saidi Y. (2022). Extreme poverty, economic growth and income inequality trilogy in sub-Saharan Africa and South Asia: A GMM panel VAR approach. *Research Square.*

Lucas Chancel & Thomas Piketty. (2021). Global Income Inequality, 1820–2020: the Persistence and Mutation of Extreme Inequality [Global Inequality of Hourly Income, 1980–2020]. *Journal of the European Economic Association, European Economic Association*, vol. 19(6), pages 3025-3062.

Mdingi, K. & Ho, S. Y. (2023). Income inequality and economic growth: An empirical investigation in South Africa. *Cogent Economics & Finance*, 11(2). https://doi.org/10.1080/23322039.2023.2230027

Moradi, Fatemeh, Jafari, Mohammad and Fattahi, Shahram. (2023). The effect of good governance on income inequality in selected developing and developed countries; with emphasis on corruption control. *Quarterly Journal of Quantitative Economics*, 20(3), 110-135. (In Persian).doi: 10.22055/jqe.2021.37420.2374.

Mubarak Asghar, Hejbar Kiani Kambiz, Mimarnjad Abbas, Pikarjo Kambiz (2017). Studying the effect of institutional quality and human capital on economic growth (case study: developing and developed countries). *Publication: Planning and Budget*. Volume 23. Number 1. Page 117-146 (In Persian).

Nik Pesian, Vahid, & Shahbazi, Kiyomarth. (2023). Spatial analysis of the effect of terrorism on the attraction of foreign direct investment in the Middle East. Quantitative *Economics Research Quarterly*, 20(2), 129-164. doi: 10.22055/jqe.2022.37973.239.

North, D. C. (1981). Structure and change in economic history. *Norton & Co.*

Ongo Nkoa, B.E. Song, J.S. Does Institutional Quality increase inequalities in Africa? J Knowl Econ 13, 1896–1927 (2022). https://doi.org/10.1007/s13132-021-00771-4

Ostry, Jonathan D. Loungani, P. & Berg, A. (2018). Confronting inequality: How societies can choose inclusive growth. *Columbia University Press.*

Ouechtati, I. Financial Inclusion, Institutional Quality, and Inequality: an Empirical *Analysis. J Knowl Econ* 14, 620–644 (2023). https://doi.org/10.1007/s13132-022-00909-y.

Panagariya, A. (2010). Sortir de la pauvreté. *Finances & Développement*, 47(3), 22–23.

Perotti, R. (1996). "Growth, Income Distribution and Democracy: What the Data Say", *Journal of Economic Growth*, 1(2):149–187

Pirzadi, M., Soufi Majidpour, M., & Mahmoudzadeh, M. (2024). Local effects and spatial spillovers of financial inclusion on income inequality: An interprovincial analysis. Quarterly Journal of Quantitative Economics. doi: 10.22055/jqe.2019.26401.1899.

Rodrik, D. (2007). Growth building jobs and prosperity in developing countries. *Departement for International Development*, 1-25.

Sawadogo, R. & Semedo, G. (2021). Financial inclusion, income inequality, and institutions in sub-Saharan Africa: Identifying cross-country inequality regimes. *International Economics*, 167, 15-28.

Szczepaniak, M. Geise, A. & Bariyah, N. (2022). Impact of institutional determinants on income inequalities in Indonesia during the Era Reformasi. *Journal of Asian Economics*, 82, 101526.

Tebaldi, E. & Mohan, R. (2010). Institutions and poverty. *The journal of development studies*, 46(6), 1047-1066.

Uzar, Umut. 2023. "Income Inequality, Institutions, and Freedom of the Press: *Potential Mechanisms and Evidence" Sustainability* 15, no. 17: 12927. https://doi.org/10.3390/su151712927.

Williams, C. C. & Schneider, F. (2016). Measuring the Global Shadow Economy: the prevalence of informal work and labour. *Edward Elgar Publishing.*

World Bank. (2023). *The World Bank Annual Report*

Zhang, R. & Naceur, S. B. (2019). Financial development, inequality, and poverty: Some international evidence. *International Review of Economics & Finance*, 61, 1-16.

Quarterly Journal of Quantitative Economics(JQE) (2026) **23(2) 104-150**

Shahid Chamran University of Ahvaz

Quarterly Journal of Quantitative Economics

Journal Homepage: www.jqe.scu.ac.ir
Print ISSN: 2008-5850
Online ISSN: 2717-4271



Investigating the Direct and Indirect Effects of Road Transport Infrastructure on The Regional Growth of The Cities of Khuzestan Province

Sayed Amin Mansouri *, Seyed Morteza Afghah**, Mostafa Mohammadi Dehchehshmeh***, Masomeh Ebrahimi****

** Associate Professor of Economics, Department of Economics, Faculty of Economics and Social Sciences, Shahid Chamran University of Ahvaz, Ahvaz, Iran (Corresponding Author).*
Email: *sa.mansouri@scu.ac.ir*
0000-0003-1251-4028
Postal address: *Golestan street, Golestan, Department of Economics, Faculty of Economics and Social Sciences, Shahid Chamran University of Ahvaz, Ahvaz, Khuzestan, Postal code: 61357-93113, Iran.*

*** Professor of Economics, Department of Economics, Faculty of Economics and Social Sciences, Shahid Chamran University of Ahvaz, Ahvaz, Iran.*
Email: m.afghah@scu.ac.ir
**** Professor of Geography and Urban Planning, Department of Geography and Urban Planning, Faculty of Literature and Humanities, Shahid Chamran University of Ahvaz, Ahvaz, Iran.*
Email: M.mohammadi@scu.ac.ir
***** PhD in urban and Regional Economics, Department of Economics, Faculty of Economics and Social Sciences, Shahid Chamran University of Ahvaz, Ahvaz, Iran.*
Email: ebrahimiusha@gmail.com

ARTICLE HISTORY	JEL CLASSIFICATION	KEYWORDS
Received: 06 May 2024 revision: 26 June 2024 acceptance: 07 September 2024	***E26, H26, O18***	***Regional growth, road transport, market potential, space, Khuzestan***

Funding:
This study is a part of Ms. Masoumeh Ebrahimi's doctoral dissertation in the field of economics under the supervisor of Dr. Sayed Amin Mansouri and Dr. Seyed Morteza Afghah at Shahid Chamran University of Ahvaz, which is supported by the Research Vice-Chancellor of Shahid Chamran University of Ahvaz with grant number SCU.EE1402.30460 It has been financed.
Authors' Contribution: Authors contributed equally to the conceptualization and writing of the article. All of the authors approved the content of the manuscript and agreed on all aspects of the work declaration of competing interest none.
Conflict of Interest: Authors declared no conflict of interest.
Acknowledgments: We hereby express our gratitude to the Research Vice-Chancellor of Shahid Chamran University of Ahvaz, who assisted the author in conducting this research

How to Cite:
Mansouri, Sayed Amin., Afghah, Seyed Morteza,. Mohammadi Dehchehshmeh., Mostafa & Ebrahimi,. Masomeh. (2026). Investigating the Direct and Indirect Effects of Road Transport Infrastructure on The Regional Growth of The Cities of Khuzestan Province. *Quarterly Journal of Quantitative Economics(JQE)*. 23 (2), 104-150. [in Persian]
doi 10.22055/jqe.2024.46844.2625

© 2026 Shahid Chamran University of Ahvaz, Ahvaz, Iran. This article is an open access article distributed under the terms and conditions of the Creative Commons Attribution-NonCommercial 4.0 International (CC BY-NC 4.0 license) (http://creativecommons.org/licenses/by-nc/4.0/)

EXTENDED ABSTRACT

INTRODUCTION

The economic growth of each region is based on different capacities, one of the most important of which is the communication and Road Transport Infrastructure. If the different dimensions of economic development are examined, it is inferred that all these activities from the beginning to the exploitation are in some way related to transportation issues. As one of the factors affecting economic prosperity, communication and transportation infrastructure increases the availability of regional welfare and facilities through the movement of cargo and passengers, and therefore plays a very important and influential role in the process of economic development; while also being influential in the process of economic development (Shahraki Moghadam, Karimian Bostani, & Anuri, 2020).

Khuzestan is located in a very strategic and transit position, with the highest gross production among Iranian provinces after Tehran province. Khuzestan province has 29 municipalities, 70 wards, 146 villages and 88 cities. Due to its climatic and economic conditions, Khuzestan has witnessed significant changes in its various cities. According to statistics published by the Khuzestan Road Transport and Highways Department, the length of the main roads of the city of Dezful from 31/163 in the year 2011 to 6/231 in the year 99 means 40 percent, but the city of shushter reached 2/282 in the year 2020 from 9/227 in the year 2011, that is, 24 percent growth (Alavi & Esfandiari, 2019). For this purpose, the hubness index, access index and market potential were used to examine the impact of transportation infrastructure on the economic growth of the cities of Khuzestan province.

METHODOLOGY

The research data for the period 2011-2020 for 27 cities of Khuzestan province is in the form of panel data, which is used to examine the temporal and spatial effects of the generalized torque method (GMM).

FINDINGS

The findings show that if the hubness index of the largest cities in Khuzestan province changes by 10 percent, 4.4 percent of GDP per capita will be reduced. Also, if 100% changes in the size of the hubness index of the cities of Khuzestan province, 7% will be added to the size of the largest cities of Khuzestan province. Also, according to the results of the estimate, if the size of the largest city of Khuzestan changes by 10 percent, about 20 percent will be added to the GDP of the cities of Khuzestan province. The indirect effect of the hubness index of the largest city on GDP is also a positive effect and as much as 0.12. Based on this result and the results of Model 3-1, in which the direct effect of the impact of the hubness index of the largest city on GDP is calculated at the rate of 0.44 - indicates the effects in the opposite direction. So in total, the impact of the largest city's hubness on the GDP of the cities of Khuzestan province will be 0.32.

CONCLUSION

The results of the study show that the hubness index had a positive effect on the size of the cities of Khuzestan province but reduced the GDP of the provincial cities. This is despite the fact that the growth of large cities in Khuzestan province has increased the GDP of the province. The indirect

effects of the hubness index also indicate positive effects on the GDP of the cities of Khuzestan province. The results of this study show that the spatial development of the city of Khuzestan province was not in line with the hubness index, and it seems that cities with higher hubness capacity are marginalized. It is therefore recommended that in order to develop the population in the cities of Khuzestan province, the issue of the polarity of the city should be considered and more attention should be paid to the cities that have higher polarity indicators and higher potential in this field, such as Karun and Hamideh.

Reference

Abbasi, M., Sajjadi, J., & Abdollahi, A. (2021). Strengthening transport infrastructure and modeling its impacts on rural tourism development, case study: Shit-Walidar and Shirinso tourist areas, Tarom Township. *Tourism Management Studies*, *16*(54), 131–158. https://doi.org/10.22054/tms.2021.12786 [In Persian]

Ahmadi, A. (2025). An analytical review and prioritization of barriers to the development of non-oil exports in Iran: FAHP approach. *Quarterly Journal of Quantitative Economics(JQE)*, *21*(4), 39–95. https://doi.org/10.22055/jqe.2021.37103.2359 [In Persian]

Al-Katout, F., & Bakir, A. (2019). The impact of economic freedom on economic growth. *International Journal of Business and Economics Research*, *8*(6), 469–477.

Alavi, S., & Esfandiari, E. (2019). Assessing and organizing road transportion to reduce road asccidents. *Traffic Management Studies*, *14*(54), 57–89. [In Persian]

Alizadeh, S., Alizadeh, M., Delfan, M., & Shaghaghi Shahri, V. (2023). Spatial analysis of the effect of financial decentralization on economic stability, a study of Iranian provinces. *Economic Growth and Development Research*, *13*(50), 71–88. https://doi.org/10.30473/egdr.2022.56403.6407 [In Persian]

Baron, R. M., & Kenny, D. A. (1986). The moderator–mediator variable distinction in social psychological research: Conceptual, strategic, and statistical considerations. *Journal of Personality and Social Psychology*, *51*(6), 1173–1182. https://doi.org/10.1037/0022-3514.51.6.1173

Barro, R. J. (1990). Government spending in a simple model of endogeneous growth. *Journal of Political Economy*, *98*(5, Part 2), S103–S125. https://doi.org/10.1086/261726

Brata, A. G. (2009). *Innovation and social capital in the small-medium enterprises: A case of bamboo handicraft in Indonesia* (Working Paper). Munich Personal RePEc Archive.

Bruinsma, F., & Rietveld, P. (1993). Urban agglomerations in European infrastructure networks. *Urban Studies*, *30*(6), 919–934. https://doi.org/10.1080/00420989320080871

Bruinsma, F., & Rietveld, P. (1998). The accessibility of European cities: Theoretical framework and comparison of approaches. *Environment and Planning A: Economy and Space*, *30*(3), 499–521. https://doi.org/10.1068/a300499

Bruinsma, F. R., & Rietveld, P. (1997). *The impact of accessibility on the valuation of cities as location for firms* (Research Memorandum No. 1997-62). Vrije Universiteit Amsterdam.

Caniëls, M. C., & Verspagen, B. (1999). *The effects of economic integration on regional growth: An evolutionary model* (Eindhoven Centre for Innovation Studies Working Paper No. 99.4). Eindhoven University of Technology.

Dadras Moghadam, A., & Karkesh, H. (2025). Investigating the effects of government fiscal policies on Iran's economy: By method the computable general equilibrium model. *Quarterly Journal of Quantitative Economics(JQE)*, *22*(1), 64–102. https://doi.org/10.22055/jqe.2023.39787.2459 [In Persian]

Dehghan Shabani, Z., & Akbari, N. (2015). Economic distance and regional economic growth in Iran. *The Economic Research (Sustainable Growth and Development)*, *15*(2), 203–222. [In Persian]

Ebrahimi, M., Mansouri, S. A., Afghah, S. M., & Mohammadi Dehchehshmeh, M. (2024). Investigating the impact of road transport infrastructure on the spatio-temporal development of the cities of Khuzestan province based on the new economic geography theory. *Journal of Applied Economics Theories*, *11*(3), 1–22. https://doi.org/10.22034/ecoj.2024.61884.3318 [In Persian]

Ehnts, D., & Trautwein, H.-M. (2012). From new trade theory to new economic geography: A space odyssey. *Œconomia. History,*

Methodology, Philosophy, *2*(1), 35–66. https://doi.org/10.4000/oeconomia.1424

Fujita, M., & Krugman, P. (1995). When is the economy monocentric?: von Thünen and Chamberlin unified. *Regional Science and Urban Economics*, *25*(4), 505–528. https://doi.org/10.1016/0166-0462(95)02098-F

Fujita, M., & Mori, T. (1997). Structural stability and evolution of urban systems. *Regional Science and Urban Economics*, *27*(4–5), 399–442. https://doi.org/10.1016/S0166-0462(97)00004-X

Fujita, M., & Thisse, J.-F. (2009). New economic geography: An appraisal on the occasion of Paul Krugman's 2008 Nobel Prize in Economic Sciences. *Regional Science and Urban Economics*, *39*(2), 109–119. https://doi.org/10.1016/j.regsciurbeco.2008.11.003

Fujita, N. (2007). Myrdal's theory of cumulative causation. *Evolutionary and Institutional Economics Review*, *3*(2), 275–284. https://doi.org/10.14441/eier.3.275

Garip, F., & Asad, A. L. (2016). Network effects in Mexico–US migration: Disentangling the underlying social mechanisms. *American Behavioral Scientist*, *60*(10), 1168–1193. https://doi.org/10.1177/0002764216643131

Ghorbani, M., Ahmadi Shadmehri, M., & Mostafavi, S. (2014). A survey on the effect of infrastructure on economic growth in Iran (1976–2012). *Economic Growth and Development Research*, *5*(17), 49–60. [In Persian]

Hansen, J. B. (1970). *A revised and extended formula for bearing capacity* (Bulletin No. 28). Danish Geotechnical Institute.

Hansen, N. M. (1967). Development pole theory in a regional context. *Kyklos*, *20*(4), 709–727. https://doi.org/10.1111/j.1467-6435.1967.tb00879.x

Hansen, W. G. (1959). How accessibility shapes land use. *Journal of the American Institute of Planners*, *25*(2), 73–76. https://doi.org/10.1080/01944365908978307

Harris, Z. S. (1954). Distributional structure. *Word*, *10*(2–3), 146–162. https://doi.org/10.1080/00437956.1954.11659520

Harvey, D. (2005). The sociological and geographical imaginations. *International Journal of Politics, Culture, and Society*, *18*(3–4), 211–255. https://doi.org/10.1007/s10767-006-9009-6

Hassanpour, S., Farazmand, H., Afghah, S. M., & Arman, S. A. (2023). Comparative investigation of the present value of various investment strategies in the country's transportation network (Case study: Intercity freeways of Iran). *Urban Planning Knowledge*, *7*(3), 41–66. https://doi.org/10.22124/upk.2023.24445.1861 [In Persian]

Holl, A. (2012). Market potential and firm-level productivity in Spain. *Journal of Economic Geography*, *12*(6), 1191–1215. https://doi.org/10.1093/jeg/lbs004

Hosseinzadeh, R., Keshavarz, H., & Saadatipour, M. (2025). The effect of foreign direct investment on employment in the provinces of Iran: With an emphasis on interregional spillovers. *Quarterly Journal of Quantitative Economics(JQE)*, *22*(3), 27–53. https://doi.org/10.22055/jqe.2023.41855.2513 [In Persian]

Javadinia, M., Jalaee, A. M., & Nejati, M. (2025). Investigating the impact of gas price shock on macroeconomic variables with an emphasis on the formation of the regional gas market: Dynamic general equilibrium model approach. *Quarterly Journal of Quantitative Economics(JQE)*, *22*(2), 215–241. https://doi.org/10.22055/jqe.2023.41624.2507 [In Persian]

Khodaverdi Samani, M., Alizadeh, M., & Fotros, M. H. (2024). The effect of financial decentralization on efficiency of health services delivery in the provinces of Iran during 2006-2016: Using spatial econometrics. *Quarterly Journal of Quantitative Economics(JQE)*, *21*(2), 34–74. https://doi.org/10.22055/jqe.2021.36482.2333 [In Persian]

Khodaverdi Samani, M., Alizadeh, S., & Shaghaghi Shahri, V. (2025). Spatial overflow of financial decentralization on social welfare in the provinces of Iran during the years 2006-2018 approach: Spatial econometrics. *Quarterly Journal of Quantitative Economics(JQE)*, *22*(2), 82–124. https://doi.org/10.22055/jqe.2023.40959.2490 [In Persian]

Krugman, P. (1998). What's new about the new economic geography? *Oxford Review of Economic Policy*, *14*(2), 7–17. https://doi.org/10.1093/oxrep/14.2.7

Krugman, P. (2000). Where in the world is the 'new economic geography'? In G. L. Clark, M. P. Feldman, & M. S. Gertler (Eds.), *The Oxford*

handbook of economic geography (pp. 49–60). Oxford University Press.

Krugman, P., & Venables, A. J. (1996). Integration, specialization, and adjustment. *European Economic Review*, *40*(3–5), 959–967. https://doi.org/10.1016/0014-2921(95)00104-2

Leon-Ledesma, M. A. (2000). Economic growth and Verdoorn's law in the Spanish regions, 1962–91. *International Review of Applied Economics*, *14*(1), 55–69. https://doi.org/10.1080/026921700101497

Limao, N., & Venables, A. J. (2001). Infrastructure, geographical disadvantage, transport costs, and trade. *The World Bank Economic Review*, *15*(3), 451–479. https://doi.org/10.1093/wber/15.3.451

Linneker, B. J., & Spence, N. A. (1992). Accessibility measures compared in an analysis of the impact of the M25 London Orbital Motorway on Britain. *Environment and Planning A: Economy and Space*, *24*(8), 1137–1154. https://doi.org/10.1068/a241137

Logan, J. R., & Molotch, H. L. (2012). The city as a growth machine: From urban fortunes: The political economy of place (1987). In J. Lin & C. Mele (Eds.), *The urban sociology reader* (pp. 109–117). Routledge.

Lösch, A. (1954). *The economics of location* (W. H. Woglom & W. F. Stolper, Trans.). Yale University Press.

Mansouri, S. A. (2024). Investigating the effect of sanctions on casual relationship between corruption, income inequality and poverty in Iran. *Quarterly Journal of Quantitative Economics(JQE)*, *21*(1), 171–201. https://doi.org/10.22055/jqe.2024.43224.2544 [In Persian]

Mansouri, S. A., Afghah, S. M., & Alizade Ahvazi, S. (2025). The impact of investment in maritime, road, rail and air transport on Iran's economic growth. *Quarterly Energy Economics Review*, *21*(87), 61–92. [In Persian]

Mansouri, S. A., Afghah, S. M., Aghaei Jannat-Makan, H., & Sharifzadeh Ahvazi, S. (2022). Simulation of human development index in Khuzestan province with emphasis on healthy living and access to knowledge and comparison with Iran. *Quarterly Journal of Quantitative Economics(JQE)*, *19*(1), 101–126. https://doi.org/10.22055/jqe.2022.37537.2376 [In Persian]

Mansouri, S. A., Arman, S. A., & Hoseini, F. (2026). Explaining the effect pattern of crimes in Tehran on the economic growth of neighboring

provinces (based on the core-periphery approach). *Quarterly Journal of Quantitative Economics(JQE)*, *22*(4), 250–288. https://doi.org/10.22055/jqe.2024.45875.2604 [In Persian]

Misra, D., Kumar, A., & Agarwal, S. (1985). Study of the distribution of localized states in a-Si: H using the thermally-stimulated-currents technique. *Physical Review B*, *31*(2), 1047–1055. https://doi.org/10.1103/PhysRevB.31.1047

Mohamadian Mansour, S., & Golkhandan, A. (2026). The interactive effect of military spending and armed conflict on foreign direct investment: A study of MENA countries. *Quarterly Journal of Quantitative Economics(JQE)*, *22*(4), 216–249. https://doi.org/10.22055/jqe.2024.44934.2578 [In Persian]

Mousavi Jahromi, Y., & Ebadifard, M. (2009). The effect of government investment in transportation infrastructure on private sector investment and economic growth in Iran. *Transportation Research Journal*, *5*(4), 271–284. [In Persian]

Nasrollahi, Z., & Opera Jounaghani, E. (2024). Prioritization of the economic sectors of Isfahan Province from the perspective of the importance of water resources and considering the three goals of social, environmental and economic sustainable development. *Quarterly Journal of Quantitative Economics(JQE)*, *21*(1), 107–137. https://doi.org/10.22055/jqe.2023.42445.2528 [In Persian]

Nawzad, R. (2011). *Short-time overloading of power transformers* (Master's thesis). Chalmers University of Technology, Gothenburg, Sweden.

Parvar, M., Hassanvand, D., Khorsand, M., & Tarahomi, F. (2021). Investigation and analysis of the role of maritime transport sector on economic growth of Khuzestan Province. *Transportation Research Journal*, *18*(4), 85–98. [In Persian]

Peng, W., Xu, J., & He, Z. (2023). The impact of human capital on green economic efficiency: Evidence from 280 prefectural cities in China. *Environmental Science and Pollution Research*, *30*(28), 72415–72429. https://doi.org/10.1007/s11356-023-27484-8

Pokharel, R., Bertolini, L., te Brömmelstroet, M., & Acharya, S. R. (2021). Spatio-temporal evolution of cities and regional economic development in Nepal: Does transport infrastructure matter? *Journal*

of Transport Geography, *90*, Article 102904. https://doi.org/10.1016/j.jtrangeo.2020.102904

Rodrigue, J.-P. (2016). The role of transport and communication infrastructure in realising development outcomes. In J. Grugel & D. Hammett (Eds.), *The Palgrave handbook of international development* (pp. 595–614). Palgrave Macmillan. https://doi.org/10.1057/978-1-137-42724-3_35

Romer, P. M. (1990). *Are nonconvexities important for understanding growth?* (NBER Working Paper No. 3271). National Bureau of Economic Research. https://doi.org/10.3386/w3271

Roy, S., & Ciobotaru, A. M. (2024). Does integrated transport topology act as a stimulus for inclusive growth and regional development in Bosnia and Herzegovina? *Regional Science Policy & Practice*, *16*(4), Article 12732. https://doi.org/10.1111/rsp3.12732

Saadat, M.-J., Elmi, Z. M., & Akbari, N. (2008). Analysis of spatial unemployment in Iran. *The Journal of Economic Studies and Policies*, *0*(14), 151–176. [In Persian]

Sala-i-Martin, X. X., & Barro, R. J. (1995). *Technological diffusion, convergence, and growth* (Center Discussion Paper No. 735). Economic Growth Center, Yale University.

Shahraki Moghadam, H., Karimian Bostani, M., & Anuri, M. (2020). Road transit and its effects on the development of rural economy in Sistan region. *Space Economy & Rural Development*, *9*(31), 113–130. [In Persian]

Spiekermann, K., & Neubauer, J. (2002). *European accessibility and peripherality: Concepts, models and indicators* (Nordregio Report 2002:2). Nordregio.

Spiekermann, K., & Wegener, M. (2006). The role of transport infrastructure for regional development in South-East Europe. *South-East Europe Review for Labour and Social Affairs*, *9*(1), 51–61. https://doi.org/10.5771/1435-2869-2006-1-51

Tsagkis, P., Bakogiannis, E., & Nikitas, A. (2023). Analysing urban growth using machine learning and open data: An artificial neural network modelled case study of five Greek cities. *Sustainable Cities and Society*, *89*, Article 104337. https://doi.org/10.1016/j.scs.2022.104337

Vandenbulcke, G., Steenberghen, T., & Thomas, I. (2009). Mapping accessibility in Belgium: A tool for land-use and transport planning? *Journal of Transport Geography*, *17*(1), 39–53. https://doi.org/10.1016/j.jtrangeo.2008.04.008

Wang, Y., Cui, S., Yang, Y., & Lian, J.-A. (2009). Virtual reality mathematic learning module for engineering students. *Technology Interface Journal*, *10*(1), 1–10.

Yang, D. (1990). Patterns of China's regional development strategy. *The China Quarterly*, *122*, 230–257. https://doi.org/10.1017/S030574100000898X

Quarterly Journal of Quantitative Economics(JQE) **(2026) 23(2) 151-177**

Shahid Chamran University of Ahvaz

Quarterly Journal of Quantitative Economics

Journal Homepage: www.jqe.scu.ac.ir
Print ISSN: 2008-5850
Online ISSN: 2717-4271



The effect of economic inequality on fiscal policy in the political cycle, a study in the provinces of Iran

Esmaiel Abounoori *, *Majid Maddah* ** , *Nasibeh Keramatizadeh* ***

* Professor of Econometrics and Social Statistics, Department of Economics, Faculty of Economics, Management and Administrative Sciences, Semnan University, Semnan, Iran.
Email: *mailto:esmaiel.abounoori@semnan.ac.ir*

** Professor of Economics, Faculty of Economics, Management and Administrative Sciences, Semnan University, Semnan, Iran.
Email: *mailto:majid.maddah@semnan.ac.ir*

*** Doctoral student of Economics-Econometrics, Faculty of Economics, Management and Administrative Sciences, Semnan University, Iran (corresponding author).
***Email*:** *mailto:keramatizadeh.n@semnan.ac.ir*

0009-0005-4964-4370
Postal address*: Iran, North Khorasan, Esfrain, Sepideh Kashani St., Sepideh Kashani 5, postal code 96619-13643.*

ARTICLE HISTORY	JEL CLASSIFICATION	KEYWORDS
Received: 07 May 2024 ***revision: 13 July 2024*** ***acceptance: 20 October 2024***	***D31-E62-C33***	***economic inequality, fiscal policy, panel data model, Provinces of Iran***

Acknowledgments: Acknowledgments may be made to individuals or institutions that have made an important contribution.
Conflict of Interest: The authors declare no conflict of interest
Funding: The authors received no financial support for the research, authorship, and publication of this article.

How to Cite:

Shahid Chamran University of Ahvaz
Quarterly Journal of Quantitative Economics
(former Economic Studies)

Abounoori, Esmaiel., Maddah, Majid & *Keramatizadeh, Nasibeh*. (2026). The effect of economic inequality on fiscal policy in the political cycle, a study in the provinces of Iran. *Quarterly Journal of Quantitative Economics (former Economics Studies)*, 23 (2), 151-177. [in persian]
10.22055/jqe.2024.46845.2626

© 2026 Shahid Chamran University of Ahvaz, Ahvaz, Iran. This article is an open access article distributed under the terms and conditions of the Creative Commons Attribution-NonCommercial 4.0 International (CC BY-NC 4.0 license) (http://creativecommons.org/licenses/by-nc/4.0/)

EXTENDED ABSTRACT

INTRODUCTION:

Public debt, government spending and taxes are among the financial instruments that governments have available for financing. On the other hand, a government seeking re-election tries to avoid social unrest. The question we seek to answer in this research is what is the government's policy in the face of social unrest? Therefore, in this research, the effect of Gini coefficient as a representative of social unrest on public debt, government expenses and tax revenues has been investigated. The statistical sample in this study is 31 provinces of the country in the period from 2011 to 2020.

The government, which seeks to increase its chances of re-election in the elections, tries to minimize the negative effects of social unrest in the society. For this purpose, limited financial tools are inevitably used. One of the indicators that can exacerbate social unrest is the existence of class gaps and the intensification of economic inequalities in society (Carrera, Vega, & Toledo, 2024). Class gap and poverty in society is caused by wide inequality in income distribution. Economic inequalities can weaken social cohesion and lead to challenges such as social dissatisfaction and political instability (Shaltger & Vedder, 2014). Political instability reduces the probability of re-election of the ruling government; Therefore, in the years close to the elections, the governments have sought to reduce the class gap by applying expansionary financial policies through financial instruments in order to gain the satisfaction of the society.

Rulers have a level of authority that only they truly know and that is unknown to the citizens. Since voters cannot directly identify a politician's competence, they must infer it from the results of fiscal policies; Therefore, voters choose candidates who spend more before the election who implement

either tax cuts or government spending increases, because this seems to be a valid indication of their high level of competence. As a result, this information asymmetry creates an incentive for politicians to spend more or cut taxes before elections, thereby increasing their chances of staying in power (Rogoff & Siebert, 1988; Rogoff, 1987). Incumbents have incentives to increase the supply of public goods before elections, in the hope that voters will attribute the increase to their merits (Shi & Svensson, 2006).

From an empirical perspective, research shows that the political cycle phenomenon is conditioned by factors and contexts, for example, their driving mechanisms and the conditions under which they occur are very different in different countries. Some of these conditional factors that are prominent in the literature are media freedom (Veiga, Veiga, & Morozumi, 2017), features of the electoral system (Idet and Mooney, 2014) and the research of (Bohn & Vega, 2019) shows how expectations of a possible recession is to strengthen the political budget cycle.

With the increase of the government's construction expenditure, the increasing mechanisms of active income and the purchasing power of the society increase. As a result, as the demand for the goods and services created increases, investment will increase again. The continuation of this cycle will lead to the creation of stable employment and income, and thus will improve the income distribution of the society. However, the government's current expenditures, which have a non-productive effect, usually go to the high-income groups of the society and do not allow the low-income groups to benefit (Akbari, Farahmand, & Jamali, 2011). Moreover, empirical regional studies in Iran confirm that government size, fiscal instruments, and financial inclusion play a pivotal role in mitigating provincial income inequality (Pirzadi, Soufimajidpour & Mahmodzadeh, 2025; Zobeidi, Khodapanah & Montazer Hojat, 2025). Economic inequality affects many macroeconomic variables such as budget deficit and government debt (Monir & Sultan, 2017). This effect on the public debt of the government is theoretically and empirically ambiguous. In other words, the income inequality on the public debt of the government can be both positive and negative according to the conditions. This work can be examined in two perspectives. In the first view: as economic inequality increases, income risk also increases, thus increasing the government's incentive to borrow. In fact, government debt is the result of government policies in the face of economic inequality (Azzimonti, De Francisco, & Quadrini, 2014). In the second view, the increase in economic inequality causes the accumulation of capital and, as a result, the increase in

Shahid Chamran University of Ahvaz
Quarterly Journal of Quantitative Economics
(former Economic Studies)

production, and finally, tax revenues increase and the public debt of the government decreases (Sadeghi Amroabadi & Hooshmandi,2021).

The combination of government spending has a direct and indirect effect on income inequality. While subsidies and taxes directly affect inequality, spending on public services can indirectly affect income distribution through the channel of strengthening people's abilities (Vigas & Ribeiro, 2013). Government spending can have decisive effects on the pattern of income distribution through improving the ability of the workforce and creating social and economic infrastructure (Lustig, Pessino, & Scott, 2014). As inequality in society increases, the demand for public goods and services increases. On the other hand, the government increases its expenses in order to satisfy the citizens and meet their demands and avoid facing unrest. Therefore, with the increase in economic inequality, government spending will increase (Hendricks & Myles, 2006).

Tax as a permanent and predictable source has always been the focus of the government of men. Applying taxes, both for the purpose of earning income and for the purpose of policy making, imposes different effects on the economy. On the one hand, taxes have an impact on the distribution conditions of the society due to the impact of taxes, and on the other hand, they bring allocation effects by moving resources from one market to another. It is through the tax system that the government can collect a portion of people's income to provide public services, help low-income groups, or pay directly to the poor. In fact, the effect of tax revenue is exerted through the transfer of income from the market to the government and from the government to the whole society. Through taxes, the government can intervene in the market, cover its expenses and affect the distribution of income (Sadeghi, Beheshti, Ranjpour, & Ebrahimi, 2017).

In this research, the effect of economic inequality on financial policy in the political cycle in the period of 2011to 2020 has been investigated using two methods, FGLS and GMM, for 31 provinces of the country.

The results of this research show that with the increase in urban economic inequality in Iran's provinces, the government's policy in the face of unrest is to increase the budget deficit as a proxy for public debt, while the policy adopted in the face of unrest caused by rural economic inequality is to increase spending and increase It is a budget deficit. The increase in urban economic inequality in interaction with the ratio of the executive period has a positive and significant effect on public debt and government expenses and significantly reduces tax revenues. The increase in rural economic inequality in interaction with the ratio of the executive period has a negative and

significant effect on government debt and expenses and increases tax revenues significantly.

The comparison of the results of the conducted studies shows an empirical gap of examining the effect of economic inequality on government financial instruments, including public debt, government spending and tax revenues with the presence of a political variable, which this article tries to cover and strengthen the empirical literature in this field.

METHODOLOGY:

In this study, two methods of feasible generalized least squares (FGLS) and generalized moments (GMM) have been used to estimate research models.

Since the problem of variance heterogeneity has an important effect on statistical estimations and inferences, it is necessary to check the presence or absence of variance heterogeneity. To test the hypothesis of heterogeneity of variance of panel data, the variance of heterogeneity of exponential ratio test can be used, which confirms the existence of heterogeneity of variance if the hypothesis $H_0$is rejected. Also, the problem of autocorrelation should be investigated, and the Wooldridge autocorrelation test can be used. The rejection of the null hypothesis is based on the existence of autocorrelation. If these two problems are confirmed, the ordinary least squares method is not valid enough. Therefore, it is possible to use the possible generalized least squares method in which the problem of heterogeneity of variance and autocorrelation is solved for estimation.

In the GMM method, the Sargan test indicates the accuracy and validity of the selected instrumental variables, and its non-significance at the 0.05 level confirms the accuracy and validity of the selected instruments. The second-order autocorrelation test of AR(2) residuals is another test that, according to Arelano and Band (1991), the model estimated by the GMM method should have no second-order autocorrelation. The probability of second-order autocorrelation should be higher than 0.05 (Labra Lillo & Torsilas, 2018).

FINDINGS:

In this research, the policy adopted by the government in response to social unrest has been studied considering increasing its chances for re-election in the elections. In this regard and to measure this reaction, the effect of the Gini coefficient as a representative of social unrest on government debt, tax revenues and government expenditures has been investigated. The statistical sample in this research is 31 provinces of Iran in the period from 2011 to 2020. The estimation of the regression model of this research has been done

Shahid Chamran University of Ahvaz
Quarterly Journal of Quantitative Economics
(former Economic Studies)

in 6 different specifications from the possible generalized least squares method and generalized moments. To evaluate the government's policy in the face of social unrest, urban and rural Gini coefficients are used separately.

In total, the findings of the research show that the government's policy in facing the unrest caused by the increase in urban and rural economic inequality is different. According to the results of the estimation of different models, the increase in urban economic inequality in Iran's provinces significantly increases the government's budget deficit. Also, the increase in rural inequality has a significant positive effect on the budget deficit and government spending. The positive relationship between income inequality and budget deficit and government spending indicates that the government's policy in the face of social unrest caused by economic inequality is to create a budget deficit and increase government spending in order to reduce inequalities. In this way, with the increase of economic inequalities, the creation of budget deficits and the increase of government expenses can be justified, and this positive relationship is caused by the government's policy in the face of social unrest. The effect of urban economic inequality on tax revenues is positive and significant, which can be justified by the fact that in recent years, the government's policy in securing its revenues has changed from oil revenues to tax revenues, and on the other hand, in the urban areas of the provinces, to The reason that this study includes all kinds of tax revenues, including taxes on goods and income, is that urban tax revenues will be more than rural tax revenues. On the other hand, increasing rural inequality significantly reduces government tax revenues. The effect of the urban Gini coefficient in interaction with the political variable of the executive period ratio (urban Gini coefficient(-1)*Shrterm) is positive on government debt and expenses and negative on tax revenues. While the increase in inequality in rural areas in interaction with the executive ratio (Rural Gini coefficient (-1)*Shrterm) significantly reduces the government's debt and expenses and increases the government's tax revenues.

CONCLUSION:

The research is in line with the literature that analyzes how inequality and the political cycle interact with financial variables. The empirical approach of this study proves the argument that in order to maintain social stability, in order to increase the chances of remaining in office, policy makers increase the government budget deficit in urban areas and increase the budget deficit and government spending in rural areas of the provinces. The empirical results of this study show that governments choose to use government budget deficits

in urban areas and rural government spending in provinces to face unexpected increases in inequality to maximize their re-election chances. Comparing the results of this study with previous studies such as (Carrera, Vega, & Toledo, 2024) shows that the government of the countries studied in their research, which is a collection of developed and developing countries, have used public debt issuance in response to social unrest, which indicates that The result is the same as the leading research. With the explanation that in this study, due to the lack of information on public debt, the proxy of budget deficit was used instead of public debt, and also inequality was investigated in a provincial way and separated into urban and rural areas.

References

Abdullah Milani, M., Parvin, S., & Sidi, K. (2017). The Exponential Structure of Income Tax and Its Effect on Income Inequality in the Provinces of The Country. *Journal of Economics*, 17(66), 1-22. https://doi.org/10.22054/joer.2017.8200 [In Persian]

Abunouri, I., Karimi Patanlar, S., & Mardani, M. R. (2010). The effect of financial policy on macroeconomic variables of Iran's economy: an approach of vector autoregression. *Economic Research Journal*, 10(38), 117-143. https://joer.atu.ac.ir/article_2747.html [In Persian]

Aidt, T. S., & Mooney, G. (2014). Voting suffrage and the political budget cycle: Evidence from the London Metropolitan Boroughs 1902–1937. *Journal of public economics*, *112*, 53-71.

Akbari, N., Farahmand, S., & Jamali, S. (2011). Spatial Analysis of the Effect of Government's Fiscal Policy on Income Distribution Inequality in Iran: (GWR Approach). *Quantitative Economic Research Quarterly*,8(3),1-26. https://jqe.scu.ac.ir/article_10591.html [In Persian]

Arellano, M., & Bond, S. (1991). Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations. *The review of economic studies*, *58*(2), 277-297.

Azzimonti, M., De Francisco, E., & Quadrini, V. (2014). Financial globalization, inequality, and the rising public debt. *American Economic Review*, *104*(8), 2267-2302.

Bohn, F., & Veiga, F. J. (2019). Elections, recession expectations and excessive debt: an unholy trinity. *Public Choice*, *180*(3), 429-449.

Campomanes, I. P. (2024). The political economy of inequality, mobility and redistribution. *Journal of Macroeconomics*, *79*, 103585.

Carrera, J., & de la Vega, P. (2021). The impact of income inequality on public debt. *The Journal of Economic Asymmetries*, *24*, e00216.

Carrera, J., de la Vega, P., & Toledo, F. (2024). Income inequality and fiscal policy over the political cycle. *Empirical Economics*, *66*(1), 301-325.

Dadgar, Y., & Mahmoodvand, H. (2022). Analyzing the relationship between inequality and social unrest: Iran and the selected countries. *The Journal of Economic Studies and Policies*, *9*(1), 116-141.https://doi.org/10.22096/esp.2022.125080.1333 [In Persian]

Drazen, A., & Eslava, M. (2006). Pork barrel cycles.

Giacobbe, P., Ordine, P., & Rose, G. (2024). The effects of relaxing fiscal rules on Political Budget Cycle: A difference-in-discontinuities analysis on Italian municipalities. *Electoral Studies*, *88*, 102761.

Hindriks, J., & Myles, G. D. (2013). *Intermediate public economics*. MIT press.

Iran Statistics Center, Provincial Statistical Yearbooks, Chapter 20, General Budget of Provinces. https://amar.org.ir [In Persian]

Iran Statistics Center, Provincial Statistical Yearbooks, Chapter 21, Household Income and Expenses. https://amar.org.ir [In Persian]

Iran Statistics Center, Statistical Yearbooks, Chapter 25, Political Affairs. https://amar.org.ir [In Persian]

Jafari Samimi, A. (2004). *Public Sector Economics (1)*: Semit Publications. [In Persian]

Kiviet, J. F. (1995). On bias, inconsistency, and efficiency of various estimators in dynamic panel data models. *Journal of econometrics*, *68*(1), 53-78.

Labra Lillo, R., & Torrecillas Bautista, C. (2018). Estimating dynamic Panel data. A practical approach to perform long panels.

Lustig, N., Pessino, C., & Scott, J. (2014). The impact of taxes and social spending on inequality and poverty in Argentina, Bolivia, Brazil, Mexico, Peru, and Uruguay: Introduction to the special issue. *Public Finance Review*, *42*(3), 287-303.

Maddah, M., & Jeyhoon-Tabar, F. (2022). The empirical analysis of the effect of income inequality on the public expenditures of the provinces using the Middle Voter Model. *The Journal of Economic Policy*, *13*(26), 259-285. https://ep.yazd.ac.ir/article_2689.html?lang=fa [In Persian]

Mehrani, S., Moradi, M., & Esmaeili, S. (2022). Identifying the Components of Public Sector Debt Reporting in Iran. *Empirical Research in Accounting*, *12*(1), 181-200.https://jera.alzahra.ac.ir/article_6234.html [In Persian]

Munir, K., & Sultan, M. (2017). Macroeconomic determinants of income inequality in India and Pakistan. *Theoretical & Applied Economics*, *24*(4).

Nickell, S. (1981). Biases in dynamic models with fixed effects. *Econometrica: Journal of the econometric society*, 1417-1426.

Noor Mohammadi, K., Arab mazar, A., Mehregan, N., & Partoyi, B. (2021). An Analysis of Government Expenditures Influences on Income Inequality in Provinces of Iran (Using the Generalized Method of Moments. *Journal of financial economics and development*, 14(53), 1-19. https://www.sid.ir/paper/387025/fa [In Persian]

Nordhaus, W. D. (1975). The political business cycle. *The review of economic studies*, *42*(2), 169-190.

Pirzadi, M., Soufimajidpour, M., & Mahmodzadeh, M. (2025). The spatial effects of financial inclusion on income inequality: A cross-provincial analysis. *Quarterly Journal of Quantitative Economics (JQE)*, Articles in Press. https://doi.org/10.22055/jqe.2024.48106.2665 [In Persian]

Ram, R. (1988). Economic development and income inequality: Further evidence on the U-curve hypothesis. *World Development*, *16*(11), 1371-1376.

Rogoff, K. S. (1987). Equilibrium political budget cycles.

Rogoff, K., & Sibert, A. (1988). Elections and macroeconomic policy cycles. *The review of economic studies*, *55*(1), 1-16.

Roodman, D. (2009). How to do xtabond2: An introduction to difference and system GMM in Stata. *The stata journal*, *9*(1), 86-136.

Sadeghi, A. B., & Hooshmandi, H. (2021). Analyzing the effects of income inequality on public debt in OPEC member states by threshold panel. *Quarterly journal of researches and economic policies*, 29 (97) :313-335. http://qjerp.ir/article-1-2746-fa.html [In Persian]

Sadeghi Amroabadi, B. S., & Kazemi, E. (2021). The Effects of Good Governance and Political Cycles on the Changes of Liquidity and Budget Deficit in Iranian Economy. *Economic researches of Iran*, 27(90), 171-207. https://doi.org/10.22054/ijer.2022.56081.913 [In Persian]

Sadeghi, S. K., Beheshti, M. B., Ranjpour, R., & Ebrahimi, S. (2017). Fiscal policies and income distribution in Iran: FAVAR approach. *Economic Modeling*, *11*(39), 75-98. https://journals.iau.ir/article_600434.html [In Persian]

Schaltegger, C. A., & Weder, M. (2014). Austerity, inequality and politics. *European journal of political economy*, *35*, 1-22.

Shakeri, A. (2011). *Macroeconomic Issues*. Rafee Publications. [In Persian]

Shi, M., & Svensson, J. (2006). Political budget cycles: Do they differ across countries and why?. *Journal of public economics*, *90*(8-9), 1367-1389.

Ulu, M. I. (2018). The effect of government social spending on income inequality in OECD: A panel data analysis. *Uluslararası Ekonomi Siyaset İnsan ve Toplum Bilimleri Dergisi*, *1*(3), 184-202.

Veiga, F. J., Veiga, L. G., & Morozumi, A. (2017). Political budget cycles and media freedom. *Electoral Studies*, *45*, 88-99.

Viegas, M., & Ribeiro, A. P. (2013). Welfare-improving government behavior and inequality in a heterogeneous agents model. *Journal of Macroeconomics*, *37*, 146-160.

Zobeidi, M., Khodapanah, M., & Montazer Hojat, A. H. (2025). The effect of government size on the inequality of income distribution in the provinces of Iran. *Quarterly Journal of Quantitative Economics (JQE)*, Articles in Press. https://doi.org/10.22055/jqe.2024.46837.2627 [In Persian]

Quarterly Journal of Quantitative Economics(JQE) **(2026) 23(2) 179-206**

Shahid Chamran University of Ahvaz

Quarterly Journal of Quantitative Economics

Journal Homepage: www.jqe.scu.ac.ir
Print ISSN: 2008-5850
Online ISSN: 2717-4271



The effect of government size on the inequality of income distribution in the provinces of Iran

Mohsen Zobeidi*, Masoud Khodapanah**, Amir Hossein Montazer Hojat***

** Master of Economics, Department of Economics, Faculty of Economics and Social Sciences, Shahid Chamran University of Ahvaz, Ahvaz, Iran.*
Email: *m.zobeidi813@gmail.com*

*** Associate Professor of Economics, Department of Economics, Faculty of Economics and Social Sciences, Shahid Chamran University of Ahvaz, Ahvaz, Iran. (Corresponding Author)*
Email: *khodapanah@scu.ac.ir*

0000-0003-2085-0590
Postal address*: Ahvaz, Golestan Boulevard, Shahid Chamran University of Ahvaz, Faculty of Economics and Social Sciences, Department of Economics, Postal Code: 93113-61357*

**** Associate Professor of Economics, Department of Economics, Faculty of Economics and Social Sciences, Shahid Chamran University of Ahvaz, Ahvaz, Iran.*
Email: *a.hojat@scu.ac.ir*

ARTICLE HISTORY	JEL CLASSIFICATION	KEYWORDS
Received: 10 May 2024 ***revision: 6 July 2024*** ***acceptance: 16 November 2024***	***C22, D63, H50***	***provincial government size, Gini coefficient, GMM, human development index***

Further Information:
This present article is taken from master dissertation Mr. Mohsen Zubeidi's under the guidance of Dr. Masoud Khodapanah at Shahid Chamran University of Ahvaz.

Acknowledgments: All the individuals and institutions that assisted the author in conducting this research are appreciated.

Shahid Chamran University of Ahvaz
Quarterly Journal of Quantitative Economics
(former Economic Studies)

Conflict of Interest: The authors of the article states that there is no conflict of interest in publishing the presented article.
Funding: The authors have not received any financial support for the research, authorship and publication of this article.

How to Cite:
Zobeidi, Mohsen., Khodapanah, Masoud & Montazer Hojat, Amir Hossein. (2026). The effect of provincial government size on income distribution in Iranian provinces. *Quarterly Journal of Quantitative Economics*(*JQE*), 23 (2), 179-206. [in persian]
10.22055/jqe.2024.46837.2627

© 2025 Shahid Chamran University of Ahvaz, Ahvaz, Iran. This article is an open access article distributed under the terms and conditions of the Creative Commons Attribution-NonCommercial 4.0 International (CC BY-NC 4.0 license) (http://creativecommons.org/licenses/by-nc/4.0/)

EXTENDED ABSTRACT

INTRODUCTION:

Income inequality between the provinces of Iran is an important issue for politicians, economists and geographers, and it causes subsequent imbalances in population settlement, investment, social and political problems, and environmental crises. Theoretical studies show that the relationship between the redistribution of government spending and regional income inequality depends on some political economy factors such as the motivation for rent-seeking activities and political connections; Therefore, in explaining the relationship between the size of the provincial government and the inequality of income distribution, one cannot rely on a specific theory or a group of empirical studies in the direction of macroeconomic policies, and the general result of the issue is ambiguous, and it seems that the best method is to respond to these theoretical and empirical contradictions. , is an empirical study of the relationship between income distribution and the size of the provincial government. This research aims to investigate the effect of government size on the inequality of income distribution in the provinces of Iran with a retrospective approach (model and panel data) during the years 2006 to 2021. In this research, the Gini coefficient index has been used to measure the inequality of provincial income distribution, and the ratio of government expenditure to provincial GDP has been used to measure the size of the provincial government.

METHODOLOGY:

This research is practical in terms of the research objective, and in terms of the causal study method, it is based on regression methods. In the studied model, the effect of the size of the provincial government on the Gini coefficient of the province has been estimated using the data of the provinces of Iran between 2006 to 2021. To collect data in this research, library and secondary methods have been used. In collecting data related to the desired indicators, databases of Iran Statistics Center, Central Bank of Iran, Ministry of Economy and Finance and Globaldatalab database (human development index of provinces) have been used. The method of analysis is causal research using the regression method. According to the nature of the research data (panel data), pooling or panel data is first checked using Limer's F test. Then, by using Lin, Levin and Chu test, the stationarity of the research variables is investigated. Considering that the changes in income inequality are expected to be partially dependent on the values of the previous period, in this study, a dynamic approach, specifically the generalized method of moments (GMM) is used to analyze the data.

FINDINGS:

At the 95% confidence level, the Gini coefficient interval has no significant effect on the level of income inequality (Gini coefficient) in the provinces of Iran; However, the effect of this variable is negative and significant at the 90% confidence level; This means that with the increase of income inequality in the previous period, the income inequality of the provinces has decreased in the current period, which can be due to the sensitivity of the policymakers towards the increase in the level of inequality.

At the 95% confidence level, the size of the provincial government had a negative and significant effect on the level of income inequality of the provinces during the period under review. Considering the logarithmic nature of the research model, it can be interpreted that with a one percent increase in the size of the provincial government, the level of income inequality in Iran's provinces decreases by about 0.075 percent. In explaining the decrease in income inequality due to the increase in the size of the provincial government, it can be argued that with the increase in the size of the provincial government, it can be expected that the credits for supporting the low-income groups will also increase and lead to a decrease in income inequality. In confirming the negative effect of government spending on income inequality, we can refer to the results of Anderson et al. (2017).

Shahid Chamran University of Ahvaz
Quarterly Journal of Quantitative Economics
(former Economic Studies)

During the investigated period, the total consumer price index and the unemployment rate did not have a significant effect on the level of income inequality of the provinces, and they do not have the expected sign in terms of sign. In confirmation of the non-significance of the effect of unemployment, it has been reported in some previous studies, including Biranvand et al. (2019), that the unemployment rate does not have a significant effect on income inequality.

Although in this research, the negative coefficient of inflation on income inequality is not statistically significant; But in some previous studies, it has been reported that the inflation rate has a negative effect on income inequality. For example, we can refer to the studies of Biranvand et al. (2016) and Jorjorzadeh & Eghbali (2005).

At the 95% confidence level, the human development index has not had a significant effect on the level of income inequality (Gini coefficient) in the provinces of Iran; However, the effect of this variable is negative and significant at the 90% confidence level; This means that with the increase of the human development index, the income inequality of the provinces has decreased. Based on the estimated coefficients, a one percent increase in the human development index equal to 0.092 percent leads to a decrease in income inequality in the provinces of Iran. This research finding is consistent with the results of Pramana & Kirana (2023).

At the 95% confidence level, population density has a positive and significant effect on the level of income inequality in provinces. Based on the regression coefficient of this variable, it can be interpreted that with a one percent increase in the population density of the provinces, the level of income inequality in the provinces of Iran increases by about 0.015 percent. In this regard, Sylwester (2003) showed that areas with higher density can form more diverse and mobile communities, which has a favorable effect on their long-term income distribution; However, the research results do not support this issue. This issue can be explained as follows: due to the lack of sufficient facilities in Iran, with the increase in population density, the level of access of people in the society to educational, recreational, cultural, employment facilities, etc. will decrease, which will lead to an increase in income inequality.

At the 95% confidence level, the population dependency ratio has a positive and significant effect on the income inequality level of the provinces. Based on the regression coefficient of this variable, it can be interpreted that with a one percent increase in the population dependency ratio in the provinces, the level of income inequality in Iran's provinces increases by

about 0.223 percent, which indicates the strong effect of this variable in explaining income inequality.

At the 95% confidence level, the average size of the household has a positive and significant effect on the level of income inequality in the provinces. Based on the regression coefficient of this variable, it can be interpreted that with a one percent increase in the average size of households in the provinces, the level of income inequality in the provinces of Iran increases by about 0.122 percent. This finding of the research is consistent with the results of Mandegani et al. (2013).

At the 95% confidence level, the ratio of urbanization has had a negative and significant effect on the level of income inequality in the provinces. Based on the regression coefficient of this variable, it can be interpreted that with a one percent increase in the urbanization ratio of the provinces, the level of income inequality in the provinces of Iran decreases by about 0.122 percent. This research finding is consistent with the results of Wan et al.'s (2022) and Ali (2023).

At the 95% confidence level, GDP per capita has a negative and significant effect on the level of income inequality in provinces. Based on the regression coefficient of this variable, it can be interpreted that with a one percent increase in the per capita GDP of the provinces, the level of income inequality in the provinces of Iran decreases by about 0.067 percent. This research finding is compatible with the results of Ghaffary fard et al. (2021). In their research, they showed that with the increase in GDP, there is an improvement in income distribution.

CONCLUSION:

The results of this research showed that during the years 2006 to 2021, the size of the provincial government, the GDP per capita and the human development index (at a 90% confidence level) and the urbanization rate have a negative and significant effect on the Gini coefficient in the provinces of Iran; Also, during this period, population-related variables including population density, population dependency ratio, and average household size have had a positive and significant effect on the Gini coefficient.

Reference

Afonso, A., Schuknecht, L., & Tanzi, V. (2005). Public sector efficiency: An international comparison. *Public Choice, 123*(3-4), 321–347. https://doi.org/10.1007/s11127-005-7165-2

Alamanda, A. (2020). The effect of government expenditure on income inequality and poverty in Indonesia. *Info Artha, 4*(1), 1–11.

Ali, I. M. A. (2023). Income inequality, economic growth, and structural changes in Egypt: New insights from quantile cointegration approach. *Economic Change and Restructuring, 56*(1), 379–407. https://doi.org/10.1007/s10644-022-09429-w

Allah Rezaee, A., Hosseinzadeh, D., Faramarzi, A., & Yazdankhah, M. (2014). The impact of government size on income distribution in Iran. *Quarterly Journal of the Macro and Strategic Policies, 1*(4), 21–36. [In Persian]

Anderson, E., Jalles D'Orey, M. A., Duvendack, M., & Esposito, L. (2017). Does government spending affect income inequality? A meta-regression analysis. *Journal of Economic Surveys, 31*(4), 961–987.

Angle, J., Nielsen, F., & Scalas, E. (2010). The Kuznets curve and the inequality process. In *Econophysics and economics of games, social choices and quantitative techniques* (pp. 125–138). Springer.

Arellano, M., & Bond, S. (1991). Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations. *The Review of Economic Studies, 58*(2), 277–297.

Areosa, W., & Areosa, M. (2006). *The inequality channel of monetary transmission* (Banco Central do Brasil Working Paper No. 114).

Ashraf Ganjavi, R., Akbari Fard, H., Jalaee Esfandabadi, S. A. M., & Mashinchi, M. (2024). Estimating the impact of uncertainty of macroeconomic and foreign trade variables on income distribution among income deciles. *Quarterly Journal of Quantitative Economics, 21*(2), 75–125. https://doi.org/10.22055/jqe.2021.36781.2350 [In Persian]

Askari, M. M., & Meisami, H. (2014). Evaluating the role of human development components on poverty and income distribution from an Islamic perspective (Case study: OIC member countries). *Journal of Iran's Economic Essays, 6*(12), 91–119. [In Persian]

Beheshti, M. B., Mohammadzadeh, P., & Ghasemloo, K. (2021). Fundamental factors affecting income inequality among provinces of Iran. *Program and Development Research, 1*(1), 11–44. https://doi.org/10.22034/pbr.2021.124905 [In Persian]

Blank, R. M., Card, D., Levy, F., & Medoff, J. L. (1993). Poverty, income distribution, and growth: Are they still connected? *Brookings Papers on Economic Activity, 1993*(2), 285–339.

Bordo, M. D. (1983). Some aspects of the monetary economics of Richard Cantillon. *Journal of Monetary Economics, 12*(2), 235–258.

Chetty, R., Stepner, M., Abraham, S., Lin, S., Scuderi, B., Turner, N., ... & Cutler, D. (2016). The association between income and life expectancy in the United States, 2001-2014. *JAMA*, *315*(16), 1750–1766.

Claus, I., Martinez-Vazquez, J., & Vulovic, V. (2012). *Government fiscal policies and redistribution in Asian countries* (Asian Development Bank Working Paper No. 310).

Crenshaw, E. M. (1993). Polity, economy and technoecology: Alternative explanations for income inequality. *Social Forces, 71*(3), 807–816.

Cysne, R. P., Maldonado, W. L., & Monteiro, P. K. (2005). Inflation and income inequality: A shopping-time approach. *Journal of Development Economics, 78*(2), 516–528.

De Mello, L., & Tiongson, E. R. (2006). Income inequality and redistributive government spending. *Public Finance Review, 34*(3), 282–305.

Deaton, A. S., & Paxson, C. H. (1997). The effects of economic and population growth on national saving and inequality. *Demography, 34*(1), 97–114.

Dotti, V. (2020). Income inequality, size of government, and tax progressivity: A positive theory. *European Economic Review, 121*(3), 327–350.

Ebrahimi, S., Sadeghi, S., Beheshti, M., & Ranjpoor, R. (2018). Assessing the effect of government infrastructure expenditure on income distribution in rural Iran: FAVAR model. *Agricultural Economics Research, 10*(40), 145–172. [In Persian]

Fournier, J. M., & Johansson, Å. (2016). *The effect of the size and the mix of public spending on growth and inequality* (OECD Economics Department Working Papers No. 1344).

Galli, R., & van Der Hoeven, R. (2001). *Is inflation bad for income inequality? The importance of the initial rate of inflation* (ILO Employment Paper No. 2001/29).

Shahid Chamran University of Ahvaz
Quarterly Journal of Quantitative Economics
(former Economic Studies)

Ghaffaryfard, M., Alamdar, G. A., & Afzali, G. (2021). Investigating the trend of provincial income inequality and the effect of allocating provincial budget funds on it. *Budget and Finance Strategic Research*, *2*(2), 79–106. [In Persian]

Ghifara, A. S., Iman, A. N., Wardhana, A. K., Rusgianto, S., & Ratnasari, R. T. (2022). The effect of economic growth, government spending, and human development index toward inequality of income distribution in the metropolitan cities in Indonesia. *Daengku: Journal of Humanities and Social Sciences Innovation*, *2*(4), 529–536. https://doi.org/10.35877/454RI.daengku1092

Gini, C. (1914). Sulla misura della concentrazione e della variabilità dei caratteri. *Atti del Reale Istituto Veneto di Scienze, Lettere ed Arti, 73*, 1203–1248.

Hasanvand, A., Karimi, M. S., Falahati, A., & Khanzadi, A. (2024). Investigating the relationship between economic complexity and income inequality in Iran (Simultaneous equations approach). *Quarterly Journal of Quantitative Economics*, *21*(2), 201–222. https://doi.org/10.22055/jqe.2022.38495.2404 [In Persian]

Higgins, M., & Williamson, J. G. (2002). Explaining inequality the world round: Cohort size, Kuznets curves, and openness. *Japanese Journal of Southeast Asian Studies*, *40*(3), 268–302.

Holtz-Eakin, D., & Lovely, M. E. (1996). Technological linkages, market structure, and production policies. *Journal of Public Economics*, *61*(1), 73–86.

Izadkhasti, H. (2019). Inequality of provincial budget allocation and its impact on inequality of regional income in Iran. *Economics Research*, *19*(75), 39–70. https://doi.org/10.22054/joer.2019.11631 [In Persian]

Jorjorzadeh, A., & Eghbali, A. (2005). An investigation about the effect of oil income on income distribution in Iran. *Social Welfare Quarterly*, *5*(17), 207–226. [In Persian]

Kaasa, A. (2005). *Factors of income inequality and their influence mechanisms: A theoretical overview* (University of Tartu Faculty of Economics and Business Administration Working Paper No. 40).

Kondo, N., van Dam, R. M., Sembajwe, G., Subramanian, S. V., Kawachi, I., & Yamagata, Z. (2012). Income inequality and health: The role of population

size, inequality threshold, period effects and lag effects. *Journal of Epidemiology & Community Health, 66*(6), e1–e6.

Kuznets, S. (1955). Economic growth and income inequality. *American Economic Review, 45*(1), 1–28.

Ledoit, O. (2011). *The redistributive effects of monetary policy* (University of Zurich Department of Economics Working Paper No. 44).

Lee, C. S. (2005). Income inequality, democracy, and public sector size. *American Sociological Review, 70*(1), 158–181.

Levin, A., Lin, C. F., & Chu, C. S. J. (2002). Unit root tests in panel data: Asymptotic and finite-sample properties. *Journal of Econometrics, 108*(1), 1–24.

Litwin, C. (1998). *Trade and income distribution in developing countries* (Working Papers in Economics, Department of Economics, Göteborg University).

Mandegani, S., Afghah, S. M., & Namvar, E. (2012). Estimating the effect of macro-economic variables on income inequality in Iran. *Social Welfare Quarterly, 12*(46), 161–181. [In Persian]

Mansouri, S. A. (2024). Investigating the effect of sanctions on causal relationship between corruption, income inequality and poverty in Iran. *Quarterly Journal of Quantitative Economics, 21*(1), 171–201. https://doi.org/10.22055/jqe.2024.43224.2544 [In Persian]

Mehregan, N., Musai, M., & Keihani Hekmat, R. (2008). The economic growth and income distribution in Iran. *Social Welfare Quarterly, 7*(28), 57–87. [In Persian]

Meltzer, A. H., & Richard, S. F. (1983). Tests of a rational theory of the size of government. *Public Choice, 41*(3), 403–418.

Milanovic, B. (1994). A cost of transition: 50 million new poor and growing inequality. *Transition, 5*(8), 1–4.

Moftakhari, A., Jafari, M., Abounoori, E., & Nademi, Y. (2025). Investigating the effects of gender inequality on brain drain in developing countries. *Quarterly Journal of Quantitative Economics, 22*(3), 1–26. https://doi.org/10.22055/jqe.2021.37203.2362 [In Persian]

Shahid Chamran University of Ahvaz
Quarterly Journal of Quantitative Economics
(former Economic Studies)

Mohammadi, T., Shakeri, A., Abdollahe Milani, M., & Shahabi, A. (2015). The effect of prices changes on income and welfare distribution in urban areas. *Economic Modelling, 9*(29), 25–42. [In Persian]

Monnin, P. (2014). *Inflation and income inequality in developed economies* (CEP Working Paper No. 2014/1).

Montazeri Shoorekchali, J., & Zahed Gharavi, M. (2020). Investigating the relationship between government size and income inequality in Iran: The MS-VAR approach. *Journal of Economics and Modelling, 11*(2), 29–64. https://doi.org/10.29252/jem.2021.185532.1532 [In Persian]

Nielsen, F., & Alderson, A. S. (1997). The Kuznets curve and the great U-turn: Income inequality in US counties, 1970 to 1990. *American Sociological Review, 62*(1), 12–33.

Noor Mohammadi, K., Arab Mazar, A., Mehregan, N., & Partoyi, B. (2021). An analysis of government expenditures influences on income inequality in provinces of Iran (Using the generalized method of moments). *Journal of Financial Economics, 14*(53), 1–19. [In Persian]

Ortiz, I., & Cummins, M. (2011). *Global inequality: Beyond the bottom billion–A rapid review of income distribution in 141 countries* (SSRN Working Paper No. 1805046).

Panahi, H., & Rafai, R. (2012). The effect of government size on economic growth in Iran with emphasis on ARMY model. *Economic Modelling, 6*(18), 123–138. [In Persian]

Piketty, T., & Saez, E. (2014). Inequality in the long run. *Science, 344*(6186), 838–843.

Pramana, R. A., & Kirana, M. (2023). *The effect of gross regional domestic product, investment, and human development index on income inequality from 2009 to 2021: Study in 5 regions of Yogyakarta* [Doctoral dissertation, Universitas Diponegoro].

Radfar, M. R., Zomorodiyan, G., & Karimkhani, M. (2020). Investigating the interactions of inequality income, employment and economic growth. *Journal of Investment Knowledge, 9*(33), 283–299. [In Persian]

Rhee, C., Zhuang, J., Kanbur, R., & Felipe, J. (2014). Confronting Asia's rising inequality: Policy options. In *Inequality in Asia and the Pacific* (pp. 103–124). Routledge.

Roozitalab, A., Abounoori, E., & Maddah, M. (2024). Estimation of multidimensional inequality of Bushehr province compared to the whole country. *Quarterly Journal of Quantitative Economics, 22*(4), 62–88. https://doi.org/10.22055/jqe.2023.43930.2558 [In Persian]

Seifepour, R., & Rezaee, M. (2011). An analysis of the effective factors on income distribution in Iran with the emphasis on taxes. *Journal of Tax Research, 19*(10), 121–142. [In Persian]

Shabnum, S., & Malik, Z. (2023). The impact of inflation and unemployment on income inequality in Pakistan. *Journal of Applied Economics and Business Studies, 7*(1), 119–138.

Shakeri, A., Jahangard, E., & Aghlami, S. (2014). The nonlinear effect of inflation on income inequality in Iran. *The Economic Research, 13*(4), 27–53. [In Persian]

Shakeri Bostanabad, R., & Jalili, Z. (2020). Factors affecting provincial income distribution inequality in Iran: Using a fractional panel probit model. *The Economic Research (Sustainable Growth and Development), 20*(4), 205–228. [In Persian]

Siami-Namini, S., & Hudson, D. (2019). Inflation and income inequality in developed and developing countries. *Journal of Economic Studies, 46*(3), 611–632.

Sulemana, I., Nketiah-Amponsah, E., Codjoe, E. A., & Andoh, J. A. N. (2019). Urbanization and income inequality in Sub-Saharan Africa. *Sustainable Cities and Society, 48*, 1–23.

Sylwester, K. (2003). Income inequality and population density 1500 AD: A connection. *Journal of Economic Development, 28*(2), 61–82.

Wan, G., Zhang, X., & Zhao, M. (2022). Urbanization can help reduce income inequality. *npj Urban Sustainability, 2*(1), 1–8.

Weil, D. (2016). *Economic growth* (3rd ed.). Routledge.

Shahid Chamran University of Ahvaz
Quarterly Journal of Quantitative Economics
(former Economic Studies)

Wilkie, P. J. (1996). Through-time changes in family income inequality: The effect of non-synchronous regional growth. *Applied Economics, 28*(12), 1515–1527.

Williamson, S. D. (2008). Monetary policy and distribution. *Journal of Monetary Economics*, *55*(6), 1038–1053. https://doi.org/10.1016/j.jmoneco.2008.07.001

Yu, L. R., & Li, X. Y. (2021). The effects of social security expenditure on reducing income inequality and rural poverty in China. *Journal of Integrative Agriculture, 20*(4), 1060–1067.

Zare, E., Ebrahimi, M., Aminifard, A., & Zare, H. (2021). Threshold effects of government size on happiness inequality in Iran. *Economic Modelling, 14*(52), 101–120. [In Persian]

Quarterly Journal of Quantitative Economics(JQE) **(2026) 23(2) 207-242**

Shahid Chamran University of Ahvaz

Quarterly Journal of Quantitative Economics

Journal Homepage: www.jqe.scu.ac.ir
Print ISSN: 2008-5850
Online ISSN: 2717-4271



The Asymmetric Impact of Economic Complexity on Ecological Footprints in Large Asian Emitters: New Evidence from Threshold and Non-Threshold Models

Somayeh Azami *, Faezeh Pour Akbari ** , Seyed Mohamad Bagher Najafi***

** Associate Professor, Department of Economics, Razi University, Kermanshah, Iran. (Corresponding Author).*
Email: *s.azami@razi.ac.ir*

0000-0002-7576-5820
Postal address*: Department of Economics, Razi University, Taq-e Bostan, Kermanshah, Iran. Postal Code: 6714414971*

*** M.A. student, Department of Economics, Razi University, Kermanshah, Iran.*
Email: *faezehpourakbari1995@gmail.com*

**** Associate Professor, Department of Economics, Razi University, Kermanshah, Iran.*
Email: *najafi122@yahoo.com*

ARTICLE HISTORY	JEL CLASSIFICATION	KEYWORDS
Receivedt: 28 May 2024 ***revision: 20 July 2024*** ***acceptance: 22 October 2024***	***O30, O13, Q01, Q56***	***Knowledge, Environmental Quality, Panel Threshold Model, Asian Countries***

Further Information:
The present article is taken from the the master's thesis of Faezeh Pour Akbari with Supervisor of Dr.Somayeh Azami and advisor of Dr. Seyed Mohamad Bagher Najafi at Razi University.
Acknowledgments: Acknowledgments may be made to individuals or institutions that have made an important contribution.
Conflict Of Interest: The authors declare no conflict of interest.

Shahid Chamran University of Ahvaz
Quarterly Journal of Quantitative Economics
(former Economic Studies)

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

How to Cite:
Azami, Somayeh., Pour Akbari, Faezeh & Najafi, Seyed Mohamad Bagher. (2026). The Asymmetric Impact of Economic Complexity on Ecological Footprints in Large Asian Emitters: New Evidence from Threshold and Non-Threshold Models. *Quarterly Journal of Quantitative Economics*(*JQE*), 23 (2), 207-242. [in persian]
10.22055/jqe.2024.47028.2632

© 2026 Shahid Chamran University of Ahvaz, Ahvaz, Iran. This article is an open access article distributed under the terms and conditions of the Creative Commons Attribution-NonCommercial 4.0 International (CC BY-NC 4.0 license) (http://creativecommons.org/licenses/by-nc/4.0/)

EXTENDED ABSTRACT

INTRODUCTION:

The environmental effects of human activities are often measured by CO2 emissions. This is while CO2 emission shows only a small part of environmental degradation and does not consider the entire pressure of human activities on the ecosystem. Recently, following the introduction of ecological accounting and ecological footprint, environmental quality using the ecological footprint index has been widely investigated in environmental studies. The ecological footprint is a useful tool that relies on examining the impact of human activities on the environment and the earth, and by using it, the pressure on ecology and the environment can be measured. Therefore, the question of what factors influence the ecological footprint is important. Gross domestic product, energy consumption, financial development, trade and technology are factors affecting the ecological footprint. Another effective factor is economic complexity.The purpose of this study is to investigate the impact of economic complexity on the ecological footprint in selected Asian countries (China, India, Japan, South Korea, and Iran) during the time interval of 1995-2021. These countries experience varying economic complexities and rank below the top 10 countries in terms of CO2 emissions worldwide.

METHODOLOGY:

The methodology of this article is based on the econometrics of the threshold panel, while in order to verify the results, it also uses the non-threshold panel model. Due to the different results in the literature, the threshold panel model was used and it was allowed that the effect of complexity on the ecological footprint depends on the state of the countries in terms of economic complexity. Also, in order to verify the results, the non-threshold panel model is also estimated considering the condition that the effect of complexity on the ecological footprint is a function of the level of the complexity index. It should be noted that before estimating the model, the long-run relationship between the variables of the model is checked.

FINDINGS:

The results of the cointegration test indicate the existence of a long-term relationship between the pattern variables. This relationship is estimated in the form of both threshold and non-threshold panel models. The results show that the environmental hypothesis of Kuznets is confirmed in this group of countries. Renewable energy consumption leads to a significant decrease in the ecological footprint, while fossil energy consumption leads to an increase in the ecological footprint. Financial development in the panel panel threshold model significantly reduces the ecological footprint. By increasing the Economic Complexity Index up to a threshold value of 1.12, the ecological footprint increases at a rate of 0.03, and after that, it increases at a rate of 0.08. Panel Non-threshold estimates indicate that as the economic complexity index increases, the ecological footprint initially decreases at very low levels of knowledge and complexity (economic complexity index less than -1.6) and then increases at an accelerating rate.

CONCLUSION:

Economic complexity is expected to be a win-lose strategy for the environment of selected Asian countries. Therefore, in order to achieve sustainable development, increase the level of knowledge and economic complexity, it is recommended that the studied countries utilize environmentally friendly production processes and technologies, transition to renewable energy sources instead of fossil fuels, and foster growth in the financial sector.

Reference

Abid, M., Gheraia, Z., & Abdelli, H. (2022). Does renewable energy consumption affect ecological footprints in Saudi Arabia? A bootstrap causality test. *Renewable Energy, 189*, 813-821.

Al-Mulali, U., Ozturk, I., & Solarin, S. A. (2016). Investigating the environmental Kuznets curve hypothesis in seven regions: The role of renewable energy. *Ecological indicators, 67*, 267-282.

Ansari, M. A., Haider, S., & Masood, T. (2021). Do renewable energy and globalization enhance ecological footprint: an analysis of top renewable energy countries? *Environmental Science and Pollution Research, 28*(6), 6719-6732.

Azizi, Z., Daraei, F., & Naseri Boroujeni, A. (2019). The Impact of Economic Complexity on Environmental Pollution. *Iranian Economic Development Analyses, 7*(2), 201-219. doi:10.22051/edp.2020.29451.1225 [in Persian]

Balsalobre-Lorente, D., Nur, T., Topaloglu, E. E., & Evcimen, C. (2024). Assessing the impact of the economic complexity on the ecological footprint in G7 countries: Fresh evidence under human development and energy innovation processes. *Gondwana Research, 127*, 226-245.

Boleti, E., Garas, A., Kyriakou, A., & Lapatinas, A. (2021). Economic complexity and environmental performance: evidence from a world sample. *Environmental modeling & assessment, 26*(3), 251-270.

Can, M., & Gozgor, G. (2017). The impact of economic complexity on carbon emissions: evidence from France. *Environmental Science and Pollution Research, 24*, 16364-16370.

Charfeddine, L., & Mrabet, Z. (2017). The impact of economic development and social-political factors on ecological footprint: A panel data analysis for 15 MENA countries. *Renewable and Sustainable Energy Reviews, 76*, 138-154.

Destek, M. A., & Sinha, A. (2020). Renewable, non-renewable energy consumption, economic growth, trade openness and ecological footprint: Evidence from organisation for economic Co-operation and development countries. *Journal of cleaner production, 242*, 118537.

Doğan, B., Saboori, B., & Can, M. (2019). Does economic complexity matter for environmental degradation? An empirical analysis for different stages of development. *Environmental Science and Pollution Research, 26*(31), 31900-31912.

Dogan, E., & Seker, F. (2016). The influence of real output, renewable and non-renewable energy, trade and financial development on carbon emissions in the top renewable energy countries. *Renewable and Sustainable Energy Reviews, 60*, 1074-1085.

Esfahani, A., Ghobadi, S., & Azarbaiejani, K. (2022). Dynamic Effect of Renewable and Non-Renewable Energy Consumption on Ecological Footprint in Selected Developing Countries (Generalized Method of Moments Approach). *Program and Development Research, 3*(1), 93-119. doi:10.22034/pbr.2022.327509.1199 [in Persian]

Eskandari Nasab, A., & Zare Mehrjerdi, M. & Jalaee, A.(2025). The Effects of Technology Overflow on Life Environment Pollution with the demolition model. Quarterly Journal of Quantitative Economics, 21(4), 98-121. doi.org/10.22055/jqe.2022.38476.2402 [in Persian]

Fakher, H.-A., Abedi, Z., & Shaygani, B. (2018). Investigating the Relationship between Trade and Financial Openness with Ecological Footprint. Economic Modeling, 40(11), 49-67. Retrieved from http://sanad.iau.ir/fa/Article/995482 [in persian]

Frankel, J., & Rose, A. (2002). An estimate of the effect of common currencies on trade and income. *The Quarterly Journal of Economics, 117*(2), 437-466.

Jensen, V. (1996). The pollution haven hypothesis and the industrial flight hypothesis: some perspectives on theory and empirics. *Cent Dev Environ Work Pap, 19965*.

Khan, M. A., & Ahmad, U. (2008). Energy demand in Pakistan: a disaggregate analysis. *The Pakistan Development Review*, 437-455.

Li, R., Wang, X., & Wang, Q. (2022). Does renewable energy reduce ecological footprint at the expense of economic growth? An empirical analysis of 120 countries. *Journal of cleaner production, 346*, 131207.

Mehnatfar, Y., Osmani, F., Cheshomi, M., & Argha, L. (2023). Do the Development of Technology and the Expansion of Trade Reduce the Ecological Footprint and Preserve the Environment? A Case Study: Evidence from Developing Countries in Asia. *Economic Growth and Development Research, 14*(53), 108-195. doi:10.30473/egdr.2023.68695.6758 [in persian]

Miao, Y., Razzaq, A., Adebayo, T. S., & Awosusi, A. A. (2022). Do renewable energy consumption and financial globalisation contribute to ecological sustainability in newly industrialized countries? *Renewable Energy, 187*, 688-697.

mohammadi, n., Sahabi, B., Heydari, H., & Sadeghi, H. (2023). Investigating the Impact of Economic Complexity and Renewable Energy Consumption on Environmental Pollution in Developing Countries. *The Economic Research (Sustainable Growth and Development), 23*(4), 1-24. doi:10.22034/ecor.23.4.1 [in Persian]

Molaei, M., & Basharat, E. (2015). Investigating Relationship between Gross Domestic Product and Ecological Footprint as an Environmental Degradation Index. *Journal of Economic Research (Tahghighat- E-Eghtesadi), 50*(4), 1017-1033. doi:10.22059/jte.2015.56156 [in Persian]

Moridian, A., Yarmohammadian, N., Motalebi, M., & Shadmehr, A. (2021). The Role of Economic Complexity in the Ecological Footprint: A Review of the EKC Hypothesis for Iran. *Planning and Budgeting, 26*(2), 153-179. doi:10.52547/jpbud.26.2.153 [in Persian]

Nathaniel, S., Anyanwu, O., & Shah, M. (2020). Renewable energy, urbanization, and ecological footprint in the Middle East and North Africa region. *Environmental Science and Pollution Research, 27*(13), 14601-14613.

Nathaniel, S., & Khan, S. A. R. (2020). The nexus between urbanization, renewable energy, trade, and ecological footprint in ASEAN countries. *Journal of cleaner production, 272*, 122709.

Neagu, O. (2019). The link between economic complexity and carbon emissions in the European Union countries: a model based on the Environmental Kuznets Curve (EKC) approach. *Sustainability, 11*(17), 4753.

Neagu, O. (2020). Economic complexity and ecological footprint: evidence from the most complex economies in the world. *Sustainability, 12*(21), 9031.

Neagu, O., & Teodoru, M. C. (2019). The relationship between economic complexity, energy consumption structure and greenhouse gas emission: Heterogeneous panel evidence from the EU countries. *Sustainability, 11*(2), 497.

Ozturk, I., Farooq, S., Majeed, M. T., & Skare, M. (2024). An empirical investigation of financial development and ecological footprint in South Asia: Bridging the EKC and pollution haven hypotheses. *Geoscience Frontiers, 15*(4), 101588.

Pajooian, J., & Lashkaryzadeh, M. (2010). An Investigation of the Effective Factors on the Relationship between Economic Growth and Environmental Quality. *Iranian Journal of Economic Research,*

14(42), 169-188. Retrieved from https://ijer.atu.ac.ir/article_3962.html?lang=en [in persian]

parsasharif, h., AMIRNEJAD, H., & Taslimi, M. (2021). Investigating and Determining the Factors Affecting the Ecological Footprint of Selected Asian and European Countries. *Agricultural Economics Research, 13*(2), 155-172. doi:20.1001.1.20086407.1400.13.2.8.9 [in persian]

Puliafito, S. E., Puliafito, J. L., & Grand, M. C. (2008). Modeling population dynamics and economic growth as competing species: An application to CO2 global emissions. *Ecological economics, 65*(3), 602-615.

Sadeghi, S. K., Karimi Tekanlou, Z., Motafker Azad, M. A. A. G., Hossein , & Andayesh, Y. (2016). Measuring the water ecological footprint of iranian economic sectors: by emphasis on social accounting matrix(SAM) approach. *Quarterly Journal of Quantitative Economics (JQE), 11*(3), 81-111. Retrieved from https://jqe.scu.ac.ir/article_11856_550e8f4ef334276d83cf2b358c9de98c.pdf [in Persian]

Sadorsky, P. (2010). The impact of financial development on energy consumption in emerging economies. *Energy Policy, 38*(5), 2528-2535.

Sadorsky, P. (2011). Financial development and energy consumption in Central and Eastern European frontier economies. *Energy Policy, 39*(2), 999-1006.

Saeedi, r., Moghaddasi, r., Nessabian, s., & Damanjeshideh, m. (2022). calculation and analysis of Economic Complexity index in Iran's Provinces. *quarterly journal of fiscal and Economic policies, 10*(38), 147-186. doi:10.52547/qjfep.10.38.147 [in persian]

Salarvand, B., & Hasanvand, A. (2024). Investigating the Impact of Economic Complexity and International Risks on Sustainable Development in Emerging Countries: A Panel Smooth Transition Regression (PSTR) Approach. Quarterly Journal of Quantitative Economics, 21(2), 75-12.doi.org/10.22055/jqe.2024.47924.2656 [in Persian]

Sepahvand, R., Sayehmiri, A., & Shirkhani, A. (2021). The Impact of Economic Complexity on Environmental Performance in the MENA Countries. The Economic Research (Sustainable Growth and Development), 21(3), 177-208. Retrieved from http://ecor.modares.ac.ir/article-18-49062-en.html [inPersian]

Shahid Chamran University of Ahvaz
Quarterly Journal of Quantitative Economics
(former Economic Studies)

Shahmoradi, B., & Sadeghi Siahkali, M. (2017). Identifying the Level of Productive Knowledge in Iran 2025 using Economic Complexity Approach. *Iranian Economic Development Analyses, 5*(3), 29-50. doi:10.22051/edp.2018.19154.1140 [in persian]

Shahzad, U., Fareed, Z., Shahzad, F., & Shahzad, K. (2021). Investigating the nexus between economic complexity, energy consumption and ecological footprint for the United States: New insights from quantile methods. *Journal of cleaner production, 279*, 123806.

Sharma, R., Sinha, A., & Kautish, P. (2021). Does renewable energy consumption reduce ecological footprint? Evidence from eight developing countries of Asia. *Journal of cleaner production, 285*, 124867.

Swart, J., & Brinkmann, L. (2020). *Economic complexity and the environment: evidence from Brazil*. Paper presented at the Universities and sustainable communities: meeting the goals of the agenda 2030.

Tamazian, A., & Rao, B. B. (2010). Do economic, financial and institutional developments matter for environmental degradation? Evidence from transitional economies. *Energy Economics, 32*(1), 137-145.

Ullah, A., Ahmed, M., Raza, S. A., & Ali, S. (2021). A threshold approach to sustainable development: nonlinear relationship between renewable energy consumption, natural resource rent, and ecological footprint. *Journal of environmental management, 295*, 113073.

Ulucak, R., & Bilgili, F. (2018). A reinvestigation of EKC model by ecological footprint measurement for high, middle and low income countries. *Journal of cleaner production, 188*, 144-157.

Ulucak, R., & Lin, D. (2017). Persistence of policy shocks to ecological footprint of the USA. *Ecological indicators, 80*, 337-343.

Wackernagel, M., & Rees, W. (1998). *Our ecological footprint: reducing human impact on the earth* (Vol. 9): New society publishers.

Wiedmann, T., Minx, J., Barrett, J., & Wackernagel, M. (2006). Allocating ecological footprints to final consumption categories with input–output analysis. *Ecological economics, 56*(1), 28-48.

Yilanci, V., & Pata, U. K. (2020). Convergence of per capita ecological footprint among the ASEAN-5 countries: evidence from a non-linear panel unit root test. *Ecological indicators, 113*, 106178.

Quarterly Journal of Quantitative Economics(JQE) **(2026) 23(2) 243-290**

Shahid Chamran University of Ahvaz

Quarterly Journal of Quantitative Economics

Journal Homepage: www.jqe.scu.ac.ir
Print ISSN: 2008-5850
Online ISSN: 2717-4271



The Impact of Natural Resources Rent on Environmental Load Capacity Factor in the MENA Region Countries in the Framework of the Load Capacity Curve (LCC) Hypothesis

Abolghasem Golkhandan *

** Ph.D. in Public Sector Economics, Department of Economics, Faculty of Economics and Administrative Sciences, Lorestan University, Khoram Abad, Iran (Corresponding Author).*
Email: *golkhandan@gmail.com*

0000-0001-6332-9215
Postal address*: Khoram Abad, Lorestan University, Department of Economic, Faculty of Economics and Administrative Sciences.*

ARTICLE HISTORY	JEL CLASSIFICATION	KEYWORDS
Received: 29 May 2024 revision: 23 September 2024 acceptance: 20 October 2024	***C33, L72, N55, O13***	***Natural Resources Rent, Environmental Sustainability, Load Capacity Factor, Load Capacity Curve, Quantile Panel Regression***

Acknowledgments: Acknowledgments may be made to individuals or institutions that have made an important contribution.
Conflict of Interest: The authors declare no conflict of interest
Funding: The authors received no financial support for the research, authorship, and publication of this article.

© 2026 Shahid Chamran University of Ahvaz, Ahvaz, Iran. This article is an open access article distributed under the terms and conditions of the Creative Commons Attribution-NonCommercial 4.0 International (CC BY-NC 4.0 license) (http://creativecommons.org/licenses/by-nc/4.0/)

How to Cite:
Golkhandan, Abolghasem. (2026). The Impact of Natural Resources Rent on Environmental Load Capacity Factor in the MENA Region Countries in the Framework of the Load Capacity Curve (LCC) Hypothesis. *Quarterly Journal of Quantitative Economics (former Economics Studies)*, 23 (2), 243-290. [in persian]
10.22055/jqe.2024.47044.2633

EXTENDED ABSTRACT

INTRODUCTION:

Concerns about climate change have increased over the past years.The escalating energy demands of the world's population, coupled with a reliance on fossil fuels, have resulted in environmental degradation and global warming, which is now a top priority on the international agenda. Although a growing number of countries have pledged to achieve net zero emissions by 2050, many nations have increased their reliance on coal, oil, and natural gas due to the global energy crisis and rising energy prices. As a result, environmental degradation has been affected by the use of natural resources. The MENA region is the focus of this issue due to having huge energy resources and it is worth mentioning that this region has shown a higher growth in carbon emissions per capita than GDP per capita. natural resources have the potential to degrade environmental sustainability if they are used for boosting current economic welfare by increasing consumption instead of increasing future welfare by investing in capital assets and infrastructure. On the contrary, some researchers asserted that natural resource use may not be detrimental to environmental sustainability as is envisaged, and shifts in natural resource use patterns can positively influence environmental sustainability. Moreover, natural resource abundance can increase natural resource revenues, which can be used for capital formation and infrastructure investment. Thus, the economic growth level in a given country can increase, and a higher development level could foster shifting to better technologies, advanced environmental regulations, and structural change in an economy. Hence, environmental destruction can be reduced. Therefore, the literature has different perspectives on the ecological and welfare impacts of natural resources. In this regard, the main purpose of this research is to investigate the effect of the rent of various natural resources on the environmental load capacity factor (LCF) in selected countries of the MENA region during the years 2000-2022. As a new and comprehensive indicator of environmental sustainability, LCF considers both the supply and demand sides of the ecosystem and its higher values indicate greater environmental sustainability.

Shahid Chamran University of Ahvaz
Quarterly Journal of Quantitative Economics
(former Economic Studies)

LCF is obtained by dividing the biological capacity by the ecological footprint, and the MENA region countries do not have a good situation regarding this index.

METHODOLOGY:

The empirical model of this study is framed within the Stochastic Impacts by Regression on Population, Affluence, and Technology model (STIRPAT). The data used are real gross domestic product (GDP), natural resources rent and its types, population density, renewable energy consumption, and LCF. Data on GDP (per capita, constant 2015 dollars), natural resources rent and its types (% GDP), population density (people per sq. km of land area) and renewable energy consumption (% total final energy consumption) were obtained from the World Bank. Data on biological capacity (per capita, gha) and ecological footprint (per capita, gha) are taken from the Global Footprint Network. The fundamental statistical tool for determining average effects is classical regression analysis. The classical regression analysis is based on the notion that the coefficient effects remain constant across the population. Quantile Regression (QR) with fixed effects is used in this study to rigorously investigate the dynamic relationships between Model variables.

FINDINGS:

Rresults of the estimation model in the framework of LCC indicate that, at the total level, the natural resource rent at all levels of environmental sustainability (except the middle levels) had a small and significant positive impact on LCF, and the average change in the dependent variable is more in countries with higher levels of environmental sustainability. At the disaggregated level, in the high levels of environmental sustainability, natural gas rent, and forest rent have a positive and significant impact, and mining rent has a negative and significant impact on LCF. Meanwhile, oil rent does not significantly impact LCF at all levels of environmental sustainability (except the medium level). Also, the LCC hypothesis is not rejected as a U-shaped relationship between economic growth and LCF in countries with medium and low levels of environmental sustainability. Based on other results, population density at all levels of environmental sustainability and renewable energy consumption at high levels of environmental sustainability had a negative (and significant) and positive (and significant) impact on LCF, respectively.

CONCLUSION:

In this study, by using a STIRPAT model in the field of factors affecting the environment quality and its empirical test through co-integration analysis with cross-sectional dependence and the quantile panel regression method, the relationship between the rent of natural resources and its types with environmental sustainability indicator has been investigated in the framework of the load capacity curve hypothesis (LCC). The results of this research show that natural resource rent is not only a threat to environmental sustainability in MENA countries, but it can also help to improve the level of environmental sustainability in these countries. However, it seems that the studied countries do not adopt the necessary and appropriate policies regarding environmental management, technology, and standards for the production and consumption of natural resources, which has led to the small effect of natural resource rent on environmental sustainability in the countries of the MENA region, and it seems which is far from the optimal level of its effectiveness. Therefore, these countries must promote environmentally friendly methods of exploration and extraction of natural resources using advanced technologies in line with the principles of sustainable development.

References

Abdollahi, F. & Ghaderi, S. (2023). Investigating the Impact of Natural Resources and Human Capital on Iran's Ecological Footprint. *Governance and Development Journal*, 3(1), 99-120. doi: 10.22111/jipaa.2023.399117.1124 [In Persian]

Akadiri, S.S., Adebayo, T.S., Riti, J.S., Awosusi, A.A., & Inusa, E.M. (2022). The effect of financial globalization and natural resource rent on load capacity factor in India: An analysis using the dual adjustment approach. *Environmental Science and Pollution Research*, 29(59), 89045-89062. https://doi.org/10.1007/s11356-022-22012-0

Aladejare, S.A. (2022). Natural resource rents, globalization and environmental degradation: New insight from 5 richest African *economies. Resources Policy*, 78(C). https://doi.org/10.1016/j.resourpol.2022.102909

Alexander, M., Harding, M., Lamarche, C. (2011). Quantile regression for time-series cross-section data. *International Journal of Statistics and Management System*, 6(1-2), 47-72.

Alola, A.A., Özkan, O. & Usman, O. (2023). Role of non-renewable energy efficiency and renewable energy in driving environmental sustainability in India: Evidence from the load capacity factor hypothesis. *Energies*, 16(6), 2847. https://doi.org/10.3390/en16062847

Amer, E., Meyad, E.M.A., Meyad, A.M. & Mohsin, A.K.M. (2024). The impact of natural resources on environmental degradation: a review of ecological footprint

Shahid Chamran University of Ahvaz
Quarterly Journal of Quantitative Economics
(former Economic Studies)

and CO_2 emissions as indicators. *Frontiers in Environmental Science*, 12. DOI: 10.3389/fenvs.2024.1368125

Azami, A., Noferesti, M. & Arabmazar, A. (2024). Investigating the Asymmetric Effects of Factors Affecting Tax Revenues in Iran using Quantile Regression Approach. *Quarterly Journal of Quantitative Economics (JQE)*, 21(3), 115-144. doi: 10.22055/jqe.2022.39481.2451 [In Persian]

Balsalobre-Lorente, D., Shahbaz, M., Roubaud, D. & Farhani, S. (2018). How economic growth, renewable electricity and natural resources contribute to CO_2 emissions? *Energy Policy*, 113, 356-367. https://doi.org/10.1016/j.enpol.2017.10.050

Bilgili, F., Soykan, E., Dumrul, C., Awan, A., Onderol, S. & Khan, K. (2023). Disaggregating the impact of natural resource rents on environmental sustainability in the MENA region: A quantile regression. *Resources Policy*, 85. https://doi.org/10.1016/j.resourpol.2023.103825

Breusch, T. & Pagan, A. (1980). The LM test and its application to model specification in econometrics, *Review of Economic Studies*, 47(1), 239-253. https://doi.org/10.2307/2297111nalysis

Cai, X., Li. K., Wang, W., Lu, Y. & Wang, R. (2023). The role of resource rent in shaping CO_2 emissions in BRICS countries: A panel data approach. *Resources Policy*, 85. https://doi.org/10.1016/j.resourpol.2023.10385

Chiroleu-Assouline, M., Fodha, M. & Kirat, Y. (2020). Carbon curse in developed countries. *Energy Economics*, 90. https://doi.org/10.1016/j.eneco.2020.104829

Daliri, H. (2020). Relationship between ecological footprint and economic growth in D8 countries: Testing the Kuznets Environmental Hypothesis using PSTR model. *The Journal of Economic Modeling Research*, 11(39), 81-112. [In Persian]

Dam, M.M. & Sarkodie, S.A. (2023). Renewable energy consumption, real income, trade openness, and inverted load capacity factor nexus in Turkiye: Revisiting the EKC hypothesis with environmental sustainability. *Sustainable Horizons*. https://doi.org/10.1016/j.horiz.2023.100063

Damette, O. & Delacote, P. (2012). On the economic factors of deforestation: what can we learn from quantile analysis? *Economic Modelling*, 29(6), 2427-2434. https://doi.org/10.1016/j.econmod.2012.06.015

Danish, B.M.A., Mahmood, N. & Zhang, J.W. (2019). Effect of natural resources, renewable energy and economic development on CO_2 emissions in BRICS countries. *Science of the Total Environment*, 678, 632-638. https://doi.org/10.1016/j.scitotenv.2019.05.02

Degirmenci, T. & Aydin, M. (2024). Testing the load capacity curve hypothesis with green innovation, green tax, green energy, and technological diffusion: A novel approach to Kyoto protocol. *Sustainable Development*. https://doi.org/10.1002/sd.2946

Dietz, T. & Rosa, E.A. (1997). Effects of population and affluence on CO2 emissions. Proceedings of the National Academy of Sciences. 94, 175-179. https://doi.org/10.1073/PNAS.94.1.175

Djedaiet, A., Ayad, H. & Ben-Salha., O. (2024). Oil prices and the load capacity factor in African oil-producing OPEC members: Modeling the symmetric and asymmetric effects. *Resources Policy*, 89. https://doi.org/10.1016/j.resourpol.2023.104598

Dogan, E., Altinoz, B. & Tzeremes, P. (2020). The analysis of 'Financial Resource Curse' hypothesis for developed countries: Evidence from asymmetric effects with quantile regression. *Resources Policy*, 68. https://doi.org/10.1016/j.resourpol.2020.101773

Dogan, E. & Inglesi-Lotz, R. (2017). Analyzing the effects of real income and biomass energy consumption on carbon dioxide (CO_2) emissions: empirical evidence from the panel of biomass-consuming countries. *Energy*, 138, 721-727. https://doi.org/10.1016/j.energy.2017.07.136

Dogan, A. & Pata, U.K. (2022). The role of ICT, R&D spending and renewable energy consumption on environmental quality: testing the LCC hypothesis for G7 countries. *Journal of Cleaner Production*. 380, 135038

Du, J., Yang, X., Long, D. & Xin, Y. (2024). Modelling the influence of natural resources and social globalization on load capacity factor: New insights from the ASEAN countries, *Resources Policy*, 91. https://doi.org/10.1016/j.resourpol.2024.104816

Erdogan, S. (2023). Linking natural resources and environmental sustainability: A panel data approach based on the load capacity curve hypothesis. *Sustainable Development*, 1-13. https://doi.org/10.1002/sd.2836

Erdogan, S. (2024). On the impact of natural resources on environmental sustainability in African countries: A comparative approach based on the EKC and LCC hypotheses. *Resources Policy*, 88. https://doi.org/10.1016/j.resourpol.2023.104492

Ehrlich, P.R., Holdren, J.P. (1971). Impact of population growth. Science, 171, 1212-1217. https://doi.org/10.1126/SCIENCE.171.3977.1212/ASSET/703D82DC

Friedrichs, J. & Inderwildi, I. R. (2013). The carbon curse: Are fuel-rich countries doomed to high CO2 intensities? *Energy Policy*, 62, 1356-1365. https://doi.org/10.1016/j.enpol.2013.07.076

Gaies, B., Nakhli, M.S., Sahut, J.-M. (2022). what are the effects of economic globalization on CO_2 emissions in MENA countries? *Econ. Modell*, 116, 106022. https://doi.org/ 10.1016/j.econmod.2022.106022

Grossman, G.M., & Krueger, A.B. (1991). Environmental impacts of a North American free trade agreement. NBER.

Gu, Y., Deng, G. & Liu, X. (2023). None-linear nexus between natural resources dependency, foreign direct investment, and environmental sustainability in newly industrialized countries, *Resources Policy*, 90. https://doi.org/10.1016/j.resourpol.2024.104782

Galvao, A.F. & Kato, K. (2016). Smoothed quantile regression for panel data, *Journal of Econometrics*. 193(1), 92-112.

Shahid Chamran University of Ahvaz
Quarterly Journal of Quantitative Economics
(former Economic Studies)

Guloglu, B., Caglar, A.E., & Pata, U.K. (2023). Analyzing the determinants of the load capacity factor in OECD countries: Evidence from advanced quantile panel data methods, *Gondwana Research*, 118, 92-104. https://doi.org/10.1016/j.gr.2023.02.013

Huang, Y., Villanthenkodath, M. A. & Haseeb, M. (2023). The nexus between eco-friendly technology and environmental degradation in India: Does the N or inverted N-shape load capacity curve (LCC) hypothesis hold? *Natural Resources Forum*, 47(2). https://doi.org/10.1111/1477-8947.12281

Hundie, S.K., Abdisa, L.T., Legas, H.A. & Shumetie, A. (2022). The Nexus among globalization, natural resource rent, and energy consumption for environmental sustainability in Ethiopia. Policy Working Paper 05/2022.

Ibrahim, R.L. & Ajide, K.B. (2021). The dynamic heterogeneous impacts of nonrenewable energy, trade openness, total natural resource rents, financial development and regulatory quality on environmental quality: Evidence from BRICS economies. *Resources Policy*. https://doi.org/10.1016/j.resourpol.2021.10225

Kazerouni, A., Asgharpour, H., Aghamohamadi, A. & Zokaei alamdari, E. (2019). Corruption and the environmental Kuznets Curve in developed and developing countries. *The Journal of Economic Modeling Research*, 10(37), 7-38. [In Persian]

Khan, K., Zhang, J., Gul, F. & Li, T. (2022). The "carbon curse": Understanding the relationship between resource abundance and emissions. *The Extractive Industries and Society*, 11. https://doi.org/10.1016/j.exis.2022.101119

Koenker, R. (2004). Quantile regression for longitudinal data. *Journal of Multivariate Analysis*, 91(1), 74-89. https://doi.org/10.1016/j.jmva.2004.05.006

Lamarche, C. (2011). Measuring the incentives to learn in Colombia using new quantile regression approaches. *Journal of Development Economics*, 96(2), 278-288. https://doi.org/10.1016/j.jdeveco.2010.10.003

Liu, H., Alharthi, M., Atil, A., Zafar, M.W., Khan, I., (2022). A non-linear analysis of the impacts of natural resources and education on environmental quality: green energy and its role in the future. *Resources Policy*. 79, 102940. https://doi.org/10.1016/j.resourpol.2022.102940.

Majeed, A., Wang, L., Zhang, X., Muniba, and Kirikkaleli, D. (2021). Modelling the dynamic links among natural resources, economic globalisation, disaggregated energy consumption, and environmental quality: Fresh evidence from GCC economies. *Resource Policy*, 73, 1-9. https://doi.org/10.1016/j.resourpol.2021.102204

Moeinaddini, S., Zare Mehrjerdi, M. R., Amirtaimoori, S. & Mehrabi Boshrabadi, H. (2024). The Effect of Natural Resource Rent on the Environmental Quality (Case Study: A Selection of MENA Countries). *Journal of Environmental Studies*, 50(1), 97-110. doi: 10.22059/jes.2024.359287.1008413 [In Persian]

Mohammad Moradi, R., Sadeghi, S. K., & Khan Maku, M. (2023). The Interplay between Financial Development, CO_2 Emission and Economic Growth in MENA Countries (System GMM in Dynamic Panel Data Approach). *Economic Growth and*

Development Research, 13(52), 66-47. doi: 10.30473/egdr.2023.65363.6581 [In Persian]

Mohamadian Mansour, S. & Golkhandan, A. (2026). The Interactive Effect of Military Spending and Armed Conflict on Foreign Direct Investment: A Study of MENA Countries. *Quarterly Journal of Quantitative Economics (JQE)*, 22(4), 216-249. doi: 10.22055/jqe.2024.44934.2578 [In Persian]

Nwani, C. & Adams, S. (2021). Environmental cost of natural resource rents based on production and consumption inventories of carbon emissions: Assessing the role of institutional quality. *Resources Policy*, 74, 102282. https://doi.org/10.1016/j.resourpol.2021.102282

Pata, U.K. (2021). Do renewable energy and health expenditures improve load capacity factor in the USA and Japan? A new approach to environmental issues. *The European Journal of Health Economics*, 22(9), 1427–1439. https://doi.org/10.1007/s10198-021-01321-0

Pata, U.K. & Ertugrul, H.M. (2023). Do the Kyoto Protocol, geopolitical risks, human capital and natural resources affect the sustainability limit? A new environmental approach based on the LCC hypothesis. *Resources Policy*, 80. https://doi.org/10.1016/j.resourpol.2023.103352

Pata, U. K. & Isik, C. (2021). Determinants of the load capacity factor in China: A novel dynamic ARDL approach for ecological footprint accounting. *Resources Policy*, 74(C). https://doi.org/10.1016/j.resourpol.2021.10231

Pata, U. K. & Tanriover, B. (2023). Is the load capacity curve hypothesis Valid for the top ten tourism destinations? *Sustainability*, 15(2), 960. https://doi.org/10.3390/su15020960

Peng, L., Li, Y., Raza, S.A. & Shahzadi, I. (2023). Natural resources and environmental sustainability: COP26 targets from resources-based perspective. *Resources Policy*, 83(5). DOI: 10.1016/j.resourpol.2023.103623

Pesaran, M.H. (2004). General diagnostic tests for cross section dependence in panels, Cambridge Working Papers in Economics, No. 0435.

Pesaran, M.H. (2007). A simple panel unit root test in the presence of cross-section dependence. *Journal of Applied Econometrics*, 22(2), 265-312. https://doi.org/10.1002/jae.951

Pesaran, M. H., Ullah, A. & Yamagata, T. (2008). A bias-adjusted LM test of error cross-section independence. *The Econometrics Journal*. 11, 105-127. https://doi.org/10.1111/j.1368423X.2007.00227.x

Razzaq, A., Wang, S., Adebayo, T.S., Saleh Al-Faryan, M.A. (2022). The potency of natural resources on ecological sustainability in PIIGS economies. *Resour. Pol*. 79, 102941 https://doi.org/10.1016/j.resourpol.2022.10294

Sargolzaie, A., Lotfalipour, M. R., & Salehnia, N. (2022). Investigating the Impact of Natural Resource Rents and Good Governance on the Welfare of Developing Countries: The Welfare Curse Phenomenon and the Quantile Regression Approach. *Quarterly Journal of Applied Theories of Economics*, 9(2), 1-34. doi: 10.22034/ecoj.2022.46618.2904 [In Persian]

Shahid Chamran University of Ahvaz
Quarterly Journal of Quantitative Economics
(former Economic Studies)

Shi, Y., Li, J., Fang, Z., Li, Y., Hu, H., Nie, W. & Meng, F. (2024). Probing the role of natural resources and urbanization towards ecological sustainability in BRICST economies. *Resources Policy*, 91. https://doi.org/10.1016/j.resourpol.2024.104739

Schnaiberg, A. (1970). Measuring modernism: Theoretical and empirical explorations. *American Journal of Sociology*, 76(3), 399-425.

Siche, R., Pereira, L., Agostinho, F., & Ortega, E. (2010). Convergence of ecological footprint and emergy analysis as a sustainability indicator of countries: Peru as case study. *Communications in Nonlinear Science and Numerical Simulation*, 15(10), 3182-3192. https://doi.org/10.1016/j.cnsns.2009.10.027

Sun, A., Bao, K., Aslam, M., Gu, X., Khan, Z. & Uktamofv, K. F. (2023). Testing load capacity and environmental Kuznets curve hypothesis for China: Evidence from novel dynamic autoregressive distributed lags model. *Gondwana Research*. https://doi.org/10.1016/j.gr.2023.07.018

Uche, E. & Ngepah, N. (2024). How green-technology, energy-transition and resource rents influence load capacity factor in South Africa. *International Journal of Sustainable Energy*, 43. https://doi.org/10.1080/14786451.2023.2281038

Ulucak, R., Danish, & Ozcan, B., 2020. Relationship between energy consumption and environmental sustainability in OECD countries: The role of natural resources rents. Resources Policy, 69, 101803. https://doi.org/10.1016/j.resourpol.2020.101803

Usman, O., Ozkan, O., Adeshola, I. & Eweade, B. S. (2024). Analyzing the nexus between clean energy expansion, natural resource extraction, and load capacity factor in China: a step towards achieving COP27 targets. *Environment Development and Sustainability*. DOI: 10.1007/s10668-023-04399-z

Uzar, U. (2024). The dynamic effect of income distribution, natural resources, and freedom of press on ecological footprint: Theory and empirical evidence for emerging economies. *Resources Policy*, 89. https://doi.org/10.1016/j.resourpol.2024.104682

Wang, Z. & Bui, Q. & Zhang, B. (2020). The relationship between biomass energy consumption and human development: Empirical evidence from BRICS countries. *Energy*, 194(C). https://doi.org/10.1016/j.energy.2020.116906

Wang, W., Niu, Y., Gapich, A. & Strielkowski, W. (2023). Natural resources extractions and carbon neutrality: The role of geopolitical risk. *Resources Policy*, 83. https://doi.org/10.1016/j.resourpol.2023.10357

Wang, S., Zafar, M.W., Vasbieva, D.G. & Yurtkuran, D.G. (2023). Economic growth, nuclear energy, renewable energy, and environmental quality: Investigating the environmental Kuznets curve and load capacity curve hypothesis, Gondwana Research. https://doi.org/10.1016/j.gr.2023.06.009

Westerlund, J. & Edgerton, D.L. (2007). A panel bootstrap cointegration test. *Economics Letters*, 97, 185-190. https://doi.org/10.1016/j.econlet.2007.03.003

Xiaoman, W., Majeed, A., Vasbieva, D.G. & Yameogo, C.E.W. & Hussain, N. (2021). Natural resources abundance, economic globalization, and carbon emissions: Advancing sustainable development agenda. Sustainable Development, 29(5), 1037-1048. https://doi.org/10.1002/sd.2192

Xu, B. & Lin, B. (2016). A quantile regression analysis of China's provincial CO_2 emissions: Where does the difference lie? *Energy Policy*, 98, 328-342. https://doi.org/10.1016/j.enpol.2016.09.003

Xuan, D., Jiang, X., Fang, Y., 2023. Can globalization and the green economy hedge natural resources? Functions of population growth and financial development in BRICS countries. *Resour. Pol*. 82, 103414. https://doi.org/10.1016/j.resourpol.2023.103414

Ya, D., Quddos, A., Feng, M., Ullah, A. & Ameer, W. (2024). Assessing the impact of fiscal policy and natural resources on environmental degradation in BRICS countries: A resource management perspective. *Resources Policy.* 90. https://doi.org/10.1016/j.resourpol.2024.104792

Yong, Y., Ahmed, Z., Wang, S., Rjoub, H. & Bilan, Y. (2024). Minerals, natural resources, government instability, and growing ecological challenges: Can we achieve SDGs 12 and 13? *Resources Policy*, 88. https://doi.org/10.1016/j.resourpol.2023.104507

Zheng, H., Hu, J., Wang, S., & Wang, H. (2019). Examining the influencing factors of CO_2 emissions at city level via panel quantile regression: evidence from 102 Chinese cities. *Applied Economics*, 51(35), 3906-3919. https://doi.org/10.1080/00036846.2019.1584659

Zambrano-Monserrate, M.A. & Ormeño-Candelario, V. (2023). Disaggregated impact of natural resources rents on the ecological footprint: new evidence from more polluting countries. *Mineral Economics*, DOI: 10.1007/s13563-023-00407-w

Quarterly Journal of Quantitative Economics(JQE) **(2026) 23(2) 291-316**

Shahid Chamran University of Ahvaz

Quarterly Journal of Quantitative Economics

Journal Homepage: www.jqe.scu.ac.ir
Print ISSN: 2008-5850
Online ISSN: 2717-4271



Examining the compatibility of the collective model (CM) based on the distribution factors of "educational difference" and "income share" with the market work behavior of married Iranians

Leyla Sadat Zafaranchi *

** Assistant Professor of Economics, Department of Interdisciplinary Studies and Economic Development, Institute of Economics, Institute of Humanities and Cultural Studies, Tehran, Iran.*

Email: *l.zafaranchi@ihcs.ac.ir*

0000-0002-6292-4917

Postal address*: Dr. Sadegh Ainevand St, Kurdistan Highway, Tehran, Iran.*

ARTICLE HISTORY	JEL CLASSIFICATION	KEYWORDS
Received: 15 June 2024 ***revision: 27 September 2024*** ***acceptance: 18 November 2024***	***B21, D13, J22***	***Collectivemodel, Difference in education of couples, Income share of couples, market work***

Acknowledgments: Acknowledgments may be made to individuals or institutions that have made an important contribution.

Conflict of Interest: The author declare no conflict of interest.

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

How to Cite:
Zafaranchi., Leyla Sadat. (2026). Examining the compatibility of the collective model (CM) based on the distribution factors of "educational difference" and "income share" with the market work behavior of married Iranians. *Quarterly Journal of Quantitative Economics (former Economics Studies)*, 23 (2), 291-316. [in persian]

10.22055/jqe.2024.46774.2636

© 2026 Shahid Chamran University of Ahvaz, Ahvaz, Iran. This article is an open access article distributed under the terms and conditions of the Creative Commons Attribution-NonCommercial 4.0 International (CC BY-NC 4.0 license) (http://creativecommons.org/licenses/by-nc/4.0/)

EXTENDED ABSTRACT

INTRODUCTION:

The conditions of Iran's labor market show that emphasizing on employment and unemployment rates without addressing other aspects of the labor market is not effective in solving the problem of unemployment and making appropriate policies. From this point of view, it is important to focus on the behavior of the micro behavior of the labor supply side, focusing on the target groups, as a start point to explain and adopt suitable labor market policies.
The recent global research flow is expanding with the goals of improving the labor market policy of employed married people and preventing the undesirable results of unrelated patterns in the field of labor market supply of married couples. With the introduction of the Unitary Model (UM) by Gary Becker(1965) and the expansion of the range of different approaches in explaining the behavior of household market work, the collective model (CM) was introduced by Chiappori(1988) as one of the important candidates in this field. The collective model of the supply of household working hours is celebrating its 36th birthday and is considered one of the worthy subjects by researchers in the field of the household labor market and in the field of microeconomics, and it is the source of numerous studies in the past three decades (Donni & Molina, 2018). The main issue in this group of studies is the answer to this key question, whether in the policy of paying (subsidy) to or receiving (taxes) from the household, knowing that which one of the couple is the recipient or the payer, can affect the welfare of other members as well as their leisure decisions? (Chiappori & Mazzocco,2017).

In the collective model (CM), according to the effect of some variables as factors of income distribution within the household affecting the market working hours of husband and wife and by examining the effect of these factors on the supply functions of working hours of couples, it is concluded that the working hour behavior of each one of the couples does not have the same behavior against increase or decrease in the total non-working

income of the household; and increase of non-working income of each one of spouses, has different effects on the supply of married couples working hours. In this regard, it is necessary to pay attention to the target groups of the supply side of the labor market and use a suitable model to explain the labor market behavior of married workers. In this research, the two variables of "husband and wife education difference" and "the income share of each of the total household income" is used on the Collective Model test, to estimate the labor supply functions of married and employed Iranian women and men.The results show the uncertainty of the collective model (CM) in identifying Iranian household behavior in the labor market.

METHODOLOGY:

In order to analyze the behavior of the supply side of the labor market, first, according to the realities of the Iranian economy, the behavior of suppliers and participants in the labor market should be explained and identified. This is followed up by reviewing the existing theoretical literature in the field of market work behavior of married people, including the "unitary model" and "non-unitary models", and by introducing the relevant branches in the field of non-unitary models including "cooperative models" and "non-cooperative models". The focus of the current research is on the collective model (CM) as a branch of "cooperative models" regarding the behavior of married people. In the collective model (CM) according to the effect of the distribution factors within the household on the market working hours of married people, it is concluded that the distribution factors affect the choice of consumption and working hours of couples only through the influence on the location of the choice point on the Pareto frontier or in the other word an expression of the weight of the husband and wife's preferences is effective, and since this weight is not one-dimensional, it means that the influence ratios of the distribution factors in the two supply functions of the couple's working hours will be the same (Bourguignon et al, 1995). In this regard, the present research has studied the collective model(CM) test based on the data of Iran by introducing two factors of the distribution of "the educational difference between husband and wife" and "the share of each spouse from the income earned in the household". In order to estimate the structural equations of the supply of working hours of couples; The use of instrumental variables method was found to be effective for the endogeneity of the logarithm of own and cross wages, and to choose the appropriate instrumental method, the advantage of using the "generalized moments method" (GMM) compared to other instrumental methods such as IV and 2SLS despite the heterogeneity of

variance was proved. Finally, referring to the theoretical literature of collective model (CM), the functional form of the equations of the supply of working hours of husband and wife in the household based on the micro data of 800 Iranian households and focusing on the family and economic characteristics of this group in functions without restrictions and with considering the two distribution factors of "the difference in education" and "the share of each couple in the total household income", it was estimated. Then, the impact of the variables introduced in the study on the labor market behavior of married workers was analyzed and according to two selective distribution factors, the conformity of the collective pattern (CM) with the information of Iran was evaluated.

FINDINGS:

The findings show that the residence of married people in rural areas has a negative and significant effect on the supply of market working hours of working women and men. With increasing age, the working hours of married men and women decrease. With the increase in the education level of married men, their market work hours increase, while with the increase in the education level of married women, their market work hours decrease significantly due to the possibility of more accessvto part-time jobs for this educated group. The own wage elasticity of working and married men is positive and significant, and the dominance of the substitutional effect on income is evident in it. Therefore the shape of the supply function of men's working hours is reported as standard. vice versa the wage elasticity of married women is negative and high and indicates the dominance of the income effect over substitution in the labor supply function.

The results of the analysis of the two selected variables of the distribution factor in the collective model (CM) show that the variable "difference in the education of the couple (in favor of the husband)" has a negative and significant relationship with the market working hours of married men and does not show a significant relationship with the market working hours of married women.

Also, the variable relationship of "husband's share of the total household income" with the working hours of married men is positive and with the working hours of married women is negative and significant, and therefore, in the studied sample, the working behavior of married workers is not consistent with the theoretical literature of collective model (CM).

CONCLUSION

The evaluation of two factors of intra-household distribution shows that in the studied sample, the working behavior of married workers is not consistent with the theoretical literature of collective model (CM). Men are still expected to provide living costs and livelihood in Iranian households and married women reduce their market work time in favor of family roles in order to balance the responsibilities of life and work. This doubles the need for family-friendly employment policies, especially for young and married working women. The labor market policy makers along with the burden of economic responsibility of married men in Iranian households should pay attention to fill the gap between household expenses and income and providing the possibility of more work-life balance for married and working women.

Based on this, it is still necessary to pay attention to the assumption of the function of common preferences of couples in the Iranian household, and it is recommended that any policy of paying to the household (subsidies) and receiving from the household (taxes) should be established and be executed based on the identification of the target households and not the working people in the household.

References

Apps, P. F., & Rees, R. (1988). Taxation and the Household. *Journal of Public Economics, 35(3)*, 355-369.

Ashraf Ganjavii, Reza. Hossein, Akbari Fard, Seyed Abdul Majid, Jalaei Esfandabadi & Mashaallah, Mashinchi. (2024). Estimating the Impact of Uncertainty of Macroeconomic and Foreign Trade Variables on Income Distribution among Income Deciles Quarterly Journal of Quantitative Economics(JQE), 21(2), 75-125. [in Persian]

Attanasio, O. & Lechene. V. (2014). Efficient responses to targeted cash transfers. *Journal of Political Economy ,122(1)*, 178 – 222.

Bargain, O., Orsini, K.& Peichl, A.(2014). Comparing labor supply elasticities in Europe and the US: new results. *Human Resources, 49(3)*,723–838.

Bautista Lacambra, S. (2020). *Household labor supply: Collective results for certain developed countries*, MPRA Paper 101514, University Library of Munich, Germany.

Blau, D. M., & Goodstein, R. M. (2016). Commitment in the household: Evidence from the effect of inheritances on the labor supply of older married couples. *Labour Economics, 42*, 123-137.

Bloemen, H. G. (2010). An empirical model of collective household labour supply with non-participation. *The economic journal, 120(543)*, 183-214.

Blundell R., Chiappori P.-A., & Meghir C. (2005). Collective Labor Supply with Children. *Journal of Political Economy, 113(6)*, 1277-1406.

Bourgignon, F., Browning, M., & Chiappori, P.-A. (1995). *The Collective Approach to Household Behavior*: University of Oxford. Queen Elizabeth House.

Browning, M., Chiappori, P.-A., & Lewbel, A. (2013). Estimating consumption economies of scale, adult equivalence scales, and household bargaining power. *Review of Economic Studies, 80(4)*, 1267–1303.

Chiappori, P.-A , Meghir, C & Okuyama, Y (2024). *Intrahousehold Welfare: Theory and Application to Japanese Data*. NBER Working Paper No. w32645.

Chiappori, P.-A. (1992). Collective labor supply and welfare. *Journal of political economy, 100(3)*, 437-467.

Chiappori, P.-A., & Ekeland, I. (2006). The micro economics of group behavior: General characterization. *Journal of Economic Theory, 130(1)*, 1-26.

Chiappori, P.-A., & Mazzocco, M. (2017). Static and intertemporal household decisions. *Journal of economic literature, 55(3)*, 985-1045.

Chiappori, P.-A., & Meghir, C. (2021). *Household Labor Economics*. Edward Elgar Publishing.

Chiappori, P.-A., & Weiss, Y. (2007). Divorce, remarriage and child support. *Journal of Labor Economics, 25(1)*, 37–74.

Chiappori, P.-A., Fortin, B., & Lacroix, G. (2002). Marriage market, divorce legislation, and household labor supply. *Journal of political economy, 110(1)*, 37-72.

Chiappori, P.-A., Molina, J. A., Giménez-Nadal, J. I., & Velilla, J. (2019). *Intertemporal labor supply and intra-household commitment*. IZA discussion paper series.: 12353.

Chiappori, P.-A., Salanié, B., & Weiss, Y. (2017). Partner choice, investment in children, and the marital college premium. *American economic review, 107(8)*, 2109-2167.

Choo, E., Seitz, S., & Siow, A. (2008). *The Collective Marriage Matching Model: Identification, Estimation and Testing*. Univercity. of Toronto Working Paper, 340, 1-65.

Dasgupta, P.& Goldar, B. (2006). "Female labor supply in rural India: An econometric analysis". *Indian Journal of Labor Economics, 49 (2),* 293–310.

Donni, O., & Chiappori, P.-A. (2011). Non unitary models of household behavior: a survey of the literature. *Household economic behaviors, 1-40.*

Donni, O., & Molina, J. A. (2018). Household collective models: Three decades of theoretical contributions and empirical evidence. *IZA Discussion Papers: 11915.*

Evers; M., De mooij R.& Van Vuuren, D. (2008). The wage elasticity of labour supply: a synthesis of empirical estimates. *Economist,156,*25–43.

Galichon, A., & Salanié, B. (2022). Cupid's invisible hand: Social surplus and identification in matching models. *The Review of economic studies, 89(5),* 2600-2629.

Giovanis, E., & Ozdamar, O. (2019). A collective household labour supply model with disability: Evidence from Iraq. *Journal of Family and Economic Issues, 40(2),* 209-225.

Goussé, M., Jacquemet, N., & Robin, J.-M. (2017). Household labour supply and the marriage market in the UK, 1991-2008. *Labour Economics, 46,* 131-149.

Hendy, R., & Sofer, C. (2010). A Collective Model of Female Labor Supply: Do Distribution Factors Matter in the Egyptian Case? *Documents de travail du Centre d'Economie de la Sorbonne*, No. WP., 2010.35.

Jacob, B. A., & Ludwig,J. (2012). The Effects of Housing Assistance on Labor Supply: Evidence from a Voucher Lottery. *American Economic Review, 102 (1)* , 272-304.

Keshavarz, G., & Borhani, F. (2013). Gender Ratio and Intra-Household Collective Decision Process: Evidence from Iranian Household Labor Supply. *Journal of Economic Research (Tahghighat-E-Eghtesadi), 47(4),* 155-177.

khodaverdi samani, Maryam., Alizadeh, Mohammad & Fotros, Mohammad hasan. (2024). The effect of Financial Decentralization on Efficiency of Health Services Delivery in the Provinces of Iran during 2006-2016: Using Spatial Econometrics. Quarterly Journal of Quantitative Economics(JQE), 21(2), 34-74. [in persian]

Lacroix, G., & Radtchenko, N. (2011). The changing intra-household resource allocation in Russia. *Journal of Population Economics, 24*, 85-106.

Lyssiotou, P. (2017). The impact of targeting policy on spouses' demand for public goods, labor supplies and sharing rule. *Empirical Economics, 53*, 853-878.

Molina, J. A., Giménez-Nadal, J. I., & Velilla, J. (2018). Intra-household wealth and welfare inequality in the US: estimations from a collective model of labor supply. *IZA Discussion Papers:11707*.

Molina, J.A , Velilla, J & Ibarra, H.(2023).Intrahousehold Bargaining Power in Spain: An Empirical Test of the Collective Model. *Journal of Family and Economic Issues, 44(1)*, 84-97.

Nash, J. F. (1950). The bargaining problem. *Econometrica, 18(2)*, 155-162.

Rapoport, B., Sofer, C., & Solaz, A. (2011). Household production in a collective model: some new results. *Journal of Population Economics, 24*, 23-45.

Rapoport, B.; Sofer, C. & Sola, A. (2011). Household production in a collective model: some new results. *Journal of Population Economics, 24(1)*, 23-45.

Wooldridge, J. M. (2010). *Econometric analysis of cross section and panel data*: MIT press.

Zafaranchi, L. s. (2020). Testing the "Unitary Model" of household labor supply. *Quarterly Journal of Quantitative Economics(JQE), 17(4)*, 61-87. doi:10.22055/jqe.2019.29237.2071 [In Persian]