فصلنامه علمی

اقتصاد مقداری

(بررسی‌های اقتصادی سابق)

دانشکده اقتصاد و علوم اجتماعی دانشگاه شهید چمران اهواز

دوره بیست و دوم، شماره چهارم، زمستان ۱۴۰۴

(شماره مسلسل ۸۷)

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 دوم، شماره چهارم، زمستان ۱۴۰۴

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

اثرات مهاجرت بر متغيرهاي اقتصاد كلان ايران در چهارچوب مدل تعادل عمومي پوياي تصادفي.....۱

رامین بهیارفر، مهرزاد ابراهيمي، هاشم زارع و عباس امینی فرد

تعامل شدت مصرف انرژی و حکمرانی خوب بر رشد اقتصادی (مورد مطالعه: کشورهای عضو اوپک).....۳۷

هادی یاسر لفته العایدی، محمود هوشمند، مهدی بهنامه، محمد جواد گرجی پور

برآورد نابرابری چندبعدی مناطق شهری و روستایی استان بوشهر در مقایسه با کل کشور.....۶۲

آناهیتا روزی‌طلب، اسمعیل ابونوری، مجید مداح

رابطه تسهیلات بانکی و رشد اقتصادی ایران: شواهدی از ماتریس حسابداری اجتماعی مالی..... ۸۹

رضا شاکری بستان آباد، وحیده انصاری

بررسی اثر سرریز نوسانات بازار سهام، ارز و سکه بر ناآرامی اجتماعی در ایران: رهیافتی از الگوی TVP-QVAR..... ۱۲۷

امیر جمشیدی، وحید امیدی و نرگس علی‌کرم‌زاده

اثر نااطمینانی درآمدهای نفتی بر مالیات‌های غیرمستقیم با استفاده از منطق فازی.... ۱۵۲

مسعود سعادت‌مهر، مصطفی شکری

انتخاب مدل بهینه برای پیش بینی بازدهی دارایی: مقایسه مدل‌های ARIMA-GARCH و MIDAS.....۱۷۵

سعید صدرزاده مقدم، کامبیز هژبر کیانی، کامبیز پیکارجو، علیرضا مرادی

اثر تعاملی هزینه‌های نظامی و درگیری مسلحانه بر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی با روش داده‌های پانل: مطالعه کشورهای منطقه منا.....۲۱۶

صاحبه محمدیان منصور، ابوالقاسم گل‌خندان

تبیین الگوی اثرگذاری وقوع جرایم تهران بر رشد اقتصادی استان های همجوار (بر اساس رویکرد هسته- پیرامون).....۲۵۰

سید امین منصوری، سید عزیز آرمن، فرهاد حسینی

فصلنامه‌ی اقتصاد مقداری (بررسی‌های اقتصادی سابق) زمستان ۱۴۰۴ ۲۲(۴) ۳۶-۱



فصلنامه‌ی اقتصاد مقداری

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

اثرات مهاجرت بر متغيرهاي اقتصاد كلان ايران در چهارچوب مدل تعادل عمومي پوياي تصادفي

رامین بهیارفر*، مهرزاد ابراهیمي**، هاشم زارع*** و عباس امینی فرد****

** دانشجوی دکتری گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد و مدیریت، واحد شیراز، دانشگاه آزاد اسلامی، شیراز، ایران.*
*** استادیار گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد و مدیریت، واحد شیراز، دانشگاه آزاد اسلامی، شیراز، ایران. (نویسنده مسئول).*
**** استادیار گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد و مدیریت، واحد شیراز، دانشگاه آزاد اسلامی، شیراز، ایران.*
***** استادیار گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد و مدیریت، واحد شیراز، دانشگاه آزاد اسلامی، شیراز، ایران.*

اطلاعات مقاله

تاریخ دریافت: ۳۰ اردیبهشت ۱۴۰۲
تاریخ بازنگری: ۱۳ آبان ۱۴۰۲
تاریخ پذیرش:۲۳ بهمن ۱۴۰۲

ارتباط با نویسنده (گان) مسئول:
ایمیل:
mhrzad@yahoo.com
0000-0002-0986-509

آدرس پستی:
تهران، ولنجک، دانشگاه شهید بهشتی، دانشکده مدیریت و حسابداری، گروه مدیریت و بیمه.

طبقه‌بندیJEL: E44، O15، E32، F42.

واژگان کلیدی:
مهاجرت، سرمایه انساني، مدل DSGE، چرخه‌هاي تجاري.

اطلاعات تکمیلی:

این مقاله برگرفته از پایان نامه‌ی دکتری آقای رامین بهیارفر در رشته اقتصاد به راهنمایی مهرزاد ابراهیمی در دانشگاه آزاد اسلامی واحد شیراز 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

این مقاله به بررسي اثرات مهاجرت بر چرخه‌هاي تجاري ايران در چارچوب يک مدل تعادل عمومي پوياي تصادفي بيزين مي‌پردازد. براي مهاجرت در تحقيق حاضر يک تکانه تعريف شده است که به صورت يک فرايند خودرگرسيون مرتبه اول تبيين مي‌شود. اين تکانه از طريق تغيير در سرمايه انساني وارد مدل مي‌شود و با تغييرات ساختار جمعيت و سرمايه انساني بر ايجاد نوسان در متغيرهاي اقتصادي اثر گذار است. براي بررسي اثرات مهاجرت در چرخه‌هاي تجاري اقتصاد ايران از دو ابزار تجزيه واريانس و توابع واکنش آني استفاده شده است. بر اساس نتايج تجزيه واريانس، تکانه مهاجرت بيشتر از ۲۰ درصد نوسانات محصول، بيشتر از ۱۴ درصد نوسانات مصرف و بيش از ۱۰ درصد نوسانات قيمت مسکن را براي اقتصاد ايران توضيح مي‌دهد. همچنين بر اساس نتايج توابع واکنش آني متغيرها، در پاسخ به تکانه مهاجرت، محصول، مصرف، سرمايه گذاري، تشکيل سرمايه در بخش مسکن، سرمايه انساني، اشتغال، دستمزد، موجودي سرمايه کاهش مي‌يابند، در حالي که قيمت مسکن افزايش مي‌يابد. در نهايت بر اساس نتايج حاصل شده ازبرآورد درست نمايی نهايی الگو بر اساس تقريب لاپلاس گزينه‌های مختلف در رابطه با اثرات مهاجرت بر سرمايه انساني مقايسه مي‌شود. نتايج نشان مي‌دهد که مدل با نسبت سرمايه انساني کمتر مهاجران نسبت به سرمايه انساني داخلي پذيرش مي‌شود.

ارجاع به مقاله:
بهیارفر، رامین.، ابراهیمی، مهرزاد.، زارع، هاشم و امینی فرد، عباس. (۱۴۰۴). اثرات مهاجرت بر متغیرهای اقتصاد کلان ایران در چارچوب مدل تعادل عمومی پویای تصادفی. فصلنامه *اقتصاد مقداری (بررسی‌های مقداری سابق)*، ۲۲(۴)، ۳۶-۱.

10.22055/jqe.2024.43819.2555

© 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

جنبش‌های بین‌المللی بزرگ مردم در سال‌های اخیر به گوشه و کنار جهان سرایت کرده است. جریان مهاجرت ناشی از جنگ، عدم اطمینان اقتصادی و بی‌ثباتی سیاسی تأثیرات عمیقی بر کشورهای مبدا مهاجران و کشورهای مقصد آنها داشته است. مهاجرت پدیده‌ای پیچیده است که مورد مطالعه علوم مختلف همچون اقتصاد، جامعه شناسی، علوم سیاسی، جغرافیا و آمار بوده است. بنگ و میترا[1] (۲۰۱۱) معتقد بودند که مهاجرت به دلیل عوامل رانشی موجود در محل زندگی افراد، همچون درآمدهای پایین، مشکلات سیاسی – اجتماعی از قبیل جنگ‌های داخلی و منطقه‌ای، انقلاب‌ها، مشکلات بهداشتی درمانی و در مقابل جاذبه مناطق دیگر به دلیل عدم وجود این مسائل شکل می‌گیرد. اگرچه در گذشته مهاجرت از منظر اقتصادی، به واسطه تخصیص بهینه نیروی انسانی از نواحی کم بازده به مناطق با بازده بالا، مثبت ارزیابی می‌شد؛ اما امروزه اثرات مهاجرت بر اقتصاد مبهم است (Bang & Mitra, 2009).

ساختار اقتصاد ایران به گونه‌ای است که از یک سمت با ورود مهاجران غیرمتخصص، عمدتاً از کشورهای هم‌مرز نظیر افغانستان رو به رو است و به عنوان مقصد این دسته از مهاجرین قرار می‌گیرد و از طرف دیگر مبدأ مهاجرت تعداد زیادی از افراد است که بخش عمده آن را افراد تحصیل کرده و نیروی کار متخصص تشکیل می‌دهند. (Iran Statistics Center, 2018). ایران طی دهه‌های اخیر با نرخ بالایی از مهاجرت متخصصان به کشورهای توسعه یافته رو به رو بوده که کشورهای ایالات متحده، کانادا، استرالیا، ترکیه، امارات متحده عربی، آلمان، انگلستان و فرانسه مقصد بخش عمده‌ای از مهاجران ایرانی بوده است. بر اساس گزارش‌های اخیر صندوق بین‌المللی پول، از میان ۹۱ کشور در حال توسعه و توسعه نیافته، ایران جزء سه کشور اول مهاجرت نخبگان است. صندوق بین‌المللی پول در این مورد گزارش داده که سالانه حدود ۱۵۰ هزار ایرانی تحصیل‌کرده به امید زندگی بهتر و یافتن فرصت‌های شغلی مناسب‌تر از کشور خارج می‌شوند که خروج این افراد به معنی خروج سالانه ۵۰ میلیارد دلار ارز از کشور است (Karimi & Gharaati, 2013).

[1] Bang and Mitra (2011)

پیامدهای اقتصادی پیچیده مهاجرت، بیشتر فعالیت‌ها و متغیرهای اقتصاد را در بر می‌گیرد. یکی از مهمترین عوامل رشد اقتصادی، سرمایه انسانی است که طی چند دهه گذشته تحت تاثیر پدیده مهاجرت قرار گرفته است. علاوه بر این تغییرات ساختاري كمي و كيفي جمعيت ناشي از مهاجرت بر میزان مصرف، سرمایه‌گذاري و بازار کار کشورها موثر است. این تحقیق به دنبال پاسخ به این پرسش‌ها است. اثر تکانه مهاجرت، بهره‌وری، کارایی سرمایه‌گذاری، ترجیحات خانوار در مسکن و کالا و خدمات بر متغیرهای کلان اقتصادی چگونه است؟ در این تحقیق از روش تعادل عمومی پویای تصادفی به منظور پاسخ به سوالات استفاده شده است.

پژوهش حاضر در شش بخش سازماندهی شده است. پس از مقدمه، در بخش دوم به تشریح مبانی نظری پرداخته می شود. مروری بر سایر مطالعات داخلی و خارجی بخش سوم مقاله را به خود اختصاص می دهد. بخش چهارم در برگیرنده ساختار مدل طراحی شده و بخش پنجم شامل برآورد مدل و پاسخ به پرسش‌های مقاله است. نتیجه‌گیری و پیشنهادات آخرین قسمت از تحقیق پیش‌رو هستند.

۲- مبانی نظری

امروزه یکی از مهم‌ترین موضوعات اجتماعی که آثار اقتصادی و فرهنگی گسترده‌ای بر کشورها دارد، پدیده مهاجرت است. مهاجرت به‌عنوان پدیده‌ای جمعیتی، مورد توجه رشته‌های علوم انسانی و اجتماعی است و نظریات مختلفی در باب مهاجرت بیان شده است. به‌خصوص با افزایش روند مهاجرت و تعداد مهاجران پس از جنک جهانی دوم، این پدیده بیش از پیش مورد توجه نظریه‌پردازان علوم انسانی و اجتماعی قرار گرفت. اهمیت موضوع مهاجرت به این دلیل است که فرد مهاجر با جابه‌جایی از مکانی به مکان دیگر، هم خود، هم مکانی که از آن مهاجرت کرده است و هم مکانی که به آن مهاجرت می‌کند را تحت تأثیر قرار می‌دهد؛ به‌طوری که با افزایش تعداد مهاجران در دنیا، کشورهای مبدا و مقصد مهاجرت به میزان بیشتری از این پدیده متأثر می‌شوند. بنابراین، شناخت علل و انگیزه‌های مهاجرت، می‌تواند کشورهای مبدأ و یا مقصد مهاجرت را در جهت سیاست‌گذاری برای تغییر

روند مهاجرت یاری دهد (Jantan, Falahi, & Seifi, 2015b). در ادامه به ذکر نظریات مربوط به علل مهاجرت با رویکرد اقتصادی پرداخته می‌شود.

۲-۲- نظریات مهاجرتی کارکردگرایان

این نظریات به نقش دولت‌ها و سیاست‌های آن‌ها در فرآیند مهاجرت اشاره می‌کند و مدل‌های جاذبه- دافعه را در این ارتباط موثر می‌داند. بر اساس این نظریات، هر گونه تغییری که در جوامع صورت می‌گیرد، در جهت رسیدن به تعادل است و مهاجرت نیز چنین تغییری محسوب می‌شود. اساس نظریات مذکور، جامعه شناسانه است اما از آنجایی که اقتصاد از زیر شاخه‌های علوم اجتماعی محسوب می‌شود، شاخص‌های اقتصادی نیز به‌نوعی از شاخص‌های اجتماعی محسوب شده و در این راستا، انتظار می‌رود مهاجرت مردم از نواحی با درآمد پایین به نواحی با درآمد بالا، صورت گرفته و منجر به راه‌اندازی جریان سرمایه شود.

نظریه مهاجرتی نئوکلاسیک‌ها، مشهورترین نظریه کارکرد گرایانه اقتصادی است. این نظریه، پیامد مهاجرت را با تفاوت‌های اقلیمی بیان می‌کند که به علت دیدگاه‌های فردی، عقلایی و حداکثرسازی درآمد و سود محقق می‌شود و همین عامل، منجر به تغییر مکان (مهاجرت) از نواحی با درآمد پایین به نواحی با درآمد بالا می‌شود که در آن فرد، بهره‌ورتر و دارای دستمزد بالاتر است.

۲-۳- نظریات تضاد: ساختارگرایی

برخی دیگر از نظریات مهاجرتی، نظریات نئوکلاسیک‌ها را که مباحث عقلانی و هزینه‌فایده‌ای را در مهاجرت وارد می‌کنند، رد می‌کنند. این اقتصاددانان جدید که مهاجرت را بر مبنای نیروی کار، مطرح می‌کنند، فرض می‌کنند که پدیده مهاجرت در شرایط فقر و با عدم اطمینان بالا، صورت می‌گیرد و می‌تواند پاسخی برای غلبه بر پدیده شکست بازار محسوب شود.

این نظریه، تلاش می‌کند تا مهاجرت را در غیاب پدیده دستمزد توضیح دهد. بر اساس اصول این نظریه، نابرابری درآمدی، محرومیت‌های نسبی و امنیت‌های اجتماعی در جوامع، علت اصلی مهاجرت‌ها، محسوب می‌شود. از این رو به‌نظر می‌رسد نظریات الهام گرفته از این نظریه برای کشورهای در حال توسعه و همچنین برای اشکال غیرکارگری مانند

بحث‌های مهاجرتی پناهندگان، مفید باشد. در حالی‌که، بسیاری این نظریه را یک فرم اصلاح شده، نظریه نئوکلاسیک می‌دانند اما برخی نیز معتقدند که این نظریه، یک نظریه تضاد ساختاری تاریخی است که برگرفته از نظریات مارکسیست بوده و به انتقاد نئوکلاسیک‌ها پرداخته، نه تکمیل نظریات مهاجرتی.

۲-۴- پرکردن شکاف‌های توسعه‌ای (نظریات توسعه‌گرا)

ضعف نظریات مربوط به نیروی‌کار، نظریات مهاجرتی دیگری را مطرح کرد که به‌صورت کلی، عوامل اقتصادی تأثیرگذار در نظریات تضاد در کشور مبدأ مانند ساختار بازار کار، نابرابری‌های درآمدی، امنیت اجتماعی و ... را به شیوه مطرح شده در نظریات پیش گفته، نادیده می‌گیرد و بیشتر روی رابطه میان مهاجرت و فرآیندهای توسعه صحبت می‌کند.

بخشی از نظریه‌پردازان این حیطه، ایده‌هایی را مطرح می‌کنند در این باب که، توسعه کشورهای مبدأ، منجر به کاهش مهاجرت بین‌المللی از این کشورها می‌شود که به نوعی توضیح دهنده نظریات جاذبه- دافعه و مدل‌های جاذبه است که توضیح دهنده رابطه معکوس میان سطوح مطلق و نسبی توسعه و میزان مهاجرت‌های بین‌المللی است؛ در مقابل، گروهی دیگر از نظریه‌پردازان این گروه، توسعه بیشتر را از عوامل مهاجرت بالاتر می‌دانند. چرا که منجر به افزایش مهاجرت‌های بین‌المللی به مناطق توسعه‌یافته‌تر شده که با بهبود شرایط مهارتی و آموزشی مهاجران همراه است و در صورت بازگشت این مهاجران، منجر به جهش اقتصادی در کشور مبدأ می‌شود. مهاجرت‌های یاد شده، به منظور پر کردن شکاف‌های ساختاری میان کشورهای در حال توسعه و توسعه یافته، انجام می‌شود و بر اساس نظریه مذکور، شکاف میان وضعیت توسعه یافتگی کشورها را پر می‌کند.

۲-۵- تعیین‌کننده‌های اقتصادی و غیر اقتصادی

نظریات پیش گفته، مشخصاً بر روی تأثیر عوامل اقتصادی بر مهاجرت‌های بین‌المللی صحبت می‌کنند و این عوامل را از مشخصه‌های اصلی در اینگونه مهاجرت‌ها، بیان می‌کنند. اما واقعیت این است که عوامل اقتصادی، تنها عامل‌های تأثیرگذار در مهاجرت‌های

بین‌المللی نمی‌باشند و در کنار آنها، عامل‌های سیاسی، اجتماعی، محیطی و ... نیز در مهاجرت‌های بین‌المللی، موثر می‌باشند (motaghi, 2015).

۳- پیشینه تحقیق

مطالعات پیرامون اثر مهاجرت بر اقتصاد را می‌توان به دو دسته کلی تقسیم کرد: دسته اول مطالعاتی می باشند که تاثیر مهاجرت نیروی کار ماهر و غیرماهر را بر ساختار اقتصادی کشورها بررسی می کنند و دسته دوم مطالعاتی هستند که آثار مهاجرت نیروی کار ماهر یا غیرماهر را بر اقتصاد کشورهای مبدأ و یا مقصد بررسی کردند. در ادامه به بررسی برخی از مطالعات انجام شده در زمینه مهاجرت پرداخته شده است.

اسمیت و سوئنیسن (۲۰۱۹)، به بررسی اثرات مهاجرت بر چرخه‌های تجاری کشور نیوزلند طی دوره زمانی ۲۰۱۷:۰۲-۱۹۹۱:۰۱ با استفاده از روش تعادل عمومی پویای تصادفی پرداختند. نتایج تحقیق نشان داد اگر نسبت سرمایه انسانی مهاجران بیشتر از نسبت سرمایه انسانی افراد بومی باشد، مهاجرت نقش قابل توجهی در نوسانات تولید ناخالص سرانه، مصرف سرانه و انباشت مسکن سرانه دارد؛ اما در حالیکه نسبت سرمایه انسانی مهاجران با افراد بومی کشور یکسان باشد، مهاجرت تاثیری بر چرخه‌های تجاری این کشور نداشته است (Smith & Thoenissen, 2019).

لوزج (۲۰۱۸)، به بررسی رابطه بین مهاجرت اقتصادی و چرخه های تجاری در یک اقتصاد باز کوچک با استفاده از مدل جستجو و تطبیق[2] پرداخت. در این مدل مهاجرت به‌عنوان یک متغیر درون‌زا در نظر گرفته شده که به‌واسطه تغییر در سطح دستمزدها و ظرفیت خالی شرکت‌ها تغییر می‌کند. نتایج تحقیق نشان داد بعد از تکانه مثبت به اقتصاد، مهاجرت باعث افزایش تعداد نیروی کار و به دنبال آن بیکاری می‌شود. به این ترتیب دستمزدها در سطح اقتصاد نسبت به زمانی که مهاجرت وجود نداشته است، کاهش پیدا کرده و این موضوع سبب ایجاد اشتغال و افزایش تقاضای مهاجرت مجدد خواهد شد (Lozej, 2019).

بوبتان و همکاران (۲۰۱۶) به بررسی رابطه بین مهاجرت و رشد اقتصادی در کشورهای OECD طی دوره زمانی ۲۰۰۶- ۱۹۸۶ با استفاده از روش گشتاورهای تعمیم‌یافته

[2] Search-and-Matching framework

پرداختند. نتایج تحقیق نشان داد که سرمایه انسانی مهاجران بر تولید ناخالص داخلی سرانه تاثیر مثبت دارد و افزایش دائمی جریان مهاجرت بر نسبت تولید ناخالص داخلی به هر کارگر تأثیر مثبت دارد. همچنین تأثیر رشد مهاجرت در کشورهایی که سیاست‌های مهاجرت غیر انتخابی دارند، زیاد است (Boubtane, Dumont, & Rault, 2016).

باو و الیا (۲۰۱۶) ، به بررسی رابطه مهاجرت، تنوع فرهنگی و رشد اقتصادی طی دوره زمانی ۲۰۱۰- ۱۹۶۰ با استفاده از رگرسیون داده‌های تابلویی پرداختند. نتایج تحقیق نشان داد که مهاجرت و تنوع فرهنگی تأثیر مثبت و معناداري بر تولید ناخالص داخلی کشورها دارند و اثر تنوع فرهنگی در کشورهای در حال توسعه بیشتر است (Bove & Elia, 2017).

روهس و وارگاس سیلوا (۲۰۱۵)، به بررسی آثار مهاجرت بر بازار کار انگلستان با تمرکز بر دستمزدها و اشتغال پرداختند. نتایج تحقیق نشان داد که در انگلستان، مهاجرت تأثیر اندکی بر میانگین حقوق و دستمزد کارگران دارد و تأثیر معنادار زیادی بر توزیع درآمد کارگران با دستمزد متوسط و پایین دارد؛ همچنین مهاجرت خارج از اتحادیه اروپا می‌تواند بر اشتغال کارگران بریتانیا به‌خصوص در دوره رکود اقتصادی تأثیر منفی داشته باشد و اگر مهارت مهاجران جایگزین کارگران موجود شود، باید انتظار افزایش رقابت و پایین آمدن دستمزد در کوتاه مدت را داشت (Ruhs & Vargas-Silva, 2015).

شیرخانی و بایزیدی (۱۳۹۷)، به بررسی اثرات مهاجرت و خروج سرمایه انسانی بر توسعه کشورهای مبدا همچون ایران و ترکیه پرداخته‌اند. نتایج تحقیق نشان داد مهاجرت و خروج سرمایه انسانی از عوامل مهم و مؤثر بر فرآیند توسعه در کشورهای در حال توسعه است. گرچه این پدیده عموماً منجر به کاهش توسعه اقتصادی در کشورهای مبدأ می‌شود اما موارد کمی از جمله بنگلادش، صربستان، کرواسی و برخی از کشورهای آمریکای لاتین وجود دارد که خروج سرمایه انسانی نه تنها توسعه‌ی آن‌ها را کاهش نداده، بلکه به عنوان یکی از عوامل توسعه نیز مطرح شده است. در زمینه ی رفاه و درآمد سرانه که از شاخص‌های مهم توسعه محسوب می‌شود، اقتصاد ایران به میزان ۱۴ درصد و اقتصاد ترکیه نیز به میزان ۱ درصد کاهش داشته است (Shirkhani & Baizidi, 2018).

کشاورز (۱۳۹۷)، به بررسی تاثیر مهاجرت کارگران بین المللی بر اقتصاد ایران با استفاده از مدل تعادل عمومی پویای تصادفی پرداخته است. نتایج تحقیق نشان داد که

مهاجرت نیروی کار ماهر باعث کاهش تولید، سرمایه‌گذاری و مصرف سرانه، افزایش دستمزد افراد ماهر و کاهش دستمزد افراد غیر ماهر می‌شود. علاوه براین مهاجرت نیروی کار، جمعیت را افزایش می‌دهد (Keshavarz, 2018).

عرب مازار و همکاران (۱۳۹۶) به بررسی عوامل اقتصادی موثر بر مهاجرت نیروی کار از ایران به کشورهای OECD[3] طی دوره زمانی ۲۰۱۲-۲۰۰۲ پرداختند. نتایج تحقیق نشان داد که متغیرهای جمعیت، تجارت خارجی و رشد اقتصادی باعث کاهش روند مهاجرت می‌شود و افزایش در جمعیت، تجارت خارجی، رشد اقتصادی و دستمزد کشورهای مقصد، افزایش نرخ بیکاری در ایران و تعداد مهاجران ایرانی در کشورهای مقصد نیز باعث افزایش مهاجرت نیروی کار و عوامل جاذبه مهاجرت به کشورهای OECD شده است (Arabmazar, Moshrefi, & mostafazadeh, 2017).

حیدری و همکاران (۱۳۹۵)، به بررسی آثار کلان اقتصادي و بخشي مهاجرت نيروي کار متخصص و غیر متخصص در کشور ایران با استفاده از مدل‌های تعادل عمومی محاسبه‌پذیر پرداختند. در این تحقیق مبدا مهاجرت کشور ایران و مقصد مهاجرت کشورهای پیشرفته صنعتی هستند. نتایج تحقیق نشان داد که مهاجرت نيروي کار، اعم از ماهر و غیر ماهر، باعث کاهش رشد اقتصادي، سرمايه‌گذاري و نرخ بازگشت سرمايه در سطح کلان می‌شود. همچنین افزایش مهاجرت نيروي کار ماهر سطح دستمزدهاي نيروي کار را در کل افزایش می‌دهد و قیمت سرمایه را که شامل سرمایه فیزیکی، منابع طبیعی و زمین است، کاهش می‌دهد. با افزايش مهاجرت نيروي کار ماهر تقاضاي عوامل توليد در بخش هاي کشاورزي و صنعت کاهش يافته است و با توجه به امکان جانشینی عوامل تولید، این امر باعث انتقال سرمايه و نيروي کار غير ماهر به بخش خدمات شده است (Heidari, Davoudi, & Talebi, 2023).

جانتن و همکاران (۱۳۹۴)، به بررسي عوامل موثر بر مهاجرت از کشور های توسعه یافته و در حال توسعه به کشور آمریکا طی دوره زمانی ۲۰۰۸-۱۹۹۱ پرداختند. در این مطالعه از داده های تابلویی و روش جاذبه-دافعه استفاده شده است. در این مطالعه مبدا مهاجرت کشور های توسعه یافته و در حال توسعه و مقصد مهاجرت کشور آمریکا می‌باشد. نتایج تحقیق نشان داد که فاصله میان کشور مبدأ و کشور مقصد، برای هر دو گروه از کشورها

[3] Organisation for Economic Co-operation and Development

منفی و معنی دار است؛ میزان عرضه نیروی کار در کشور مبدأ، برای کشورهای درحال توسعه معنا دار و مثبت است؛ اما برای کشورهای توسعه یافته معنا دار نیست. متغیر شکاف تکنولوژی برای کشورهای توسعه یافته، منفی و معنا دار و برای کشورهای درحال توسعه، مثبت و معنا دار است (Jantan, Falahi, & Seifi, 2015a).

۴- مدل تحقیق

در این تحقیق برای بررسی اثرات تکانه‌های مهاجرت بر پویایی چرخه‌های تجاری کشور طی بازه زمانی ۱۳۹۶:۰۴-۱۳۷۰:۰۱ از یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی DSGE استفاده شده است.

در تحقیق حاضر، به تبعیت از اسمیت و سوئنیسن[4] (۲۰۱۹) یک مدل DSGE برای اقتصاد ایران به عنوان یک اقتصاد باز کوچک تصریح خواهد شد که شامل خانوارها، بنگاه‌ها، بخش ساخت و ساز و خارجی می‌باشد. در این مدل، مهاجرت خالص از طریق تاثیر بر تغییرات جمعیت و سرمایه انسانی بر سایر متغیرهای اقتصاد اثر می‌گذارد(Smith & Thoenissen, 2019).

۴-۲- خانوارها

در این مدل، خانوارها مطلوبیت انتظاری خود را با استفاده از مصرف، خدمات مسکن، فراغت و کسب مهارت (از طریق ساعات آموزش) به حداکثر می‌رسانند. تابع مطلوبیت دوره‌ای برای خانوارها به صورت زیر است:

$$U_t = \left(j_t^c Inc_t + j_t Inh_t - \frac{\emptyset_0}{1+\eta}(n_t + s_t)^{1+\eta}\right) \quad (۱)$$

که در آن c_t مصرف سرانه است، h_t، سرانه خدمات مسکن ، j_t^c و j_t تکانه‌هایی هستند که به ترتیب مطلوبیت ناشی از مصرف و خدمات مسکن را تحت تاثیر قرار می‌دهند. n_t ساعت کار را مشخص می‌کند، و s_t ساعت آموزش کار است. η کشش ساعات کار نسبت به

[4] Smith and Thoenissen (2019)

دستمزد، کالای مصرفی نهایی c_t، شامل کالای تولید شده داخلی c_t^h و کالای وارداتی c_t^f است. به طور دقیق‌تر، کالای مصرفی نهایی با ویژگی کشش جانشینی ثابت (CES)[5] به صورت زیر تعریف شده است:

$$c_t = \left[v^{\frac{1}{\theta}}(c_t^h)^{\frac{\theta-1}{\theta}} + (1-v)^{\frac{1}{\theta}}(c_t^f)^{\frac{\theta-1}{\theta}}\right]^{\frac{\theta}{\theta-1}} \quad (۲)$$

که در اینجا θ بیانگر کشش جانشینی بین دو نوع کالا است و v سهم کالاهای داخلی تولید شده در مصرف نهایی است. شاخص قیمت کالای نهایی P_t، به عنوان سنجش‌گر پولی انتخاب شده است. در نتیجه، تمام قیمت‌های دیگر نسبت به کالای نهایی مسکن تفسیر می‌شوند. به عنوان مثال، قیمت نسبی کالاهای تولید داخلی، P_t^h، بیانگر نسبت $\frac{P_t^h}{P_t}$ است. خانوارها مطلوبیت انتظاری خود را با توجه به محدودیت بودجه زیر حداکثر می‌کنند:

$$c_t + p_t^f b_t + q_t^H h_t + p_t^l l_t = (1+r_{t-1})p_t^f \frac{N_{t-1}}{Nt} b_{t-1} + q_t^H(1-\delta_h)\frac{N_{t-1}}{Nt} h_{t-1} + w_t n_t \frac{N_{t-1}}{Nt} d_{t-1} + (p_t^l + R_t^l)\frac{N_{t-1}}{Nt} l_{t-1} + \pi_t \quad (۳)$$

در رابطه فوق، کالاهای مصرفی خانوارها c_t، اوراق قرضه خریداری شده که در واحدهای کالاهای تولید شده خارجی پرداخت می‌شوند b_t، خرید خدمات مسکن h_t با قیمت q_t^H و خرید زمین l_t با قیمت p_t^l در سمت مخارج بودجه خانوارها در نظر گرفته می‌شوند. خانوارها این هزینه‌ها را از طریق درآمد حاصل از کار یا دستمزد $w_t n_t d_t$ (که هم منعکس کننده ساعات کار n_t است و هم سرمایه انسانی d_t را منظور می‌کند)؛ بازده دریافت شده از خریداری اوراق قرضه در دوره قبلی $(1+r_{t-1})b_{t-1}$؛ بازده اجاره زمین $R_t^l l_{t-1}$؛ از فروش خدمات مسکن خریداری شده (غیر مستهلک شده) در دوره گذشته $(1-\delta_h)\, h_{t-1}$؛ و از طریق درآمد سود سهام تقسیم شده π_t که به خانوارها به عنوان صاحبان بخش تولید تعلق می‌گیرد، تامین مالی می‌کنند. موجودی سرمایه انسانی معرفی شده بصورت d_t، مطابق قانون زیر تکامل می‌یابد:

$$d_t = \left(\frac{N_{t-1}}{Nt} d_{t-1} s_t\right)^{\emptyset_s} N_t^{2\emptyset_s - 1} + (1-\delta^d)\frac{N_{t-1}}{N_t} d_{t-1}$$

[5] Constant Elasticity of Substitution

(۴)

در این فرمول $(d_{t-1}s_t)^{\emptyset_s}$ فناوری تولید را معرفی می‌کند و سرمایه‌گذاری زمانی مؤثر را به سرمایه انسانی تبدیل می‌کند و δ^d نشان دهنده نرخ استهلاک سرمایه انسانی است. مدل سازی انباشت سرمایه انسانی به پیروی از مطالعه کیم و لی (۲۰۰۷) انجام شده است (Kim & Lee, 2007). تنظیم پارامتر $\emptyset_s < 1$ تضمین می‌کند که رشد برون‌زا باشد. در مدل این تحقیق رشد جمعیت برون‌زا در نظر گرفته شده است، به همین دلیل لازم است تا $\emptyset_S = 0.5$تنظیم شود تا قانون تأثیر مقیاس از رشد جمعیت پشت سر گذاشته شود.

اندازه جمعیت سن کار بر اساس ساعات کار در زمان t توسط N_t مشخص شده است. بیان کلیه متغیرهای موجود در مدل بر اساس سرانه (هر نفر-ساعت) دلالت بر این دارد که کلیه موجودی‌های قابل انتقال مانند مسکن، اوراق قرضه، سرمایه انسانی و زمین در معادله (۳) به واسطه $\frac{N_{t-1}}{N_t}$ از بین می‌رود که برعکس مجموع نرخ رشد ناخالص جمعیت سن کار است.

۳-۴- شرایط مرتبه اول خانوارها

معادلات (۵) تا (۱۱) شرایط بهینه برای مصرف، ساعات کار، ساعات آموزش، تجمیع سرمایه انسانی، اوراق قرضه، مسکن و زمین را نشان می‌دهند. مطلوبیت نهایی مصرف در زمان t در این معادلات با μ_t و این ضریب برای محدودیت تجمیع سرمایه انسانی با λ_t مشخص شده است.

$$-\mu_t = 0 j_t^c / c_t \quad (۵)$$

$$+\mu_t w_t \frac{N_{t-1}}{N_t} d_{t-1} = 0 - \emptyset_0 (n_t + s_t)^n \quad (۶)$$

$$+\lambda_t \emptyset_s \frac{\left(\frac{N_{t-1}}{N_t} d_{t-1} s_t\right)^{\emptyset_s}}{s_t} = 0 - \emptyset_0 (n_t + s_t)^n \quad (۷)$$

$$\left[\emptyset_s \frac{(s_{t+1} \frac{N_t}{N_{t+1}} d_t)^{\emptyset_s}}{d_t} + (1-\delta^d) \frac{N_t}{N_{t+1}}\right] = 0 - \lambda t + \mu_t w_t n_t + \beta E_t \lambda_{t+1} \quad (۸)$$

$$\frac{N_t}{N_{t+1}} (1 + r_t) = 0 - \mu_t + \beta E_t \mu_{t+1} \frac{p_{t+1}^f}{p_t^f}$$

(۹)

$$\frac{N_t}{N_{t+1}}\frac{\mu_{t+1}}{\mu_t}((1-\delta_h)q_{t+1}^H) = 0 - q_t^H + j_t\frac{1}{(h_t\mu_t)} + \beta E_t \quad (۱۰)$$

$$\frac{N_t}{N_{t+1}}\frac{\mu_{t+1}}{\mu_t}\left(p_{t+1}^l + R_{t+1}^l\right) = 0 - p_t^l + \beta E_t \quad (۱۱)$$

۴-۴- بنگاه‌ها

خانوارها، بنگاه‌هایی با نیروی کار مؤثر ایجاد می‌کنند، که به صورت تعریف زیر می‌شوند:

$$n_t d_{t-1}\frac{N_t}{N_{t-1}} = en_t \quad (۱۲)$$

این نیروی کار سزاوار دستمزد واقعی w_t هستند. لازم به ذکر است که هزینه فرصت سرمایه‌گذاری در سرمایه انسانی صرفاً توسط خانوارها و نه بنگاه تحمل می‌شود. کل نیروی کار مؤثر خانوارها en_t، میان بخش تولید کالا، با واحدهای تامین کننده نیروی کار en_t^y، و بخش ساخت و ساز، با واحدهای تامین کننده نیروی کار en_t^H، تقسیم شده است. لذا می‌توان کل نیروی کار را به صورت رابطه (۱۳) نشان داد:

$$en_t = en_t^y + en_t^H \quad (۱۳)$$

۴-۵- بخش کالا

بنگاه‌های تولیدکننده کالا، زمانی کالای قابل تجارت y_t را تولید می‌کنند که قیمت p_t^h بابت آن پرداخت شود. آنها جریان نقدی تعریف شده به عنوان اختلاف بین ارزش تولید و هزینه دستمزد و سرمایه‌گذاری را حداکثر می‌کنند؛

$$\pi_t^\gamma = p_t^h y_t - w_t en_t^y - x_t \quad (۱۴)$$

که در رابطه فوق، تولید بر اساس تابع تولید کاب - داگلاس زیر به صورت ترکیبی از نیروی کار مؤثر و سرمایه استفاده شده حاصل شود:

$$y_t = a_t(u_t\frac{N_{t-1}}{N_t}k_{t-1})^\alpha (en_t^y)^{1-\alpha} \quad (۱۵)$$

قانون معمول حرکت موجودی سرمایه نیز به شرح زیر تعریف شده است:

$$k_t = \big(1-\delta(u_t)\big)k_{t-1}\frac{N_{t-1}}{N_t} + a_t^i l\left(\frac{x_t}{x_{t-1}}\right) \quad (۱۶)$$

که در آن نرخ استهلاک $\delta()$ تابعی از نرخ به کارگیری ظرفیت u_t است. عملکرد $l\,(x_t/x_{t-1})$ نشان دهنده هزینه‌های تعدیل سرمایه‌گذاری و a_t^i بیانگر تکانه کارآیی نهایی سرمایه‌گذاری (MEI) است. شرط بهینه‌سازی استاندارد برای سرمایه و سرمایه‌گذاری عبارت است از:

$$\Big(p_{t+1}^h\frac{\partial y_{t+1}}{\partial k_t} + q_{t+1}(1-\delta(u_{t+1}))\Big)q_t = E_t\beta\frac{N_t}{N_t+1}\frac{\mu_{t+1}}{\mu_t} \quad (۱۷)$$

$$1/a_t^i = q_t\frac{\partial l(x_t,x_{t-1})}{\partial x_t} + \beta E_t\left(\frac{\mu_{t+1}}{\mu_t}\,q_{t+1}\frac{\partial l(x_{t+1},x_t)}{\partial x_t}\right) \quad (۱۸)$$

$$\alpha p_t^h\frac{y_t}{u_t} = q_t\delta'(u_t)k_t \quad (۱۹)$$

۶-۴- بخش ساخت و ساز

بخش مسکن و ساخت و ساز این تحقیق بر مبنای مطالعه ایاکوویلو[6] (۲۰۰۵) مدل‌سازی شده است. انباشت مسکن با استفاده از نیروی کار مؤثر، زمین و کالاهای واسطه‌ای مورد نیاز در تولید مسکن، m_t، ایجاد می‌شود. سود بخش ساخت و ساز در زمان t با نماد π_t^H، و به صورت تعریف شده است:

$$\pi_t^H = q_t^H H_t - w_t en_t^H - R_t^l l_{t-1} - p_t^h m_t \quad (۲۰)$$

جایی‌که q_t^H قیمت انباشت مسکن تازه ساز را بیان می‌کند. تحرک نیروی کار در میان بخش‌ها تضمین می‌کند که هم‌چون شرکت‌های تولید کننده کالاها، سازندگان املاک نیز با هزینه‌های دستمزد یکسان مواجه هستند. نرخ اجاره زمین نیز از طریق بخش ساخت و ساز با نماد R_t^l مشخص می‌شود. با توجه به فناوری تولید، سود مسکن جدید به حداکثر می‌رسد:

[6] Iacoviello (2005)

$$H_t = a_t^H \left(\frac{N_t-1}{N_t} l_{t-1}\right) en_t^{H\,1-\xi l-\xi m} m_t^{\xi m} \quad (۲۱)$$

تولید املاک مسکونی، مانند تولید کالاها، در معرض تکانه‌های تکنولوژی با فرایند تصادفی AR(1) هستند. این تکانه در تحقیق حاضر با نماد a_t^H نشان داده می‌شود. شرکت ساختمانی با انتخاب نیروی کار موثر، زمین و نهاده‌های واسطه‌ای، سود خود را به حداکثر می‌رساند:

$$(1-\xi_l-\xi_m)\, q_t^H \frac{H_t}{en_t^H} = w_t \quad (۲۲)$$

$$\xi_l q_t^H \frac{H_t}{l_{t-1}} = R_t^l \quad (۲۳)$$

$$\xi_m q_t^H \frac{H_t}{m_t} = p_t^h \quad (۲۴)$$

در هر دوره، خانوارها مسکن غیرمستهلک شده خود را فروخته و با درآمد حاصل از آن، خانه‌های جدید خریداری می‌کنند. به این ترتیب، شرایط تسویه بازار نشان می‌دهد که عرضه خانه‌های جدید با افزایش خالص موجودی مسکن برابر است.

$$H_t = h_t - (1-\delta_h)\frac{N_t-1}{N_t} h_{t-1} \quad (۲۵)$$

مقدار کل زمین در اقتصاد ثابت فرض شده است، اما با افزایش جمعیت عرضه زمین برای هر خانوار کاهش می‌یابد. یک افزایش موقتی مهاجرت یا در واقع رشد طبیعی جمعیت، به معنای کاهش روز افزون زمین در ازای هر خانوار است. با این فرض که با افزایش جمعیت، مناطق مجدداً بر مبنای اهداف جدید ساختمان‌سازی طبقه‌بندی می‌شود، این مشکل بر طرف خواهد شد. به این ترتیب، با افزایش عرضه زمین‌های ساختمانی همراه با افزایش جمعیت، عرضه زمین برای هر خانواده ثابت باقی می‌ماند. از منظر مدل سازی نیز، متغیرهای مدل حول وضعیت پایدار خطی می‌شوند، بنابراین ثابت بودن مقدار کل زمین نمی‌تواند تعیین کننده باشد. به عبارت دیگر:

$$l_t = 1 \quad (۲۶)$$

۴-۷- حساب جاری

پس از توصیف بخش‌های خانوار و تولید، در این بخش معادلات نهایی مورد نیاز برای تنظیم مدل ارائه می‌شود. فرض تسویه بازار کالا توسط معادله (۲۷) تشریح شده است:

$$y_t - m_t = v\left(p_t^h\right)^{-\theta}(c_t + x_t) + ex_t^h \quad (۲۷)$$

کالای مسکونی تولید شده، در تولید کالای نهایی داخلی و کالای سرمایه گذاری داخلی مورد استفاده قرار می‌گیرد و در ساخت و ساز نیز صادر و استفاده می‌شود. تقاضای صادرات از خارج از کشور نیز به شکل زیر فرض شده است:

$$ex_t^h = v^*\left(\frac{rer_t}{p_t^h}\right)^{\theta^*} y_t^* \quad (۲۸)$$

تقاضای خارجی کل برای کالای داخلی با y_t^* نشان داده می‌شود. جایگزینی شرایط تسویه بازار از بازارهای کالا و کار در بازده محدودیت بودجه خانوار، معادله حساب جاری کل اقتصاد را به صورت زیر نشان می‌دهد:

$$y_t = c_t + x_t + m_t + p_t^f b_t - p_t^f (1 + r_{t-1})\frac{N_{t-1}}{N_t} b_{t-1} \quad (۲۹)$$

سرانجام، با معرفی پوشش نرخ بهره با کشش نسبت به بدهی (وام) این مدل بسته می‌شود. در نظر گرفتن این مقدار در مدل، انحراف نرخ بهره حقیقی داخلی از نرخ جهانی، هنگامی که موقعیت دارایی خالص خارجی از وضعیت پایدار خود منحرف می‌شود را میسر می‌سازد. این امر ریشه واحد اوراق بهادار نگهداری شده را از مدل رفع می‌کند:

$$1 + r_t = (1 + r_t^*)e^{-\emptyset_b(b_t - b)} \quad (۳۰)$$

۸-۴- تکانه‌ها

متغیرها در مدل اقتصادی تحقیق پیش رو توسط هفت تکانه متأثر می‌شوند که همگی از یک فرایند تصادفی AR(1)تبعیت می‌کنند:

$$a_t = \rho_a a_{t-1} + \epsilon_{at} \quad (۳۱)$$
$$a_t^i = \rho_i a_{t-1}^i + \epsilon_{at} \quad (۳۲)$$
$$j_t = \rho_j j_{t-1} + \epsilon_{jt} \quad (۳۳)$$
$$j_t^c = \rho_{jc} j_{t-1}^c + \epsilon_{jct} \quad (۳۴)$$
$$v_t = \rho_v v_{t-1} + \epsilon_{vt} \quad (۳۵)$$

معادلات (۳۱) و (۳۲) به ترتیب تکانه‌های بهره‌وری کل عوامل تولید (TFP) و تکانه کارایي سرمایه گذاري (MEI) اشاره دارند. معادلات (۳۳) و (۳۴) نیز به ترتیب تکانه‌های ترجیحات مصرف را در بخش مسکن و بخش کالا و خدمات نشان می‌دهند. نهایتا معادله (۳۵) بیان کننده تکانه مهاجرت مي‌باشد.

۹-۴- مهاجرت در مقابل رشد جمعیت

در مدل این تحقیق، هم اثر مهاجرت و هم تأثیر رشد جمعیت، از طریق تغییر در موجودی سرمایه، مسکن، انباشت سرمایه انسانی و دارایی‌های خالص خارجی بر مبنای سرانه هر فرد بر سایر متغیرهای مدل اثر می‌گذارند. با این وجود انتظار بر این است که اثرات مهاجرت متفاوت از رشد جمعیت باشد. آنچه مهاجرت را از رشد جمعیت متمایز می‌کند، این است که لزوماً مهاجرت حداقل در مورد سرمایه انسانی، منجر به کاهش سرانه موجودی و انباشت این متغیر نمی‌شود. در واقع، مهاجرت حتی می‌تواند سرمایه متوسط انسانی را در اقتصاد بالا ببرد. برای نشان دادن تأثیر مهاجران و سرمایه انسانی، معادله لگاریتمی - خطی d_t در طول زمان تصریح شده است:

$$\hat{d}_t = \emptyset_s \delta^d \left[\hat{d}_{t-1} - v_t + \hat{s}_t\right] + (1 - \delta^d)\left[\hat{d}_{t-1} - v_t\right] \quad (۳۶)$$

مهاجرت نیروی کار غیر متخصص، که عمدتاً به صورت غیرمجاز هم شکل می‌گیرد، باعث کاهش سهم سرمایه انسانی هر نفر در سطح اقتصاد می‌شود. مهاجرت ماهرانه در این مدل حاکی از آن است که تکامل سرمایه انسانی هر فرد تحت تأثیر مهاجرت نیست. بنابراین معادله فوق به شرح زیر اصلاح می‌شود:

$$\hat{d}_t = \emptyset_s \delta^d \left[\hat{d}_{t-1} - (1-\chi)v_t + \hat{s}_t\right] + (1 - \delta^d)\left[\hat{d}_{t-1} - (1-\chi)v_t\right] \quad (۳۷)$$

جایی که χ عددی مثبت است. در صورتی که مهاجران دارای سطح سرمایه انسانی مشابه با اقتصاد باشند، χ مقدار ۱ به خود می‌گیرد، در حالی که اگر مهاجران از میانگین سرمایه انسانی بالاتری نسبت به اقتصاد ایران برخوردار باشند، مقدار χ بیشتر از ۱ خواهد بود. استنتاج در مورد تفاوت سرمایه انساني مهاجران و جمعیت داخلي بر اساس نتایج حاصل شده از براورد درست‌نمایی نهایی الگو بر اساس تقریب لاپلاس حاصل خواهد شد.

۵- نتایج تحقیق

در این بخش مدل طراحی شده برای اقتصاد ایران حل می‌شود. به این منظور ابتدا شرایط بهینه‌یابی مرتبه اول کارگزاران اقتصادی به‌دست می‌آید و سپس فرض تقارن برای تصمیم-گیری این کارگزاران اعمال می‌شود. گام بعدی در فرآیند حل مدل‌های تعادل عمومی پویای تصادفی، به‌دست آوردن وضعیت باثبات متغیرها و بازنویسی معادلات در این حالت و پس از آن لگاریتمی خطی کردن معادلات تعادلی با استفاده از روش اوهلیگ است. پس از آن پارامترهای مدل با استفاده از سه روش مقداردهی یا کالیبراسیون بر اساس مطالعات پیشین، محاسبات تحقیق و تخمین به روش بیزین حاصل می‌شوند.

داده‌های آماری و مقداردهی پارامترهاداده‌های مورد استفاده در این تحقیق در **جدول ۱** ارائه شده‌اند که در بازه زماني ۱۳۹۶:۴-۱۳۷۰:۴ جمع آوري شده‌اند. تمام داده‌ها به صورت تعدیل فصلی هستند و پس از لگاریتم‌گیری، با استفاده از فیلتر هودریک- پرسکات[۷] ($\lambda = 677$) روندزدایی شده‌اند[۸].

جدول ۱. داده‌هاي تحقيق در بازه زماني ۱۳۷۰ الي ۱۳۹۵

Tabel 1. Research data from 1991 to 2016

متغير	نماد	ماخذ
توليد ناخالص داخلي	Y	بانک مرکزي
تشکيل سرمايه ناخالص ثابت	X	بانک مرکزي
مصرف خصوصي	C	بانک مرکزي
جمعيت شاغل	EMP	مرکز آمار
مهاجران	V	مرکز آمار
شاخص قيمت مصرف کننده	CPI	بانک مرکزي
قيمت مسکن	PH	مرکز آمار
سرمايه گذاري در بخش مسکن	H	بانک مرکزي

مقدار دهی پارامترهای مدل تعادل عمومی پویای تصادفی در این تحقیق به دو دسته تقسیم شده است: دسته اول پارامترها که در **جدول ۲** آمده است، از دو روش کالیبراسیون براساس

7 Hodrick – Prescott Filter

[۸] مقدار $\lambda = 677$ بر اساس مطالعه عینیان و برکچیان (۱۳۹۳) در نظر گرفته شده است.

مطالعات پیشین و همچنین محاسبات تحقیق حاصل شده اند. منظور از مقداردهی بر اساس محاسبات تحقیق، مقادیری از پارامترها است که اولا سازگار با ادبیات اقتصادی مدل‌های تعادل عمومی باشند، ثانیا، بیشترین نزدیکی را بین گشتاورهای متغیرهای شبیه‌سازی شده مدل و متغیرهای واقعی حاصل کنند. در میان این دسته از پارامترها بخشی از نسبت‌های اقتصادی نیز وجود دارند که از تقسیم دو متغیر در وضعیت پایدار حاصل می‌شوند.

جدول ۲. مقداردهی به پارامترهای مدل
مآخذ: مطالعات پیشین و یافته‌های تحقیق

Tabel 2. Model parameter values
Source: Previous studies and research findings

پارامتر	شرح	منبع	مقدار
α	سهم سرمایه از تولید	اسدي و همکاران (۲۰۱۸)	۰/٤۱۲
α_h	سهم زمین از مسکن	محاسبات تحقیق	۰/۳۳
δ	نرخ استهلاک سرمایه	مهرگان و دلیري (۱۳۹۲)	۰/۰٤۲
δ_h	نرخ استهلاک مسکن	بهرامي و اصلاني (۱۳۹۰)	۰/۰۲۵
η	کشش ساعات کار نسبت به دستمزد	قلي‌زاده و نورزي‌نژاد (۱۳۹۸)	۰/٤٤
θ	کشش جانشیني بین مصرف کالاها	قلي‌زاده و نورزي‌نژاد (۱۳۹۸)	۰/٦۷۲
l	هزینه‌هاي تعدیل سرمایه‌گذاري	ایاکویلو و کولج (۲۰۱۸)	۲
x	نسبت سرمایه انساني مهاجران	اسمیت و سوئنیسن (۲۰۱۹)	۰/۵۰
β	نرخ تنزیل ذهني	کمیجاني و توکلیان (۱۳۹۱)	۰/۹٦۷
δ_d	نرخ استهلاک سرمایه انساني	اسمیت و سوئنیسن (۲۰۱۹)	۰/۰۱
$\emptyset_s$	مهارت نیروي کار	محاسبات تحقیق	۰/۲۰
$\bar{J}$	وضعیت پایدار j	اسمیت و سوئنیسن (۲۰۱۹)	۰/۷۰
$n+s$	مجموع ساعات کار و آموزش	محاسبات تحقیق	۰/۳۳
ξ_m	سهم کالاهاي وارداتي از مسکن	محاسبات تحقیق	۳
v	سهم کالاهاي داخلي تولید شده در مصرف	محاسبات تحقیق	۰/۷

پارامترهای دسته دوم با استفاده از روش بیزین برآورد شده‌اند و در **جدول ۳** مشاهده می‌شوند. رویکرد بیزی مستلزم تصریح اطلاعات پیشین برای پارامترهایی است که باید برآورد شوند. معمولا در این حالت نیز اطلاعات پیشین در مورد پارامترهای مدل و توزیع آن از مطالعات قبلی و ادبیات اقتصادی گرفته می‌شود. توزیع پسین پارامترهای مدل با استفاده از الگوریتم متروپلیس- هستینگز با ۲۰۰۰۰۰ تکرار تحت نرم‌افزار داینار محاسبه شده است.

جدول ۳. نتایج حاصل شده از برآورد بیزین برای پارامترهای مدل
مآخذ: یافته‌های تحقیق

Tabel 3. Results of Bayesian estimation for model parameters
Source: Research findings

پارامتر	نوع توزیع	شرح	میانگین و انحراف معیار پیشین	منبع	برآورد
ρ_a	بتا	تکانه بهره‌وري يا TFP	(۰/۲ و ۰/۵)	اسمیت و ووترز (۲۰۰۷)	۰/٦۱۹۲
ρ_i	بتا	تکانه کارايي سرمايه‌گذاري MEI	(۰/۲ و ۰/۵)	اسمیت و ووترز (۲۰۰۷)	۰/۳۹٥٤
ρ_j	بتا	تکانه ترجیحات خانوار در بخش مسکن	(۰/۲ و ۰/۵)	اسمیت و سوئنیسن (۲۰۱۹)	۰/۷٤۲۱
ρ_{jc}	بتا	تکانه ترجیحات خانوار در بخش کالا و خدمات	(۰/۲ و ۰/۵)	اسمیت و سوئنیسن (۲۰۱۹)	۰/٦۰۹۲
ρ_v	بتا	تکانه مهاجرت	(۰/۰۱ و ۰/۹۹)	محاسبات تحقیق	۰/۹۹٥۰
σ_a	گامای معکوس	انحراف معیار تکانه بهره‌وري يا TFP	(INF و ۰/۰۱)	اسمیت و ووترز (۲۰۰۷)	۰/۰۱۲٤
σ_i	گامای معکوس	انحراف معیار تکانه کارايي سرمايه‌گذاري MEI	(INF و ۰/۰۱)	اسمیت و ووترز (۲۰۰۷)	۰/۰۰٦۱
σ_j	گامای معکوس	انحراف معیار تکانه ترجیحات خانوار در بخش مسکن	(۰/۵ و ۰/۰۰۵)	اسمیت و سوئنیسن (۲۰۱۹)	۰/۱٤۱۱
σ_{jc}	گامای معکوس	انحراف معیار تکانه ترجیحات خانوار در بخش کالا و خدمات	(۰/۵ و ۰/۰۰۵)	اسمیت و سوئنیسن (۲۰۱۹)	۰/۰۱٤۳
σ_v	گامای معکوس	انحراف معیار تکانه مهاجرت	(۰/۰۰۱ و ۰/۰۳۰)	محاسبات تحقیق	۰/۰٤٥۱

برای ارزیابی عملکرد این مدل، گشتاورهای پیش‌بینی شده مدل با گشتاورهای متغیرهای واقعی مقایسه شده‌اند و خلاصه آن در **جدول ٤** آمده است. هم داده‌های شبیه‌سازی شده و هم داده‌های واقعی به‌صورت تعدیل فصلی، لگاریتمی و فیلتر هودریک- پرسکات هستند.

جدول ۴. مقایسه گشتاورهای متغیرهای شبیه سازی شده مدل در مقابل داده‌های واقعی
مآخذ: یافته‌های تحقیق

Tabel 4. Comparison of moments of simulated variables of the model against real data.
Source: Research findings

داده ها	Y	C	x	h	V	ph
	انحراف معیار					
داده‌های واقعی	۰/۰۴۳۲	۰/۰۳۹۹	۰/۰۸۲۷	۰/۰۶۵۸	۰/۰۶۵۷	۰/۱۳۹۴
داده‌های شبیه سازی شده	۰/۰۴۸۱	۰/۰۴۱۱	۰/۰۹۷۴	۰/۰۷۸۶	۰/۰۶۷۷	۰/۱۵۱۲
	همبستگی داده ها با محصول Y					
داده‌های واقعی	۱/۰۰۰	۰/۸۴۶۱	۰/۷۹۶۸	۰/۷۷۱۳	-۰/۳۰۰۸	-۰/۰۹۹۷
داده‌های شبیه سازی شده	۱/۰۰۰	۰/۸۹۲۱	۰/۸۱۲۴	۰/۷۸۱۹	-۰/۳۳۶۵	-۰/۱۰۵۸
	ضریب خودهمبستگی مرتبه اول					
داده‌های واقعی	۰/۳۰۲۶	۰/۲۵۴۳	۰/۵۵۹۲	۰/۴۹۵۹	۰/۹۰۸۲	۰/۷۸۱۵
داده‌های شبیه سازی شده	۰/۳۵۹۱	۰/۳۱۸۸	۰/۴۹۲۷	۰/۵۸۲۶	۰/۹۶۱۱	۰/۶۰۷۳

توضیح: نمادهاي y، c، x، h، v و ph به ترتیب بیانگر محصول، مصرف، سرمایه‌گذاري، سرمایه‌گذاري در بخش مسکن، جمعیت مهاجران و قیمت مسکن مي‌باشند.

نتایج مقایسه گشتاورها در **جدول ٤** حکایت از موفقیت نسبی مدل در شبیه‌سازی داده‌های واقعی داشته است.

پس از حل و برآورد و مقدار دهی پارامترها و شبیه‌سازی مدل برای اقتصاد ایران، لازم است با توجه به تعریف تکانه‌های مختلف به بیان و معرفی نتایج بروز هر یک از آنها پرداخته شود. به این منظور از ۲ ابزار تجزیه واریانس و توابع واکنش آنی استفاده شده است. نتایج تجزیه واریانس متغیرها نسبت به وقوع هر یک از تکانه‌های ساختاری مدل در **جدول ۵** گزارش شده است.

جدول ۵. تجزیه واریانس متغیرهای مدل نسبت به تکانه‌های ساختاری
مآخذ: یافته‌های تحقیق

Tabel 5. Analysis of variance of model variables with respect to structural shocks
Source: Research findings

تکانه	Y	C	x	H	v	ph
تکانه بهره‌وري	٤١/٨٣	٢١/٦٧	١٩/٨٢	٨/٤١	٠/٠٠	٧/٩٦
تکانه کارايي سرمايه‌گذاري	٢٢/٠٦	٢٠/٣٤	٧٥/٠٩	٥٧/٣٢	٠/٠٠	١٤/٧٦
تکانه ترجيحات خانوار در بخش مسکن	٩/١١	٣/٣٩	١/٦٥	٣٠/٨٧	٠/٠٠	٦٧/٠٩
تکانه ترجيحات خانوار در کالا و خدمات	٦/٧٤	٤٠/٢١	٠/٠١	٠/٠١	٠/٠٠	٠/٠٥
تکانه مهاجرت	٢٠/٢٦	١٤/٣٩	٣/٤٣	٣/٣٩	١٠٠/٠٠	١٠/١٤

بر اساس نتايج گزارش شده در **جدول ۵** تکانه مهاجرت تأثير قابل توجهي بر نوسانات محصول، مصرف و قيمت مسکن داشته است. اين تکانه بيش از ۲۰ درصد از نوسانات محصول را توضيح مي‌دهد، در حالي که تکانه بهره‌وری با حدود ۴۲ درصد بيشترين سهم از نوسانات محصول را در بر دارد. تکانه کارايی سرمايه‌گذاری، ترجيحات خانوار در بخش مسکن و ترجيحات خانوار در کالا و خدمات نيز به ترتيب ۲۲ درصد، ۹ درصد و ۷ درصد از نوسانات محصول را توضيح مي‌دهند. تکانه مهاجرت بيش از ۱۴ درصد نوسانات مصرف را بيان مي کند. بيشترين سهم در نوسان مصرف مربوط به تکانه ترجيحات خانوار در کالا و خدمات است. جايي که اين تکانه بيش از ۴۰ درصد نوسانات اين متغير را توضيح مي‌دهد. سهم تکانه مهاجرت از نوسانات سرمايه گذاري و سرمايه گذاري در بخش مسکن ناچيز است. بيشترين سهم از نوسان سرمايه‌گذاري و سرمايه گذاري در بخش مسکن مربوط به تکانه کارايی سرمايه‌گذاری است، جايي که ۷۵ درصد از نوسانات سرمايه گذاري و ۵۷ درصد از نوسانات سرمايه گذاري در بخش مسکن مربوط به اين تکانه است. سهم ترجيحات خانوار در بخش مسکن نيز بر سرمايه‌گذاري در بخش مسکن قابل توجه است. اين تکانه بيش از ۳۰ درصد از نوسانات اين متغير را در بر دارد. ۱۰۰ درصد نوسانات مربوط به مهاجرت در اين تحقيق مربوط به تکانه مهاجرت است. دليل اين موضوع به ساختار مدل بر مي گردد. در اين تحقيق مهاجرت به عنوان يک ورودي به مدل و از سمت خارج کشور به داخل انجام

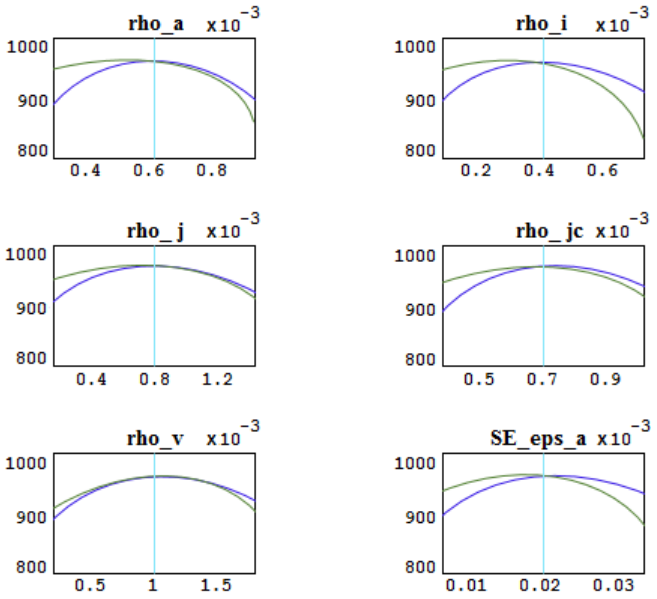
شده است. تصریح این متغیر بر اساس یک فرایند خودرگرسیون شکل گرفت و اثر آن بر سایر متغیرهاي مدل از طریق تغییر در سرمایه انساني منتشر مي‌شود. سهم تکانه مهاجرت بر نوسان قیمت مسکن نیز قابل توجه است. این تکانه بیش از ۱۰ درصد نوسان قیمت مسکن را در بر دارد. در حالي که بیشترین سهم در نوسان قیمت مسکن مربوط به ترجیحات خانوار در بخش مسکن است. این تکانه ۶۷ درصد نوسان قیمت مسکن را توضیح مي‌دهد.

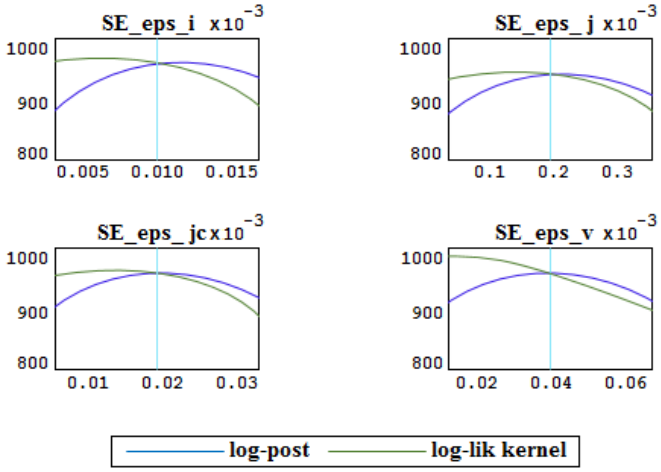
۲-۵- اعتبارسنجی روش‌های برآورد

اولین چیزی که برای حصول اطمینان از اعتبار نتایج حاصل از برآورد بیزین بررسی می‌شود، کیفیت حداکثر عددی کرنل پسین است که توسط نرم‌افزار داینر به صورت نمودار ترسیم می‌شود. این نمودار به تشخیص مشکلات مربوط به بهینه‌یابی صورت گرفته در جهت تشخیص نمای چگالی پسین کمک خواهد کرد. در واقع، این نمودار نشان می‌دهد که آیا الگوریتم محاسبه نما، نمای (حداکثر) موضعی را پیدا کرده است یا خیر. محور xها در هر کدام از این نمودارها بازه‌ای از مقادیر پارامتر حول نمای برآورد شده (خط عمودی) را نشان می‌دهد و محور yها نشان دهنده متناظر کرنل لگاریتم درستنمایی است که توسط مقدار پیشین در نمای پسین به سمت بالاتر یا پایین‌تر انتقال یافته است. این محور همچنین نشان دهنده تابع درستنمایی پسین است که منحنی آبی رنگ آن را نشان می‌دهد. تفاوت بین شکل کرنل درستنمایی و تابع درست‌نمایی پسین نشان دهنده نقش اطلاعات پیشین در اثرگذاری در انحنای تابع درستنمایی پسین می‌باشد. بر اساس نتایج این نمودارها که در شکل ۱ مشخص است، الگوریتم، نمای چگالی پسین را در برآورد تمام پارامترها تشخیص داده است. لازم به ذکر است که در برخی موارد این نمودارها می‌توانند، همراه با نقاط قرمز رنگ تو پر باشند که نشان از تأمین نشدن شرط بلانچارد – کان دارد. خوشبختانه این مشکل نیز در برآوردهای صورت گرفته مشاهده نمی‌شود.

شکل ۲ توزیع پسین شبیه‌سازی شده را در کنار توزیع پیشین و نمای توزیع پسین بدست آمده از حداکثر هسته پسین نشان می‌دهد. در این نمودارها محور افقی نشان دهنده مقدار مورد نظر در توزیع‌های پیشین و پسین و محور عمودی چگالی مرتبط با هر مقدار را نشان می‌دهند.

خط خاکستری نیز، چگالی توزیع پیشین و خط سیاه چگالی توزیع پسین را نشان می‌دهد. خط نقطه چین نیز نشان دهنده نمای توزیع پسین است. در مورد شوک‌ها انحراف معیارشان که از طریق SE تکانه نمادگذاری شده است، در نمودارها نشان داده شده‌اند. نکته حائز اهمیت در تفسیر این نمودارها این است که شکل توزیع پسین باید تقریباً عادی باشد و در آن چگالی توزیع پسین به صورت چند کوهانی و اشکال غیرعادی نباشد. همچنین اگر توزیع های پیشین و پسین مشابه هم باشند، دو حالت ممکن است رخ داده باشد: حالت اول اینکه توزیع پیشین انعکاس دقیقی از اطلاعات موجود در داده‌ها بوده و حالت دوم اینکه، پارامتر مورد نظر به طور ضعیفی شناسایی شده است و داده‌ها نتوانسته‌اند اطلاعات زیادی جهت به روز رسانی توزیع پیشین فراهم کنند (فایفر، ۲۰۱۴). از این رو بهتر است دو نمودار با یکدیگر اختلاف داشته باشند. یافته‌های تحقیق نشان می‌دهد که بخش معناداری از اطلاعات موجود در داده‌ها به منظور به هنگام کردن توزیع‌های پیشین در مورد پارامترهای مدل مورد استفاده قرار گرفته است.



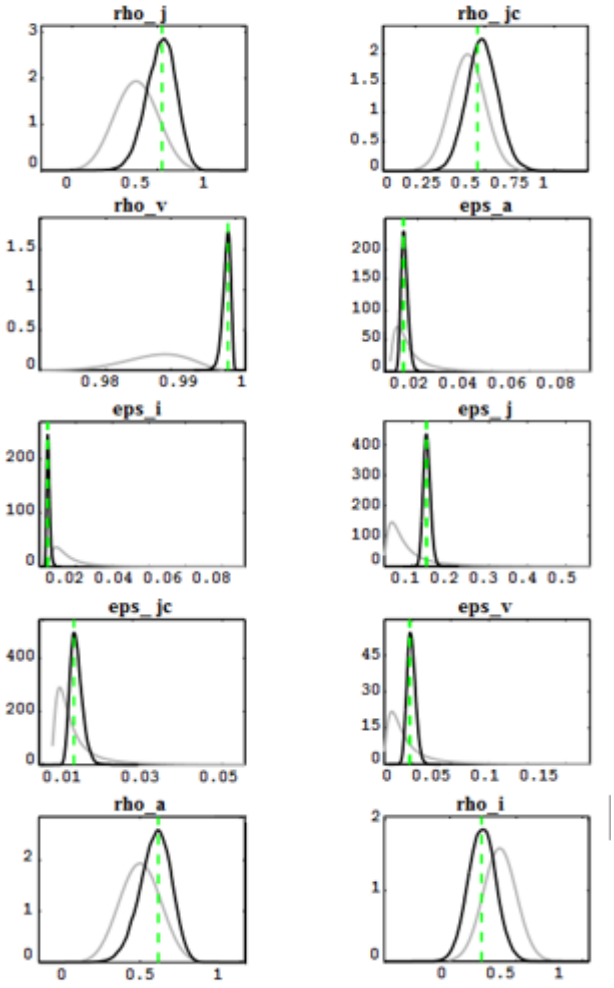


شکل ۱. بررسی نمای محاسبه شده پارامترهای برآورد شده مدل

مآخذ: نتایج تحقیق

Figure 1. Review of the calculated view of the estimated parameters of the model

Source: Research findings

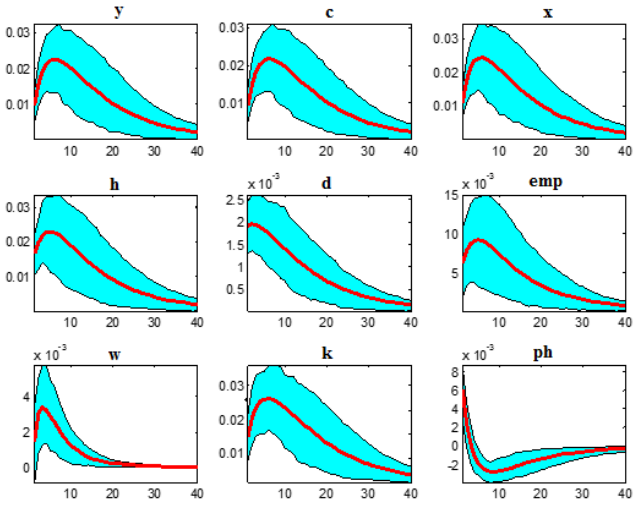


شکل ۲. چگالی پیشین و پسین پارامترهای برآورد شده مدل
مآخذ: نتایج تحقیق

Figure 2. Prior and posterior densities of estimated model parameters
Source: Research findings

برای درک بهتر اثرات ۵ تکانه ساختاری بر الگوی این تحقیق، توابع واکنش آنی این تکانه‌ها در **شکل ۳** تا **شکل ۷**ترسیم شده‌اند. در این تصاویر نمادهای y، c، x، h، d، emp، w، k

و ph به ترتیب محصول، مصرف، سرمایه‌گذاری، سرمایه‌گذاري در بخش مسکن، انباشت سـرمایه، اشـتغال، دسـتمزد، موجودي سـرمایه و قیمت مسـکن را نشـان می‌دهند. محور عمودی هر یک از نمودارهای **شـکل ۳** تا **شـکل ۷**، درصـد تغییرات متغیرها از حالت دائمی (وضعیت پایدار) خود و محور افقی نیز دوره‌ها (که در اینجا هر دوره معادل یک فصل بوده است) را نشان می‌دهد.

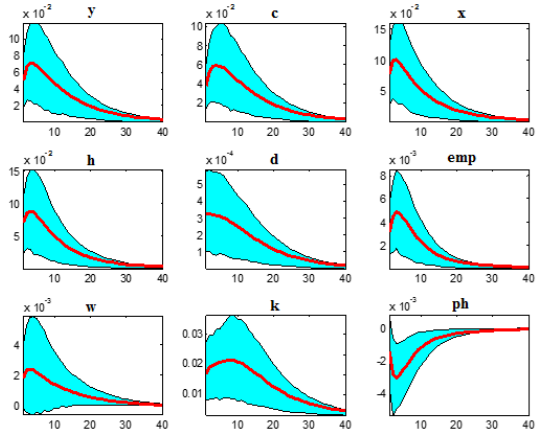


شکل ۳. نمودارهای واکنش آنی متغیرهای مدل در پاسخ به تکانه بهره‌وری
مآخذ: یافته‌های تحقیق

Figure 3. Instantaneous response diagrams of model variables in response to productivity impulse
Source: Research findings

شـکل ۳ نشـان می‌دهد که یک تکانه بهره‌وری بخش قابلي توجهي از نوسـانات متغیرهاي اقتصـاد کلان را توضـیح مي‌دهد. در پاسـخ به این تکانه متغیرهاي محصـول، مصـرف، سـرمایه‌گذاری، سـرمایه‌گذاري در بخش مسـکن، انباشـت سـرمایه، اشـتغال، دسـتمزد، موجودي سرمایه افزایش مي‌یابند و قیمت مسکن مسیر کاهشي را طي مي‌کند. با تعدیل اثر تکانه این متغیرها به سـمت مقدار پایدار خود حرکت مي‌کنند. یک تکانه بهره‌وري در مرحله اول سـطح تولید را بالا مي‌برد، در نتیجه بر اسـاس قید بودجه خانوار بر مصـرف اثر

فزاينده دارد. همچنين اين اثر به واسـطه معادله تسـويه بازار بر سـرمايه‌گذاري و در نتيجه بر موجودي سرمايه اثرگذار است. افزايش سطح سرمايه گذاري در مسكن به واسطه اثر اين تكانه منجر به كاهش سـطح قيمت مسـكن خواهد شـد، هر چند كه اثر آني تكانه بر قيمت مسكن مثبت است. افزايش سطح توليد و بهره‌وري تقاضاي نيروي كار و در نتيجه دستمزد را نيز بالا مي‌برد. از آنجا كه بخشي از درآمد خانوار به آموزش اختصاص مي‌يابد، در نتيجه موجب افزايش سطح سرمايه انساني نيز خواهد شد.



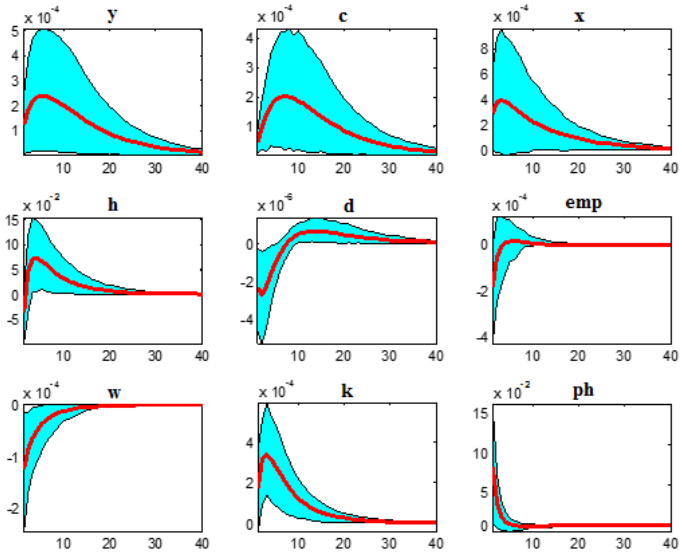
شكل ٤. نمودارهای واكنش آنی متغيرهای مدل در پاسخ به تكانه ;كارايی سرمايه‌گذاری
مآخذ: يافته‌های تحقيق

Figure 4. Instantaneous response diagrams of model variables in response to the investment efficiency impulse
Source: Research findings

در **شكل ٤** تاثير تكانه كارايی سرمايه‌گذاری بر ايجاد نوسان در متغيرهاي اقتصادي نزديک به تكانه بهره‌وری نشان داده شده است. با اين تفاوت كه منشاء انتشار تكانه و ميزان اثر آن بر ايجاد نوسان در متغيرها متفاوت از تكانه بهره‌وری است. در پاسخ به اين تكانه متغيرهاي محصول، مصرف، سرمايه‌گذاری، سرمايه‌گذاري در بخش مسكن، انباشت سرمايه، اشتغال، دستمزد، موجودي سرمايه افزايش مي‌يابند و قيمت مسكن مسير كاهشي را طي مي‌كند. با تعديل اثر تكانه اين متغيرها به سمت مقدار پايدار خود حركت مي‌كنند. اين تكانه نوسان

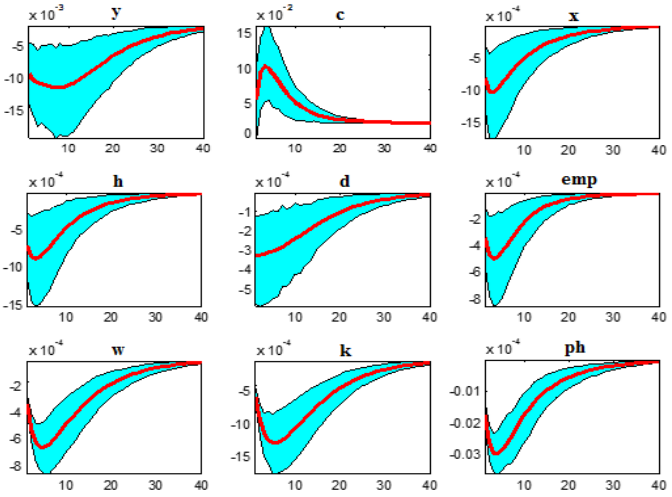
بالايي در سرمايه‌گذاري و سرمايه‌گذاري در بخش مسكن ايجاد مي‌كند، به طوري كه بيشترين نوسان را در اين متغيرها ايجاد مي‌كند. تاثير اين تكانه به گونه‌اي است كه با توجه به كوچک بودن پارامتر هزينه تعديل سرمايه‌گذاري، بخش قابل توجهي از كاهش موجودي سرمايه به واسطه استهلاک را جبران مي‌كند و در نتيجه موجب افزايش موجودي سرمايه خواهد شد. افزايش در موجودي سرمايه سطح توليد را از طريق تابع توليد بالا مي‌برد و از طريق افزايش تقاضاي نيروي كار بر دستمزد و اشتغال اثر مثبت خواهد داشت. رشد درآمد خانوار افزايش مصرف را در پي دارد و با تخصيص بخشي از درآمد خانوار به آموزش اثر اين تكانه بر سرمايه انساني نيز مثبت خواهد بود. نهايتا اين تكانه اثر كاهش بر قيمت مسكن را به دنبال دارد.

شكل ۵ نشان مي‌دهد كه تكانه ترجيحات خانوار در بخش مسكن محصول، مصرف، سرمايه‌گذاري، سرمايه‌گذاري در بخش مسكن، موجودي سرمايه و قيمت مسكن را بالا مي‌برد و سرمايه انساني، اشتغال و دستمزد را پايين مي‌آورد. اثرات اين تكانه بر نوسان سرمايه‌گذاري در بخش مسكن و قيمت مسكن قابل توجه است. به واقع اين تكانه بيشترين نوسان را در قيمت مسكن ايجاد مي‌كند. علاوه بر اين پس از تكانه كارايي سرمايه‌گذاري، بيشترين اثر را در ايجاد نوسان در سرمايه‌گذاري در مسكن ايجاد مي‌كند. اثر اين تكانه در ايجاد نوسان در ساير متغيرها ناچيز است. در اين تحليل توجه به اين موضوع از اهميت بالايي برخوردار است كه ترجيحات مسكن به صورت مستقيم در معادله سرمايه گذاري بخش مسكن حضور ندارد، اما از طريق تاثير بر افزايش قيمت مسكن بر سرمايه‌گذاري در اين بخش اثرگذار است.



شکل ۵. نمودارهای واکنش آنی متغیرهای مدل در پاسخ به تکانه ترجیحات مصرف کننده در بخش مسکن
مآخذ: یافته‌های تحقیق

Figure 5. Instantaneous response diagrams of model variables in response to consumer preference impulses in the housing sector
Source: Research findings



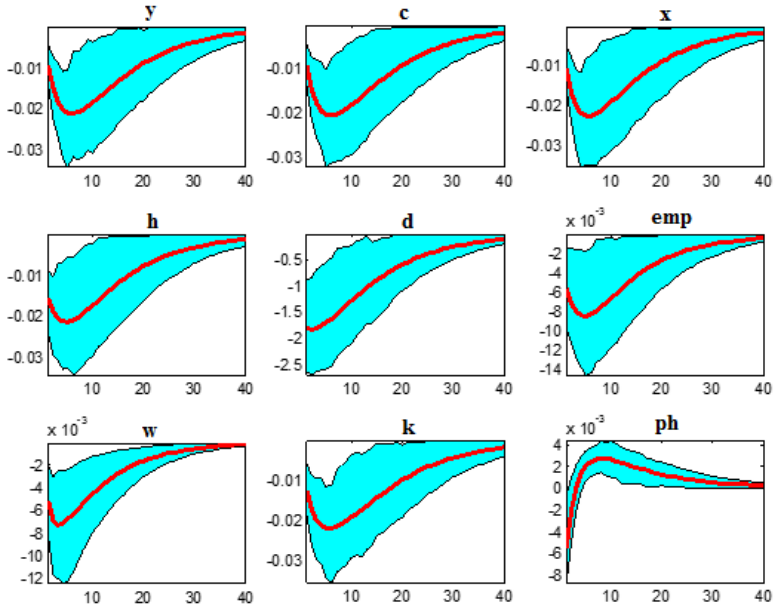
شکل ٦. نمودارهای واکنش آنی متغیرهای مدل در پاسخ به تکانه ترجیحات مصرف کننده در بخش کالا و خدمات

مآخذ: یافته‌های تحقیق

Figure 6. Instantaneous response diagrams of model variables in response to consumer preference impulses in the goods and services sector

Source: Research findings

شکل ٦ نشان مي‌دهد که تکانه ترجيحات خانوار در بخش کالا و خدمات تنها مصرف را بالا مي‌برد و موجب نوسان منفي در ساير متغيرهاي مدل مي‌شود. ورود اين تکانه به مدل تعادل عمومی پویای تصادفی اين تحقيق از بهينه يابي رفتار خانوار شکل مي‌گيرد و اثر آن به واسطه مصرف و مطلوبيت نهايي مصرف بر ساير متغيرهاي مدل اثرگذار است. هر چند که اثر اين تکانه بر ايجاد نوسان ساير متغيرهاي اقتصاد بسيار ناچيز است، اما با توجه به اثر منفي اين تکانه بر سرمايه انساني و نيروي کار موثر به واسطه مطلوبيت نهايي مصرف، موجب کاهش توليد، سرمايه‌گذاري و موجودي سرمايه مي‌شود. به اين صورت که کاهش سرمايه‌گذاري در حضور استهلاک و هزينه تعديل سرمايه گذاري موجودي سرمايه را کاهش مي‌دهد و از طريق کاهش توليد تقاضاي نيروي کار اشتغال و دستمزد را نيز کاهش مي‌دهد.



شکل ۷. نمودارهای واکنش آنی متغیرهای مدل در پاسخ به تکانه مهاجرت
مآخذ: یافته‌های تحقیق

Figure 7. Instantaneous response diagrams of model variables in response to the migration impulse
Source: Research findings

شکل ۷ نشان می‌دهد که یک تکانه مهاجرت بخش قابلي توجهي از نوسانات متغيرهاي اقتصاد کلان را توضیح مي‌دهد. در پاسخ به این تکانه متغيرهاي محصول، مصرف، سرمایه‌گذاری، سرمايه‌گذاري در بخش مسکن، انباشت سرمایه، اشتغال، دستمزد، موجودي سرمايه کاهش مي‌يابند و قيمت مسکن مسير افزايشي را طي مي‌کند. با تعدیل اثر تکانه این متغیرها به سمت مقدار پایدار خود حرکت مي‌کنند. پاسخ متغيرهاي اقتصاد کلان به تکانه مهاجرت در ایران عکس پاسخ آنها به تکانه بهره‌وری و کارایی سرمایه‌گذاری بوده است. همانطور که در **شکل ۷**مشاهده مي‌شود، اثر تکانه مهاجرت بر سرمايه انساني بسيار قابل توجه است. این تکانه به شدت سرمايه انساني را کاهش مي‌دهد. از آنجا که نيروي کار موثر تابعي از سرمايه انساني در نظر گرفته شده است، لذا کاهش سرمايه انساني موجب کاهش نيروي کار موثر خواهد شد. از طرفي توليد و موجودي سرمايه در تحقيق حاضر تابعي از

نيروي كار موثر در نظر گرفته شده است، لذا با كاهش نيروي كار موثر توليد و موجودي سرمايه با كاهش مواجه خواهند شد. كاهش توليد و سرمايه گذاري تقاضا براي نيروي كار و در نتيجه اشتغال را كاهش مي‌دهند، در حالي كه به واسطه افزايش جمعيت با حضور مهاجران دستمزد نيز كاهش مي‌يابد. در نهايت افزايش جمعيت تقاضاي مسكن را بالا مي‌برد و از اين طريق موجب افزايش سرمايه گذاري در مسكن مي شود، اما به دليل تاثير بيشتر نيروي كار موثر بر كاهش سرمايه‌گذاري در بخش مسكن، اين متغير نيز كاهش مي‌يابد. تاثير اين تكانه بر قيمت مسكن به دنبال افزايش جمعيت افزايشي است، هر چند كه اثر آني اين تكانه منفي است.

۶- جمع‌بندي و پيشنهادات سياستی

در پژوهش حاضر به مطالعه اثر مهاجرت بر متغیرهای اقتصاد کلان ایران پرداخته شد. به این منظور یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی تصریح شد و برای پاسخ به پرسش‌هاي تحقیق از دو ابزار متعارف تجزیه واریانس خطای پیش‌بینی و توابع واکنش آنی استفاده شد. مبانی نظری، ساختار مدل و نتایج حاصل از به کارگیری داده‌های تحقیق نشان می-دهند که مهاجرت نقش قابل توجهي در ايجاد نوسان متغيرهاي اقتصاد كلان ايران بازي مي‌كند. اين متغير با اثرگذاري بر سرمايه انساني و تغييرات جمعيت بر بازار كار، دستمزد، محصول و ساير متغيرهاي اقتصاد اثرگذار است. شواهد تجربي و نتايج حاصل از لگاريتم درست‌نمايي مدل بر اساس تقريب لاپلاس نشان مي‌دهد كه سطح سرمايه انساني مهاجران در ايران پايين‌تر از افراد بومي است.

بخش عمده مهاجران ايران بر اساس نظريه دافعه نظير جنگ و مشكلات دروني كشور-هاي خود و بر اساس نظريه فضايي به واسطه همسايگي به ايران مهاجرت كرده اند.

اثر تكانه مهاجرت بر متغيرهاي محصول، مصرف، سرمايه‌گذاری، سرمايه‌گذاري مسكن، سرمايه انساني، اشتغال، دستمزد، موجودي سرمايه كاهشی و قيمت مسكن افزايشی است؛

اثر تكانه بهره‌وری بر متغيرهاي محصول، مصرف، سرمايه‌گذاری، سرمايه‌گذاري در بخش مسكن، انباشت سرمايه، اشتغال، دستمزد، موجودي سرمايه افزايشی و قيمت مسكن كاهشی است؛

اثر تکانه کارایی سرمایه‌گذاری بر متغیرهاي محصول، مصرف، سرمایه‌گذاری، سرمایه-گذاري در بخش مسکن، انباشت سرمایه، اشتغال، دستمزد، موجودي سرمایه افزایشی و قیمت مسکن کاهشی است؛

اثر تکانه ترجیحات خانوار بر بخش مسکن بر محصول، مصرف، سرمایه‌گذاري، سرمایه-گذاري در بخش مسکن، موجودي سرمایه و قیمت مسکن افزایشی و سرمایه انساني، اشتغال و دستمزد کاهشی است؛

اثر تکانه ترجیحات خانوار در بخش کالا و خدمات بر مصرف افزایشی و محصول، سرمایه‌گذاری، سرمایه‌گذاری در بخش مسکن، موجودی سرمایه، قیمت مسکن، سرمایه انسانی، اشتغال و دستمزد کاهشی است.

با توجه به نتایج تحقیق پیشنهادات ذیل ارائه می‌شود:

ارایه تسهیلات هدفمند درخصوص جذب مهاجران با سرمایه انسانی بالا.

اجراي قوانین سختگیرانه در ورود مهاجران با سطح پایین سرمایه انساني به کشور.

افزایش بودجه مرزباني هاي کشور در کنترل مرزها جهت مبارزه با ورود غیرقانوني مهاجران.

ایجاد زمینه‌هاي لازم براي افزایش سطح سرمایه انساني مهاجران از طریق افزایش سطح آموزش و تسهیل در امر آموزش.

برنامه‌ریزي براي اقتصاد ایران در برنامه هفتم توسعه مبتني بر رشد متکي بر بهره‌وري و کارایي سرمایه گذاري.

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

Albaji, Y. , Azarbayjani, K. and Daei-Karimzadeh, S. (2024). The Response of Iranian Economy to Monetary and Exchange Rate Policies Shocks Base on the Foreign Sector: A Dynamic Stochastic General Equilibrium Analysis. *Quarterly Journal of Quantitative Economics (JQE), 20*(4), 1-37. doi: 10.22055/jqe.2021.33852.2255 [in Persian]

Arabmazar, A., Moshrefi, R., & Mostafazadeh, M. (2017). Iranian labor migration to OECD countries and economic factors affecting it. *Journal of Economics and Modelling, 8*(30), 63–94. https://ecoj.sbu.ac.ir/article_52215.html [in Persian]

Bang, J. T., & Mitra, A. (2009). Brain drain and institutions of governance: Educational attainment of immigrants to the United States, 1988–2000. *World Development, 37*(1), 31–50. https://doi.org/10.1016/j.worlddev.2008.01.013

Boubtane, E., Dumont, J.-C., & Rault, C. (2016). Immigration and economic growth in the OECD countries 1986–2006. *Oxford Economic Papers, 68*(2), 340–360. https://doi.org/10.1093/oep/gpw001

Bove, V., & Elia, L. (2017). Migration, diversity, and economic growth. *World Development, 89*, 227–239. https://doi.org/10.1016/j.worlddev.2016.08.012

Heidari, H., Davoudi, N., & Talebi, F. (2023). Macroeconomic and sectoral effects of labor immigration: A CGE model approach. *Quarterly Journal of Research and Planning in Higher Education, 22*(4), 25–42. https://journal.irphe.ac.ir/article_702909.html [in Persian]

Jantan, E., Falahi, M. A., & Seifi, A. (2015). Determinants of migration from developed and developing countries to the United States. *Journal of Social Sciences (Ferdowsi University of Mashhad), 12*(1), 167–196. https://doi.org/10.22067/jss.v12i1.18743

Karimi, N., & Gharaati, S. (2013). Why do brains drain? Brain drain in Iran's political discourse. *Cadaad Journal, 6*(2), 154–173.

Kim, D., & Lee, C.-I. (2007). On-the-job human capital accumulation in a real business cycle model: Implications for intertemporal substitution elasticity and labor hoarding. *Review of Economic Dynamics, 10*(3), 494–518. https://doi.org/10.1016/j.red.2007.01.002

Lozej, M. (2019). Economic migration and business cycles in a small open economy with matching frictions. *Economic Modelling, 81*, 604–620. https://doi.org/10.1016/j.econmod.2019.07.012

Motaghi, S. (2015). The impact of economic factors on migration in Iran. *Quarterly Journal of Macro and Strategic Policies, 3*(11), 63–74. https://www.jmsp.ir/article_11014.html

Ruhs, M., & Vargas-Silva, C. (2015). The labour market effects of immigration. *Migration Observatory*, University of Oxford. https://migrationobservatory.ox.ac.uk

Shirkhani, M. A., & Baizidi, R. (2018). Immigration, human capital exit, and development: Comparing Iran and Turkey. *Political and International Approaches, 10*(2), 98–122. https://piaj.sbu.ac.ir/article_99766.html [in Persian]

Smith, C., & Thoenissen, C. (2019). Skilled migration and business cycle dynamics. *Journal of Economic Dynamics and Control, 109*, 103781. https://doi.org/10.1016/j.jedc.2019.103781

فصلنامه‌ی اقتصاد مقداری (بررسی‌های اقتصادی سابق) زمستان ۱۴۰۴ ۲۲(۴) ۶۱-۳۷



فصلنامه‌ی اقتصاد مقداری

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

تعامل شدت مصرف انرژی و حکمرانی خوب بر رشد اقتصادی (مورد مطالعه: کشورهای عضو اوپک)

هادی یاسر لفته العایدی*، محمود هوشمند**، مهدی بهنامه***، محمد جواد گرجی پور****

* کارشناسی ارشد اقتصاد، دانشکده علوم اداری و اقتصاد، دانشگاه فردوسی مشهد، مشهد، ایران.

** استاد تمام گروه اقتصاد، دانشکده علوم اداری و اقتصاد، دانشگاه فردوسی مشهد، مشهد، ایران.

*** دانشیار گروه اقتصاد، دانشکده علوم اداری و اقتصاد، دانشگاه فردوسی مشهد، مشهد، ایران (نویسنده‌ی مسئول)

**** دانشجو دکتری اقتصاد، دانشکده علوم اداری و اقتصاد، دانشگاه فردوسی مشهد، مشهد، ایران.

اطلاعات مقاله

تاریخ دریافت: ۳۱ اردیبهشت ۱۴۰۲
تاریخ بازنگری: ۱ تیر ۱۴۰۲
تاریخ پذیرش: ۵ اسفند ۱۴۰۲

ارتباط با نویسنده (گان) مسئول:
ایمیل: m.behname@um.ac.ir
0000-0002-3672-4129

آدرس پستی:
ایران، خراسان رضوی، مشهد، میدان آزادی، دانشگاه فردوسی مشهد، کد پستی: ۹۱۷۷۹۴۸۹۷۴

طبقه‌بندی JEL: Q49, E23, E23, E31, Q48

واژگان کلیدی:
انرژی، بیکاری، تولید ناخالص داخلی، تورم، حکمرانی.

اطلاعات تکمیلی:

این مقاله برگرفته از پایان نامه‌ی ارشد آقای هادی یاسر لفته العایدی در رشته علوم اقتصادی به راهنمایی دکتر محمود هوشمند در دانشگاه فردوسی مشهد 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.

دانشگاه شهید چمران اهواز
فصلنامه علمی پژوهش اقتصاد مقداری (بررسی های اقتصادی سابق)

چکیده

دسترسی مردم به منابع انرژی و کاهش فقر از مقدمات دستیابی به اهداف توسعه پایدار به شمار می‌رود. همچنین عدم حاکمیت مناسب در اقتصاد، فساد و ناکارآمدی دولت‌ها بحران انرژی را برای کشورهای صاحب این منابع به وجود آورده است. لذا این پژوهش به بررسی تعامل شدت مصرف انرژی و حکمرانی خوب بر رشد اقتصادی با استفاده از روش پانل دیتای پویا، برای ۱۲ کشور عضو اوپک در دوره زمانی ۲۰۰۲-۲۰۱۹ پرداخته است. نتایج نشان داد بین شدت مصرف انرژی و حکمرانی خوب بر رشد اقتصادی رابطه مثبت و معناداری وجود دارد. تشکیل سرمایه ثابت ناخالص و جمعیت شهری نیز تأثیری مثبت و معنادار و از سوی دیگر تورم و بیکاری تأثیری منفی و معنادار بر رشد اقتصادی کشورهای مورد مطالعه دارند. همچنین اثر تعاملی شدت مصرف انرژی و حکمرانی خوب بر رشد اقتصادی نیز مثبت و معنادار بوده است. با توجه به یافته‌های پژوهش، می‌توان پیشنهاد داد که کشورهای مورد نظر می بایست توجه بیشتری به حکمرانی درست اقتصادی بخصوص در استفاده از منابع انرژی و همچنین مبارزه با فساد سیستماتیک برای جلوگیری از اتلاف و هدررفت منابع انرژی داشته باشند تا بتوانند با کارایی و بهره‌وری بیشتر در مصرف انرژی، زمینه رشد و توسعه اقتصادی را در کشور خود فراهم آورند.

ارجاع به مقاله:
یاسر لفته العایدی، هادی.، هوشمند، محمود.، بهنامه، مهدی و گرجی پور، محمد جواد. (۱۴۰۴). تعامل شدت مصرف انرژی و حکمرانی خوب بر رشد اقتصادی (مورد مطالعه: کشورهای عضو اوپک). *فصلنامه اقتصاد مقداری (بررسی‌های مقداری سابق)*، ۲۲(۴)، ۶۱-۳۷.

10.22055/jqe.2023.43747.2556

© 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

کشورها برای رشد اقتصادی نیاز به تولید دارند. در این راستا، یکی از مهم‌ترین ورودی‌های موردنیاز برای تولید، انرژی است؛ به همین خاطر انرژی و اقتصاد به طور کامل به یکدیگر وابسته شده‌اند (Zeren, Akkuş, 2020). تلاش برای رشد اقتصادی پایدار و کیفیت پایدار محیط‌زیست به‌سرعت به موضوع مهمی در بین دولت‌ها، نهادهای بین‌المللی و سایر ذی‌نفعان علاقه‌مند به توسعه پایدار تبدیل‌شده است (Awodumi, & Adewuyi, 2020).

از سوی دیگر مسئله انرژی نیز به‌عنوان یک شاخص توسعه اقتصادی و اجتماعی کشورها، توجه زیادی را به خود جلب نموده است. چرا که انرژی برای تولید اقتصادی و درنتیجه رشد اقتصادی و توسعه جامعه ضروری هست (Bélaïd & Zrelli, 2016). به‌عبارت‌دیگر مصرف انرژی پیش‌نیاز رشد اقتصادی بوده و به‌عنوان جنبه بنیادی رشد اقتصادی در نظر گرفته می‌شود (Mahjabeen, Chughtai, & Simonetti, 2020). درواقع انرژی به‌عنوان ستون فقرات یک اقتصاد هست و افزایش رشد اقتصادی نیز به نوبه خود منجر به افزایش تولید کالا و خدمات و درنهایت افزایش تقاضا برای انرژی می‌گردد (Fatima, Shahzad, & Cui, 2020). این بدین معناست که در راستای ضرورت تأمین نیازهای مصرفی کشورها و سازگاری با پیشرفت‌های فنّاورانه آن‌ها، مصرف انرژی باید افزایش یابد (Can & Korkmaz, 2019). براین‌اساس طی دو دهه گذشته، مقالاتی دررابطه با علیت رشد اقتصادی و انرژی، به‌ویژه مصرف انرژی منتشر شده است (Lee, 2006 ; Kraft, 1978). علیت بین رشد و انرژی، به‌ویژه مصرف کل انرژی و فعالیت، در طی دو دهه گذشته موضوع مجموعه‌ای از پژوهش‌ها بوده است، هنوز وجود و جهت آن به‌وضوح مشخص نشده است (Sharma, 2010). پژوهش‌های میدانی شامل دو رویکرد است: رویکرد اول مثبت است (انرژی یک عامل تولید است و بنابراین یک نیاز برای توسعه اقتصادی و اجتماعی است). رویکرد دوم خنثی است (انرژی تأثیر قابل‌توجهی در رشد اقتصادی ندارد (Sorrell, 2010). اما از طرفی، حکمرانی خوب[1] مستلزم دخالت در فرایندهای محلی یا ملی به‌منظور تدوین صحیح سیاست‌ها و اهداف کلیدی اجتماعی، اقتصادی، فناوری، زیست‌محیطی و سیاسی یک کشور یا جامعه و مدیریت صحیح منابع با درج چارچوب نهادی است (Wang,

[1] Good Goernance

(Zhang, & Wang, 2018 . حکمرانی خوب همچنین به معنای استفاده از بهترین روش‌ها برای دستیابی به اهداف ذکر شده در بالا از طریق توانایی اعمال قدرت و اتخاذ تصمیمات مناسب شامل همه جوانب یک کشور است.

با توجه به توضیحات فوق، در این پژوهش به بررسی تعامل شدت مصرف انرژی و حکمرانی خوب بر رشد اقتصادی در کشورهای عضو اوپک پرداخته شد. فرضیات پژوهش را می‌توان بدین صورت در نظر گرفت :۱ - شدت مصرف انرژی بر رشد اقتصادی کشورهاي عضو اوپک تأثیر مثبت و معناداری دارد. ۲- شاخص حکمرانی خوب بر رشد اقتصادی کشورهاي عضو اوپک تأثیر مثبت و معناداری دارد. ۳- اثرات متقاطع شدت مصرف انرژی و حکمرانی خوب بر رشد اقتصادی مثبت و معنادار است. در ادامه، ادبیات موضوع، داده‌ها، روش‌شناسی و تفسیر نتایج بررسی شده و در بخش آخر نتیجه‌گیری و پیشنهادات ارائه خواهد شد.

۲- ادبیات موضوع

پژوهشگران علوم اقتصادی با بررسی ادبیات پژوهشی ۴ فرضیه رشد، حفاظت، بازخورد و بی‌طرفی را در زمینه رابطه رشد اقتصادی با مصرف انرژی ارائه دادند. فرضیه رشد بر اساس رابطه یک‌طرفه بین مصرف انرژی و رشد بنا شده و انرژی را برای کمک به توسعه اقتصادی یک کشور در نظر می‌گیرد؛ بنابراین، مصرف انرژی می‌تواند مستقیماً بر رشد پایدار اقتصادی تأثیر بگذارد، رابطه معکوس معتبر نیست، اما استفاده از ابزارهای صرفه‌جویی در انرژی تأثیر منفی بر رشد اقتصادی خواهد داشت (Bhattacharya, Paramati, Ozturk, & Bhattacharya, 2016; Ang, 2007; Lee, & Chang, 2007) . فرضیه حفاظت در نظر می‌گیرد که رشد اقتصادی باعث افزایش مصرف انرژی می‌شود و رابطه معکوس معتبر نیست. اما، برخلاف فرضیه اول، کاهش انتشارCO2 ، بهبود میزان انرژی و مدیریت پسماند لزوماً منجر به کاهش تولید ناخالص داخلی نمی‌شود. از آنجا که رشد اقتصادی مستقیماً به مصرف انرژی بستگی ندارد، اقدامات کاهش مصرف انرژی تأثیر منفی بر رشد اقتصادی ندارد (Lee, Chiu, & Sun, 2009) . فرضیه بازخورد به معنای وابستگی متقابل بین رشد اقتصادی و مصرف انرژی است، جایی که هر جز می‌تواند به‌عنوان یک محرک برای دیگری عمل کند. تغییر در مصرف انرژی منجر به تغییر در توسعه اقتصادی می‌شود و دوجانبه

درست است. اقدامات صرفه‌جویی در انرژی باعث کاهش رشد اقتصادی و افزایش رشد اقتصادی به طور مستقیم با افزایش مصرف انرژی خواهد شد. فرضیه بی‌طرفی بیان می‌کند که هیچ ارتباط علّی بین انرژی و رشد وجود ندارد. این بدان معناست که رشد اقتصادی تحت تأثیر کاهش مصرف انرژی و برعکس نخواهد بود (Alabi, Ackah, & Lartey, 2017) .

حکمرانی مفهومی گسترده و چندوجهی است. این روش نحوه اعمال قدرت دولت برای مدیریت مؤلفه‌های اقتصادی و اجتماعی آن را توصیف می‌کند (The World Bank,1994).

ادبیات این حوزه در بسیاری از مطالعات رابطه بین حکمرانی خوب (به‌ویژه فساد اقتصادی) و رشد اقتصادی را مورد تجزیه‌وتحلیل قرار داده است که با سه نظر متفاوت در این زمینه روبرو هستیم. نظر اول استدلال می‌کند که مظهر حکمرانی خوب در رشد اقتصادی مؤثر است. اساساً این مهم، برای شرکت‌هایی که تمایل به اجتناب از مقررات اداری، نابرابری و بوروکراسی ضعیف دارند، خط و مشی‌هایی را وضع می‌نماید. این پدیده نقش روان‌کننده برای اقتصاد، به‌ویژه برای بیشتر کشورهای درحال‌توسعه را نشان می‌دهد که برای آنها فعالیت‌های تجاری حاوی قوانین و مقررات سنگینی است (Soytas, Sari, & Ewing, 2007) . نظر دوم برخلاف نظر اول است: تأثیرات منفی فساد ناشی از بی‌کفایتی هزینه‌های اجتماعی و فعالیت‌های غیرمولد است که منابع اجتماعی و اقتصادی موجود را کاهش می‌دهد. این نظریه از دهه ۱۹۹۰ مکانیسم‌ها و کانال‌هایی را بررسی کرده است که از طریق آن‌ها افزایش پدیده فساد (مولفه حکمرانی خوب) مانع رشد اقتصادی می‌شود (Pellegrini & Gerlagh, 2004).

در سال‌های اخیر، نظر سوم ایجاد شده است، یک نظر مختلط بین دو نظر قبلی که ذکر شد. تجزیه و تحلیل‌های بعدی نشان می‌دهد که افزایش تأثیر فساد در رشد اقتصادی، بسته به کیفیت حکمرانی، یک اثر خطی نیست: وقتی کیفیت حکمرانی معیوب باشد یا سیستم دولت ضعیف باشد، فساد می‌تواند برای رشد اقتصادی مفید باشد. برعکس، در کشورهایی که حاکمیت خوب فزاینده‌ای دارند، پدیده فساد منفی است (Swaleheen, 2011).

با توجه به توضیحات فوق در ادامه به بررسی مطالعات انجام شده در این زمینه پرداخته شده است. در ابتدا به بررسی مطالعات داخلی و سپس به مطالعات خارجی می-پردازیم .

هوشمند و همکاران(۱۳۹۰)، با استفاده از تکنیک داده‌های پانل رابطه علی بین انرژی، رشد اقتصادی و قیمت‌ها را در کشورهای عضو اوپک و در دوره سالیانه ۲۰۰۹-۱۹۷۸ مورد بررسی قراردادند. نتایج حاصل مؤید وجود علیت دوطرفه بین رشد اقتصادی و مصرف انرژی در بلندمدت بود. علاوه بر این یافته‌های حاصل علیت دوطرفه بین انرژی، رشد اقتصادی و رشد قیمت‌ها در کوتاه مدت را نشان دادند (Houshmand, Daneshnia, Sotoudeh, & Ghazalbash, 2012).

علیزاده و گلخندان(۱۳۹۴)، در مطالعه خود رابطه بین مصرف انرژی و رشد اقتصادی در کشورهای عضو اوپک با تأکید بر وابستگی مقطعی طی دوره زمانی ۲۰۱۱-۱۹۹۰ مورد ارزیابی قراردادند. در این پژوهش از آزمون وابستگی مقطعی، ایم، پسران و شین (۲۰۰۳) تعمیم‌یافته به‌صورت مقطعی و آزمون هم انباشتگی وسترلوند استفاده گردید. نتایج حاصل از این آزمون‌ها نشان داد که مصرف انرژی تأثیر مثبتی بر روی رشد اقتصادی کشورهای عضو اوپک در کوتاه مدت و بلندمدت دارد و رابطه علیت بین این دو از نوع دوطرفه است که این موضوع فرضیه بازخورد را تأیید می‌نماید (Alizadeh & Golkhandan, 2016) .

شهباز و همکاران(۲۰۱۵)، رابطه بین مصرف انرژی تجدیدپذیر و رشد اقتصادی را با استفاده از مدل خودرگرسیونی با توزیع با وقفه و رویکرد پنجره متحرک در پاکستان بررسی نمودند. در این مطالعه مشخص شد که بین مصرف انرژی و رشد اقتصادی یک اثر بازخورد وجود دارد (Shahbaz, Loganathan, Zeshan, & Zaman 2015).

آلپر و اگوز[۲] (۲۰۱۶)، علیت بین رشد اقتصادی، مصرف انرژی تجدیدپذیر، سرمایه و نیروی کار برای کشورهای عضو اتحادیه اروپا در دوره زمانی ۲۰۰۹-۱۹۹۰ را با استفاده از رویکرد آزمون علیت نامتقارن و رویکرد خودرگرسیونی با توزیع با وقفه بررسی نمودند. نتایج تجربی نشان داد که مصرف انرژی تأثیر مثبتی بر روی رشد اقتصادی تمام کشورهای عضو دارد (Alper, & Oguz, 2016).

[2] Alper & Oguz

توگسو و تاپسو[3] (۲۰۱۸)، رابطه بین مصرف انرژی کل، انرژی تجدیدناپذیر و انرژی تجدیدپذیر و رشد اقتصادی در کشورهای G7 را در دوره زمانی ۲۰۱۴-۱۹۸۰ با استفاده از تکنیک خودرگرسیونی با توزیع با وقفه غیرخطی و علیت نامتقارن مورد بررسی قراردادند. نتایج حاصل حاکی از آن بودن که در مورد مصرف انرژی تجدیدپذیر، به‌جز در کشورهای انگلیس و آمریکا که مصرف انرژی و رشد اقتصادی دارای علیت یک‌سویه به ترتیب از رشد به سمت مصرف انرژی و مصرف انرژی به سمت رشد است؛ و به‌جز ژاپن که هیچ‌گونه علیتی را نشان نمی‌دهد، رابطه بین مصرف انرژی و رشد اقتصادی در سایر کشورهای G7 از نوع علیت دوسویه است (Tugcu, & Topcu, 2018).

ونکاتراجا[4] (۲۰۲۰)، در پژوهشی تأثیر مصرف انرژی تجدیدپذیر بر رشد اقتصادی و صحت فرضیه رشد در کشورهای برزیل، هند، چین و روسیه در دوره‌های ۲۰۱۵-۱۹۹۰ موردمطالعه قرار داده است. در این مطالعه سهم مصرف انرژی تجدیدپذیر در کل مصرف انرژی و سهم تولید برق تجدیدپذیر در کل تولید انرژی به‌عنوان شاخص‌های انرژی تجدیدپذیر در نظر گرفته‌شده و از تولید ناخالص داخلی برای ارزیابی رشد اقتصادی استفاده گردید. نتایج حاصل از مدل رگرسیون پانل از فرضیه رشد پشتیبانی نمودند (Venkatraja, 2020).

مطالعات اندکی در ارتباط با بررسی شدت مصرف انرژی و حمکرانی خوب بر رشد اقتصادی در ارتباط با کشورهای عضو اوپک صورت گرفته است. لذا در ادامه به بررسی تعامل شدت مصرف انرژی و حکمرانی خوب بر رشد اقتصادی برای کشورهای عضو اوپک پرداخته می‌شود.

۳- روش‌شناسی

جامعه آماري مورد مطالعه در این پژوهش شامل ۱۲ کشور عضو اوپک بوده که عبارت‌اند از: الجزایر، ایران، عراق، کویت، لیبی، نیجریه، قطر، عربستان سعودی، امارات متحده عربی، اکوادور، آنگولا و ونزوئلا است. با توجه به وابسته بودن اقتصاد این کشورها به تولید سوخت‌های فسیلی نظیر نفت و گاز، و رویکرد فعلی جهان به سمت جایگزینی انرژی‌های

[3] Tugcu, & Topcu

[4] Venkatraja

تجدیدپذیر، بررسی رابطه بین رشد اقتصادی و مصرف انرژی‌های تجدیدپذیر در این کشورهای صادرکننده نفت نیز می‌تواند اهمیت بسزایی در اعمال سیاست‌های اقتصادی آتی داشته باشد. همچنین به‌طورکلی، باتوجه به منطقه‌ای بودن جامعه آماري، لذا حجم نمونه به تعدادي خواهد بود که بتوان توزیع تقریباً نرمال را براي برآورد پارامترهاي جامعه فراهم کرد. داده‌های موردنظر در این پژوهش به‌صورت سری زمانی است که دربرگیرنده یک یا چند متغیر در طول یک دوره زمانی است. داده‌های سالانه از دوره زمانی ۲۰۰۲ تا ۲۰۱۹ (بر اساس داده‌های موجود و بررسی شده) از وب‌سایت بانک جهانی[5] تهیه شد.

مدل جبری مطالعه پیشنهادی عطف به مبانی نظری و به ویژه مقاله آنا ماریا و همکاران(۲۰۱۹) موجود و به صورت رابطه (۱) و (۲) تصریح گشته است (Ana-Maria, Gigel, & Dan , 2019):

$$GDP = f(ECI.GOV.GFCF.URB.INF.UNEM.EG) \quad (۱)$$

$$LnGDP_{it}=LnGDP_{it}(-1)+LnECI_{it}+ GOV_{it}+LnGFCF_{it}+LnURB_{it}+LnINF_{it}+LnUNEM_{it}+Ln\ EG_{it} \quad (۲)$$

در **جدول ۱**، خلاصه‌ای از متغیرهای به کار گرفته شده در الگوها معرفی شده‌اند.

جدول ۱. متغیرهای مورداستفاده در مدل، تعاریف کوتاه و منابع آماری
مأخذ: نتایج پژوهش

Tabel 1. Variables used in the model, short definitions and statistical sources
Source: Research results

متغیر	تعریف	منبع
ln GDP	لگاریتم طبیعی تولید ناخالص داخلی (برحسب دلار پایه ۲۰۱۰)	بانک جهانی

[5] World bank

$\ln ECI$	لگاریتم طبیعی شدت مصرف نهایی انرژی	بانک جهانی آژانس بین‌المللی انرژی[6]
GOV	شاخص حکمرانی خوب[7]	بانک جهانی
$\ln GFCF$	لگاریتم طبیعی تشکیل سرمایه ثابت ناخالص (درصدی از تولید ناخالص داخلی)	بانک جهانی
$\ln URB$	لگاریتم طبیعی جمعیت شهری (درصدی از کل جمعیت)	بانک جهانی
$\ln INF$	لگاریتم طبیعی تورم (درصد سال به سال)	بانک جهانی
$\ln UNEM$	لگاریتم طبیعی بیکاری (درصد سال به سال)	بانک جهانی
$\ln ECI * GOV =(EG)$	لگاریتم طبیعی اثر تعاملی شدت مصرف انرژی و حکمرانی خوب	محقق ساخته

به جهت ساخت شاخص حکمرانی خوب از ترکیب ۶ زیرشاخص معرفی شده توسط بانک جهانی که عبارت‌اند از: (۱) کنترل فساد، (۲) اثرگذاری دولت، (۳) حاکمیت نظم و قانون، (۴) حق اظهارنظر و پاسخگویی، (۵) تنظیم مقررات، (۶) ثبات سیاسی و عدم وجود خشونت، بهره گرفته خواهد شد.

در ادامه برای برآورد مدل (۲) از روش گشتاورهای تعمیم‌یافته[8] استفاده شده است. در این روش می‌توان از متغیرهای درون‌زا استفاده کرد. یکی از راه‌های کنترل درون‌زایی متغیرها، استفاده از متغیر ابزاری است. یک ابزار زمانی قدرت لازم را خواهد داشت که با متغیر موردنظر همبستگی بالایی داشته باشد، درحالی‌که با اجزای خطا همبستگی نداشته باشد. به‌هرحال پیداکردن چنین ابزاری بسیار مشکل است. یکی از مزیت‌های روش گشتاورهای تعمیم‌یافته این است که اجازه می‌دهد از وقفه این متغیرها به‌عنوان ابزارهای مناسبی برای کنترل درون‌زایی استفاده کنیم. روش گشتاورهای تعمیم‌یافته می‌تواند

[6] IEA (International Energy Agency)

[۷] برای ساخت این شاخص از روش تجزیه و تحلیل عاملی استفاده شده است.

[8] Generalized method of moments(GMM)

پویایی‌های موجود در متغیر مورد بررسی را در مدل لحاظ کند و در همه داده‌های سری‌های زمانی، مقطعی و پانل قابل‌استفاده باشد همچنین می‌تواند با استفاده از متغیرهای وابسته وقفه دار، باعث ازبین‌رفتن هم خطی در مدل شود.

مزیت اصلی این روش این است که تمام متغیرهای رگرسیون که با اجزای اخلال همبستگی ندارند (ازجمله مقادیر با وقفه متغیر وابسته و متغیرهای توضیحی) می‌توانند به طور بالقوه متغیر ابزاری باشند. از طرفی این روش معایبی دارد که می‌توان به دو مورد اشاره کرد. مسئله اصلی این است که وابستگی مقطعی و شکست ساختاری را در نظر نمی‌گیرد و مشکل دوم، یک انتخاب خوب برای داده‌های پنل با سری زمانی طولانی نیست (Monjazeb, & Nosrati, 2017) اساس روش گشتاورهای تعمیم‌یافته این است که مجموع مجذورات گشتاورها را حداقل کند:

$$\sum_{i=1}^{n} \overline{m_i^2}(\beta) \qquad (۳)$$

در رابطه (۳) اگر نماد کلی $\overline{\overline{m}}_i(y)$ برای نشان دادن گشتاورهای نمونه‌ای استفاده شود حد احتمال نمونه برابر گشتاور جامعه خواهد بود. از این گشتاور نمونه به‌عنوان تخمین زن گشتاور استفاده می‌شود. درواقع حد احتمال گشتاورهای نمونه‌ای برابر مقادیر پارامتر β_2, β_1,…. β_k است. اگر واریانس گشتاورها همسان نباشند در این صورت به‌جای رابطه (۳)، رابطه (۴) حداقل می‌شود:

$$\sum_{i=1}^{n} \frac{\overline{m_i^2}}{\varphi_u}(\beta) \qquad (۴)$$

در رابطه (۴) φ_u واریانس گشتاور iام را نشان می‌دهد. به زبان ماتریسی با رابطه (۵) مواجهیم:

$$q = \left(\overline{m_1} \cdots \overline{m_n}\right) \begin{pmatrix} \varphi^{-1}_{11} & \cdots & \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ & \cdots & \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \overline{m_1} \\ \vdots \\ \overline{m_n} \end{pmatrix} \quad (۵)$$

ماتریس میانی به گشتاورها در رابطه(۵)، وزنی معکوس پراکندگی آن می‌دهد و می‌توان آن را با W نشان داد، ازاین‌رو در رابطه (۶) خواهیم داشت:

$$q = \overline{m}(y) w \, \overline{m}(\beta) \quad (۶)$$

بنابراین باید از رابطه (۶) نسبت به پارامترهای β مشتق گرفته و این رابطه را حداقل کرد. چنانچه گفته شد مدل، متغیر وابسته به‌صورت وقفه در سمت راست معادله ظاهر شود، با یک الگوی داده‌های مواجه هستیم. فرم کلی یک الگوی داده‌های ترکیبی پویا به‌صورت زیر است:

$$y_{ii} - = \alpha\, y_{ii} + \beta\,(x_{ii}) + \varepsilon_{it} \quad (۷)$$

در رابطه(۷) y_{it} متغیر وابسته، x_{it} بردار متغیرهای مستقل که تحت عنوان متغیرهای ابزاری به کار می‌روند، ε_{it} عامل خطای مربوط به مقاطع و اجزای اخلال مدل هستند. هنگامی‌که در مدل داده‌های پانل متغیر وابسته به‌صورت وقفه در سمت راست ظاهر می‌شود به دلیل به‌وجودآمدن همبستگی بین وقفه متغیر وابسته در سمت راست با جزء خطا، دیگر برآوردگرهای حداقل مربعات معمولی[۹] سازگار نیست و باید به روش حداقل مربعات دو مرحله‌ای[۱۰] با گشتاورهای تعمیم‌یافته متوسل شد. یکی از شروط به‌کارگیری روش

[9] Ordinary least squares(OLS)

[10] Two-Stage least squares (2SLS)

گشتاورهای تعمیم‌یافته این است که تعداد متغیرهای برش مقطعی بیشتر از تعداد زمان باشد T<N.

۱-۳- یافته‌ها

براساس **جدول ۲**، ویژگی‌های توصیفی متغیرهای مورد استفاده در میان نمونه کشورهای مورد بررسی[۱۱] برای سال‌های ۲۰۰۲-۲۰۱۹ قابل مشاهده است.

جدول ۲. آمار توصیفی متغیرهای پژوهش
مأخذ: نتایج پژوهش

Tabel 2. Descriptive statistics of research variables
Source: Research results

متغیرها / آماره توصیفی	تولید ناخالص داخلی (دلار)	شدت مصرف انرژی	شاخص حکمرانی خوب	تشکیل سرمایه ناخالص (درصدی از تولید ناخالص داخلی)	جمعیت شهری (درصدی از کل جمعیت)	تورم (درصد)	بیکاری (درصد)
میانگین	25.87	7.68	1.34	2.72	4.29	3.61	6.57
میانه	25.85	7.68	1.14	2.52	4.30	3.68	6.75
بیشینه	27.28	8.21	2.72	4.51	4.60	5.42	8.25
کمینه	24.06	6.80	0.04	1.00	3.59	1.36	2.79
انحراف معیار	0.08	0.34	0.69	0.92	0.22	0.49	1.08

*آمار ارائه شده در سطح لگاریتم طبیعی است.

باتوجه‌به اطلاعات **جدول ۲**، میانگین تمام متغیرها از واریانس بیشتر بوده که این نشان‌دهنده این امر است که پراکندگی و تغییرات متغیرها محدود است. براساس نتایج قابل ملاحظه در

[۱۱] در این پژوهش شامل ۱۲ کشور عضو اوپک بوده که عبارت‌اند از الجزایر، ایران، عراق، کویت، لیبی، نیجریه، قطر، عربستان سعودی، امارات متحده عربی، اکوادور، آنگولا و ونزوئلا.

جدول فوق، تولید ناخالص داخلی در جامعه مورد مطالعه طی بازه زمانی ۲۰۰۲-۲۰۱۹ در بازه (۲۷-۲۴٫۰۶/۲۸) قرار داشته است که بیشترین تولید ناخالص داخلی متعلق به کشور عربستان سعودی در سال ۲۰۱۹ و کمترین مقدار متعلق به کشور لیبی در سال ۲۰۱۱ است.

همچنین بیشترین شدت مصرف انرژی برای کشور ایران در سال ۲۰۱۹ با ۸٫۲۱۴ و کمترین آن برای کشور اکوادور در سال ۲۰۰۲ با ضریب ۶/۸۰۱ بوده است. برای حکمرانی خوب هم کشور قطر با ۲/۷۲۴در سال ۲۰۰۹ و کشور لیبی با ضریب ۰/۰۴۳، به ترتیب بیشترین و کمترین ضریب را به خود اختصاص داده‌اند.

معمولا در تحقیقات پژوهشگران به‌دلایل مختلف با حجم زیادی ازمتغیرها روبه‌رو هستند. برای تحلیل دقیق‌تر داده‌ها و رسیدن به نتایجی علمی‌تر و در عین حال عملیاتی‌تر، محققان به‌دنبال کاهش حجم متغیرها و تشکیل ساختار جدیدی برای آن‌ها می‌باشند و بدین دلیل از روش تحلیل عاملی استفاده می‌کنند (Momeni, 2008).

در انجام تحلیل عاملی، ابتدا باید از این مسئله اطمینان حاصل شود که می توان داده های موجود را برای تحلیل مورد استفاده قرار داد. به عبارت دیگر، آیا تعداد داده‌های مورد نظر برای تحلیل عاملی مناسب هستند یا خیر؟ بدین منظور از شاخص کا-ام-او [۱۲] و آزمون بارتلت[۱۳] استفاده می‌شود.

شاخص کا-ام-او شاخصی از کفایت نمونه‌گیری است که کوچک بودن همبستگی جزیی بین متغیرها را بررسی می‌کند و از این طریق مشخص می‌سازد آیا واریانس متغیرهای تحقیق، تحت تأثیر واریانس مشترک برخی عامل‌های پنهانی و اساسی است یا خیر. این شاخص در دامنه صفر تا یک قرار دارد. اگر مقدار شاخص نزدیک به یک باشد، داده‌های مورد نظر برای تحلیل عاملی مناسب هستند و در غیر این صورت (معمولا کمتر از۰/۶) نتایج تحلیل عاملی برای داده‌های مورد نظر چندان مناسب نمی‌باشند (Momeni, 2008).

اما براي ايجاد شاخص کلی حکمرانی خوب (بنابر مقیاس‌های سنجشی که توسط بانک جهانی در نظر گرفته شد)، این مهم را برای هر کشوری با شش شاخص اساسی می‌سنجند که این موارد عبارتند از: ۱) حق اظهارنظر و پاسخگویی، ۲) ثبات سیاسی، ۳) کارایی و اثربخشی دولت، ۴) کیفیت قانون‌گذاری، ۵)حاکمیت قانون و ۶)کنترل فساد. از

[12] Kaiser-Meyer-Olkin Measure of Sampling Adequacy

[13] Bartlett's Test of Sphericity

طریق روش مؤلفه‌هاي اصلی عامل‌هاي مهم بر اساس داده واریانس‌هاي مورد استفاده، شناسایی شده و سپس با ترکیب این عوامل شاخص کلی استخراج می‌شود.

برای اطمینان از این که آیا این روش برای ترکیب داده‌های مورد استفاده مناسب هستند یا خیر، از آزمون کا-ام-او و از آزمون بارتلنت استفاده می‌گردد. که نتایج آن می‌توانند حالات زیر را در بر بگیرند:

۱) اگر کا-ام-او بزرگتر مساوی ۰/۹ باشد، یعنی تجزیه عامل‌ها بسیار مناسب است؛

۲) اگر کا-ام-او بزرگترمساوی ۰/۸ و کوچکتر از ۰/۹ باشد، یعنی تجزیه عامل‌ها مناسب است؛

۳) اگر کا-ام-او بزرگترمساوی ۰/۷ و کوچکتر از ۰/۸ باشد، یعنی تجزیه عامل‌ها به‌طور کلی مناسب است؛

۴) اگر کا-ام-او بزرگتر مساوی ۰/۶ و کوچکتر از ۰/۷ باشد، یعنی تجزیه عامل‌ها به‌طور کلی مناسب نیست؛

۵) اگر کا-ام-او کوچکتر از ۰/۵ باشد، یعنی تجزیه عامل‌ها اصلا مناسب نخواهد بود (Al Asami, Naji Maidani, & Ebrahimi Salari, 2019).

نتایج حاصل از این آزمون در **جدول ۳**آورده شده است.

جدول ۳. نتایج شاخص کا-ام-او و بارتلت
مأخذ: نتایج پژوهش

Tabel 3. Results of K-M-O and Bartlett's index
Source: Research results

Kaiser-Meyer-Olkin Measure of Sampling Adequacy		0.75
Bartlett's Test of Sphericity	Approx. Chi-Square	1952.02
	Df.	14
	Sig.	0.003

براساس نتایج به دست آمده و با توجه به سطح اطمینان به دست آمده (۰/۰۰۳)، آزمون بارتلت به درستی اجرا شده است. همچنین آزمون کا-ام-او نیز حکایت از این دارد که با

توجه به آماره به دست آمده که بالاتر از ۰/۹ است، آزمون تحلیل عاملی کارا و مناسب است. بر این اساس در این مرحله با بهره‌گیری از آزمون تحلیل عاملی ۶ زیر مولفه حکمرانی به یک شاخص واحد تحت عنوان شاخص حکمرانی خوب تبدیل شده است.

به این ترتیب، براساس بهره‌گیری از روش تحلیل عاملی که در آن ۶ مولفه حکمرانی که عبارت‌اند از: کنترل فساد، ثبات سیاسی، حق اظهارنظر و پاسخگویی، حاکمیت نظم و قانون، اثربخشی دولت و کیفیت قانون گذاری، به یک متغیر و شاخص واحد تحت عنوان حکمرانی خوب تبدیل شده است که انجام این کار نسبت به میانگین‌گیری ساده بسیار ارجحیت دارد و همچنین از متغیر حکمرانی خوب به عنوان یکی از شاخص‌های مهم این پژوهش استفاده می‌شود.

با توجه به توضیحات فوق ما با استفاده از روش روش گشتاورهای تعمیم‌یافته به تخمین مدل (۲) پرداختیم نتایج مدل که با روش گشتاورهای تعمیم‌یافته[14] برآورد شده است در **جدول ٤** قابل روئیت است.

جدول ٤. نتایج تخمین مدل به روش گشتاورهای تعمیم‌یافته
مأخذ: نتایج پژوهش

Tabel 4. Results of K-M-O and Bartlett's index
Source: Research results

متغیرها	ضریب	احتمال
ln GDP (−1)	0.685	0.007
ln ECI	1.576	0.005
GOV	0.616	0.024
ln GFCF	1.745	0.046
ln URB	3.946	0.005
ln INF	-0.005	0.007

[14] GMM

ln UNEM	-0.۲۸۰	0.022
ln EECI ∗ COV	0.024	0.040

باتوجه به نتایج به‌دست‌آمده چنین استنباط می‌شود که: ضریب متغیر وابسته نشان می‌دهد این متغیر به طور مثبت از مقدار دوره خود تأثیر می‌پذیرد. همچنین متغیرهای شدت مصرف انرژی، شاخص حکمرانی خوب، تشکیل سرمایه ناخالص، جمعیت شهری و متغیر اثر تعاملی با متغیر وابسته (رشد اقتصادی) رابطه مستقیم و معناداری دارند و با افزایش این متغیرها، متغیر وابسته نیز افزایش می‌یابد. افزایش شهرنشینی از طریق صرفه جویی در مقیاس و تخصص گرایی زمینه رشد اقتصادی را فراهم می‌کند. اما برخلاف متغیرهای دیگر نرخ تورم و بیکاری با متغیر وابسته (رشد اقتصادی) رابطه معکوس و معناداری دارند. در زمان‌هایی که رشد اقتصادی پایین است و بیکاری افزایش می‌یابد، افزایش تورم، زمینه بیکاری بیش‌تر و رکود تورمی[15] را فراهم می‌کند که این امر سبب کاهش رشد اقتصادی می‌شود. در ادامه اعتبارسنجی مدل برآورد شده مورد بررسی قرار خواهد گرفت.

به صورت مبسوط می‌توان ابراز کرد که اگر شدت مصرف انرژی یک درصد افزایش پیدا نماید، مقدار رشد اقتصادی به میزان ۱/۵۷۶ درصد افزایش خواهد یافت. همچنین اگر شاخص حکمرانی خوب یک واحد افزایش یابد رشد اقتصادی۰/۶۱۶ واحد افزایش می‌یابد. از طرفی، ضریب تخمینی اثر تعاملی شدت مصرف انرژی و حکمرانی خوب نیز با ضریب ۰/۰۲۴ تأثیر مثبت و معناداری بر رشد اقتصادی داشته است. بدین ترتیب فرضیه سوم پژوهش رد نمی‌گردد. اما از آنجا که این متغیر به صورت اثر غیر مستقیم است یکبار متغیر نسبت به حکمرانی خوب مشتق‌گیری شود که میزان آن برابر ۰/۶۴ بوده و یکبار دیگر از شدت مصرف انرژی مشتق‌گیری شود که میزان آن برابر ۱/۶ خواهد بود. به این ترتیب می-توان شاهد اثرگذاری غیر مستقیم حکمرانی خوب بر رشد اقتصادی بود به این صورت که اگر حکمرانی خوب ۱ واحد افزیش یابد رشد اقتصادی ۰/۶۴ واحد افزایش می‌یابد. در طرف

[15] Stagflation

دیگر، اگر شدت مصرف انرژی ۱ درصد افزایش یابد رشد اقتصادی به میزان ۱/۶ درصد افزایش خواهد یافت.

در ادامه، اگر تشکیل سرمایه ثابت یک درصد افزایش یابد رشد اقتصادی۱/۷۴۵ درصد افزایش می‌یابد. همچنین، اگر جمعیت شهری یک درصد افزایش یابد رشد اقتصادی ۳/۹۴۶ درصد افزایش می‌یابد. همینطور اگر درصد تورم و درصد بیکاری یک درصد افزایش یابند میزان رشد اقتصادی به ترتیب ۰/۰۰۵ و ۰/۲۸۰ درصد کاهش می‌یابد. گفتنی است که نتایج حاصله براساس مبانی نظری و ادبیات مطرح شده منطبق است.

۲-۳- آزمون سارگان

آزمون سارگان اعتبار ابزار استفاده شده در برآورد را مورد ارزیابی قرار می‌دهد. براساس **جدول ۵**، فرضیه صفر این آزمون تأییدکننده اعتبار ابزارها می‌باشد.

جدول ۵. نتایج حاصل از آزمون سارگان
مأخذ: نتایج پژوهش

Tabel 5. The results of the Sargan test
Source: Research results

آماره J	3.906
احتمال آماره J	1.000

نتایج **جدول ۵**نشان می‌دهد که متغیرهای ابزاری استفاده شده در این مدل معتبر هستند.

۳-۳- آزمون آرلاندو – باند

ازآنجایی‌که در روش آرلاندو و باند از تفاضل مرتبه اول استفاده می‌شود بنابراین برای اینکه نتایج تخمین سازگار باشند مرتبه خودرگرسیونی جملات اخلال نباید از مرتبه دو باشد. نتایج **جدول ٦** نشان می‌دهد که در مدل برآوردی این مطالعه نیز مرتبه خود رگرسیونی از مرتبه دو نمی‌باشد.

جدول ٦. آزمون خود رگرسیونی جملات اخلال
مأخذ: نتایج پژوهش

Tabel 6. Autoregressive of residual test
Source: Research results

مرتبه خود رگرسیونی	آماره M	ارزش احتمال
1	-0.۷۷۴۴	0.0085
2	0.6786	0.4973

نتایج **جدول ٦**حاکی از آن است که خودهمبستگی در مرتبه اول وجود دارد ولی در مرتبه دوم وجود ندارد. بنابراین این آماره هم به درستی در مدل تخمین زده شده اعتبار سنجی می‌شود.

نتایج برآورد مدل نشان می‌دهد که مطابق با فرضیه‌های تدوین شده برای این پژوهش و نیز براساس مبانی نظری موجود، هر ۳ فرضیه مورد تأیید قرار گرفته‌اند. بدین ترتیب، شدت مصرف انرژی تأثیر مثبت و معناداری بر رشد اقتصادی داشته است. همینطور، حکمرانی خوب و نیز اثر تعاملی شدت مصرف انرژی و حکمرانی نیز، اثر مثبت و معناداری بر رشد اقتصادی داشته است.

۴- نتیجه‌گیری و پیشنهادات

بر اساس نتایج حاصل از تخمین مدل اصلی پژوهش به‌صورت کلی می‌توان نتایج ذیل را تفسیر نمود:

شدت مصرف انرژی که متغیر اصلی مدل مورد پژوهش بوده است، با رشد اقتصادی رابطه مثبت و معناداری داشته است. ازاین‌رو، این متغیر با ضریب ۱/۵۷۶ با رشد اقتصادی ارتباط مثبت و نیز معناداری دارد. این مهم، فرضیه اول پژوهش را مورد تأیید قرار می‌دهد. پس اگر شدت مصرف انرژی یک درصد افزایش یابد، رشد اقتصادی به میزان۱/۵۷۶ درصد افزایش پیدا می‌نماید. این نتیجه با مطالعات هوشمند و همکاران (۱۳۹۰)، علیزاده و گل خندان (۱۳۹۴) و فطرس و همکاران (۱۳۹۱) و نیز مبانی نظری پژوهش، هم راستا است. ازآنجایی که منابع انرژی تجدید ناپذیر محدود است و از طرفی شرایط زیست‌محیطی امکان استفاده بیش از حد منابع انرژی فسیلی را نمی‌دهد، لذا حمایت کشورها در جهت توسعه

زیر ساخت‌های منابع انرژی تجدیدپذیر و همچنین با تخصیص کارای منابع انرژی برای مصرف بخش‌هایی که روی تولید کشور تاثیر بیشتری دارند شرایط بهتری برای رشد اقتصادی فراهم می‌کند.

شاخص حکمرانی خوب که دیگر متغیر اصلی مدل مورد پژوهش بوده است، موجب افزایش رشد اقتصادی بوده است. ازاین‌رو، این متغیر با ضریب ۰/۶۱۶ با رشد اقتصادی ارتباط مثبت و نیز معناداری دارد. این مهم، فرضیه دوم پژوهش را مورد تأیید قرار می‌دهد. پس اگر شاخص حکمرانی خوب یک واحد افزایش داشته باشند، درنتیجه رشد اقتصادی به میزان ۰/۶۱۶ واحد افزایش پیدا می‌کند. این نتیجه با مطالعات فردریکسون و همکاران (۲۰۰۴) و نیکولی و ونا (۲۰۱۵) هم راستا است.

ضریب تخمینی تشکیل سرمایه ثابت ناخالص نیز تأثیری مثبت و معناداری بر رشد اقتصادی داشته است. یک درصد افزایش در تشکیل سرمایه ثابت ناخالص باعث افزایش ۱/۷۴۵ درصد رشد اقتصادی می‌شود. بر این اساس هرچه میزان سرمایه در یک اقتصاد بالا برود به فراخور آن رشد اقتصادی نیز بالا می‌رود.

ضریب تخمینی جمعیت شهری نیز با ضریب ۳/۹۴۶ تأثیر مثبت و معناداری بر رشد اقتصادی داشته است. به این صورت که اگر جمعیت شهری یک درصد افزایش یابد، رشد اقتصادی به میزان ۳/۹۴۶ درصد افزایش می‌یابد. زیرا افزایش شهرنشینی از طریق صرفه جویی در مقیاس و تخصص گرایی زمینه رشد اقتصادی را فراهم می‌کند. در طرف دیگر، ضریب تخمینی بیکاری نیز با ضریب ۰/۲۸۰- تأثیر منفی و معناداری بر رشد اقتصادی داشته است. به این صورت که اگر بیکاری یک درصد افزایش یابد، رشد اقتصادی به میزان ۰/۲۸۰- درصد کاهش می‌یابد. به این ترتیب می‌توان مشاهده نمود که جمعیت فعال و آماده به کار شهری باعث افزایش رشد اقتصادی شده و در نقطه مقابل، نرخ بیکاری باعث کاهش رشد اقتصادی می‌شود.

بدین ترتیب، تغییر در اشتغال عوامل تولید، یکی از منابع رشد ناخالص ملی واقعی را فراهم می‌آورد. از این‌رو انتظار داریم که رشد زیاد محصول ناخالص ملی، با کاهش بیکاری همراه باشد.تورم نیز با ضریب ۰/۰۰۵- تأثیر منفی و معناداری بر رشد اقتصادی داشته است. به این صورت که اگر تورم یک درصد افزایش یابد، رشد اقتصادی به میزان ۰/۰۰۵- درصد

کاهش می‌یابد. به صورت کلی براساس مبانی گذشته و به ویژه مطالعه دگرگوریو[16] (۱۹۹۳) که با ارائه مدلی که در آن از پول به عنوان ابزاری برای کاهش هزینه‌های معامله توسط خانوارها و بنگاه‌ها استفاده می‌شود، نشان داد که افزایش تورم از آنجا که باعث می‌شود بنگاه‌ها ذخیره پول نگهداری شده خود را کاهش دهند، منجر به افزایش هزینه‌های معاملاتی شده که اثرات منفی بر سرمایه‌گذاری و رشد اقتصادی خواهد داشت.

اثر تعاملی شدت مصرف انرژی و حکمرانی خوب نیز با ضریب ۰/۰۲۴ تأثیر مثبت و معناداری بر رشد اقتصادی داشته است. بدین ترتیب فرضیه سوم پژوهش رد نمی‌گردد. اما از آنجا که این متغیر به صورت اثر غیرمستقیم است یکبار متغیر نسبت به حکمرانی خوب مشتق‌گیری شد که میزان آن برابر ۰/۶۴ بوده و بار دیگر از شدت مصرف انرژی مشتق‌گیری شد که میزان آن برابر ۱/۶ بوده است. به این ترتیب می‌توان شاهد اثرگذاری غیرمستقیم حکمرانی خوب بر رشد اقتصادی بود؛ به این صورت که اگر حکمرانی خوب ۱ واحد افزیش یابد رشد اقتصادی ۰/۶۴ واحد افزایش می‌یابد. در طرف دیگر، اگر شدت مصرف انرژی ۱ درصد افزایش یابد رشد اقتصادی به میزان ۱٫۶ درصد افزایش خواهد یافت.

به صورت کلی، نتایج حاصل از پژوهش حکایت از تأثیر شدت مصرف انرژی و حکمرانی خوب بر رشد اقتصادی دارد.

در نتیجه، سیاستگذاران بخش اقتصاد انرژی و منابع طبیعی در کشورهای عضو اوپک باید در صدد ایجاد شاهراه‌هایی برای پررنگ کردن نقش حکمرانی خوب در سیستم اقتصاد کشورهایشان باشند.

همچنین سیاست‌هایی برای اشتغال‌زایی در سطوح مختلف انرژی‌های تجدیدپذیر مورد اهتمام این کشورها باشد. سرمایه‌گذاری درست و بهینه و جذب سرمایه‌های مفید و بالقوه و به بالفعل کردن آن نیز از اساس و ضروریات این کشورها به شما می‌رود.

به صورت کلی بر اساس مدل معرفی شده و نتایج به دست آمده نتایج ذیل قابل استنباط است:

اقدامات موثر و پیشرانی جهت تحکیم فرآیند مدیریت مصرف انرژی (توأم بخش فسیلی و نیز تجدیدپذیر) در کشورهای موردمطالعه؛ چرا که مدیریت مصرف بهینه انرژی و

[16] De Gregorio

داشتن برنامه و سیاست‌های بهینه برای آن می‌تواند به رشد اقتصادی بیشتر کشورهای نفتی منجر گردد.

تقویت بنیه حکمرانی کشورهای مورد مطالعه به عنوان پیشنهاد دوم مطرح می‌گردد. قطعاً براساس مرور ادبیات و نظریات و نیز نتایج حاصل از مدل ارائه شده در این پژوهش توجه به امر حکمرانی خوب و اقداماتی در راستای افزایش و ارتقاء آن نظیر کاهش فسادها و رانت‌های فراوان در اغلب کشورهای مورد مطالعه می‌تواند نتایج بسیار بارزی را بر رشد اقتصادی این کشورها به جا بگذارد.

در این پژوهش به عنوان یک نوآوری و خلاقیت اثر متقابل شدت مصرف انرژی و حکمرانی خوب بر رشد اقتصادی نیز سنجیده شد. این مهم اثبات می‌نماید که حلقه مدیریت مصرف انرژی، حکمرانی خوب و رشد اقتصادی با همدیگر ارتباط تنگاتنگی دارند و باید مورد توجه سیاستمداران و نیز دولتمردان باشد. به طور کلی در پژوهش‌های بعدی می‌توان موارد زیر را پیشنهاد داد: ۱- بهره‌گیری از روش‌های سری زمانی به جای پانل دیتا برای این مطالعه؛ ۲- بهره‌گیری از سیستم معادلات همزمان برای سنجش تمام مؤلفه‌ها در کنار همدیگر؛ ۳- سنجش این مطالعه در مقیاس‌های کشورهای اوپک و استان‌های هر کشور به صورت مجزا؛

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

Adibeh, S., Fatrus, M. H., Gholamali, H., & Najafizadeh, A. (2020). Asymmetric analysis of the effect of energy consumption and financial development on economic growth in Iran: Application of nonlinear ARDL method. *Quarterly Journal of Quantitative Economics (JQE), 17*(3), 69–90. https://doi.org/10.22055/jqe.2019.28107.2012 [in Persian]

Al Asami, A. L., Naji Maidani, A. A., & Ebrahimi Salari, T. (2019). *Investigating the effect of revenues from oil sales on the governance index in OPEC member countries* (Master's thesis). Ferdowsi University of Mashhad.

Alabi, O., Ackah, I., & Lartey, A. (2017). Re-visiting the renewable energy–economic growth nexus. *International Journal of Energy Sector Management*.

Alizadeh, M., & Golkhandan, A. (2016). Energy consumption and economic growth in OPEC member countries: New empirical evidence from panel cointegration with cross-sectional dependence. *Journal of Energy Planning and Policy Research, 2*(5), 131–164. [in Persian]

Alper, A., & Oguz, O. (2016). The role of renewable energy consumption in economic growth: Evidence from asymmetric causality. *Renewable and Sustainable Energy Reviews, 60*, 953–959.

Amiri, M. , Jahangard, E. , Ghasemi Sheshdeh, M. and Omidvar, S. (2025). Structural Changes, Fundamentals, and Typology of Economic Growth Pattern in Iran: An ARDL Approach. *Quarterly Journal of Quantitative Economics (JQE), 22*(3), 138-173. doi: 10.22055/jqe.2023.42746.2537 [in Persian]

Ana-Maria, B., Gigel, P., & Dan, L. (2019). Investigating the energy–economic growth–governance nexus: Evidence from Central and Eastern European countries. *Sustainability, 11*(12), 1–21.

Ang, J. B. (2007). CO_2 emissions, energy consumption and output in France. *Energy Policy, 35*, 4772–4778.

Awodumi, O. B., & Adewuyi, A. O. (2020). The role of non-renewable energy consumption in economic growth and carbon emission: Evidence from oil producing economies in Africa. *Energy Strategy Reviews, 27*, 100434.

Bhattacharya, M., Paramati, S. R., Ozturk, I., & Bhattacharya, S. (2016). The effect of renewable energy consumption on economic growth: Evidence from top 38 countries. *Applied Energy*, *162*, 733–741.

Bélaïd, F., & Zrelli, M. (2016). Renewable and non-renewable electricity consumption, carbon emissions and GDP: Evidence from Mediterranean countries. *Energy Policy*.

Can, H., & Korkmaz, Ö. (2019). The relationship between renewable energy consumption and economic growth: The case of Bulgaria. *International Journal of Energy Sector Management*.

De Gregorio, J. (1993). Inflation, taxation, and long-run growth. *Journal of Monetary Economics*, *31*, 271–298.

Fatima, T., Shahzad, U., & Cui, L. (2020). Renewable and nonrenewable energy consumption, trade and CO_2 emissions in high emitter countries: Does the income level matter? *Journal of Environmental Planning and Management*, 1–25.

Fotros, M. H., & Mansoori, H. (2009). A study of causality relationship between energy carriers' consumption and value-added of industrial sector in Iran during the period 1967–2006. *Quarterly Journal of Quantitative Economics (JQE)*, *6*(22), 23–53. https://doi.org/10.22055/jqe.2009.10698 [in Persian]

Houshmand, M., Daneshnia, M., Sotoudeh, A., & Ghazalbash, A. (2012). Investigating the causal relationship between energy consumption, economic growth and prices using panel data in OPEC member countries. *Monetary and Financial Economics (Knowledge and Development)*, *20*(5). [in Persian]

Im, K. S., Pesaran, M. H., & Shin, Y. (2003). Testing for unit roots in heterogeneous panels. *Journal of Econometrics*, *115*, 53–74.

Kraft, J., & Kraft, A. (1978). On the relationship between energy and GNP. *Journal of Energy and Development*, *3*, 401–403.

Lee, C. C. (2006). The causality relationship between energy consumption and GDP in G-11 countries revisited. *Energy Policy, 34*, 1086–1093.

Lee, C. C., & Chang, C. P. (2007). Energy consumption and GDP revisited: A panel analysis of developed and developing countries. *Energy Economics, 29*, 1206–1223.

Lee, C. C., Chiu, Y. B., & Sun, C. H. (2009). Does one size fit all? A reexamination of the environmental Kuznets curve using the dynamic panel data approach. *Applied Economic Perspectives and Policy, 31*, 751–778.

Momeni, M. (2008). *New topics of research in operations* (2nd ed.). Tehran: Faculty of Management, University of Tehran. [in Persian]

Monjazeb, M. R., & Nosrati, H. (2017). *Basics of econometrics: Together with EViews and Stata*. Tehran: Mehraban Nashr Institute of Books. [in Persian]

Narayan, P. K., & Smyth, R. (2008). Energy consumption and real GDP in G7 countries: New evidence from panel cointegration with structural breaks. *Energy Economics, 30*, 2331–2341.

Pellegrini, L., & Gerlagh, R. (2004). Corruption's effect on growth and its transmission channels. *Kyklos, 57*, 429–456.

Shahbaz, M., Loganathan, N., Zeshan, M., & Zaman, K. (2015). Does renewable energy consumption add to economic growth? An application of autoregressive distributed lag model in Pakistan. *Renewable and Sustainable Energy Reviews, 44*, 576–585.

Sharma, S. S. (2010). The relationship between energy and economic growth: Empirical evidence from 66 countries. *Applied Energy, 87*, 3565–3574.

Sorrell, S. (2010). Energy, economic growth and environmental sustainability: Five propositions. *Sustainability, 2*, 1784–1809.

Soytas, U., Sari, R., & Ewing, B. T. (2007). Energy consumption, income, and carbon emissions in the United States. *Ecological Economics, 62*, 482–489.

Swaleheen, M. (2011). Economic growth with endogenous corruption: An empirical study. *Public Choice, 146*, 23–41.

The World Bank. (1994). *Governance: The World Bank experience*. Washington, DC: World Bank.

Tugcu, C. T., & Topcu, M. (2018). Total, renewable and non-renewable energy consumption and economic growth: Revisiting the issue with an asymmetric point of view. *Energy, 152*, 64–74.

Venkatraja, B. (2020). Does renewable energy affect economic growth? Evidence from panel data estimation of BRIC countries. *International Journal of Sustainable Development and World Ecology, 27*(2), 107–113.

Wang, Z., Zhang, B., & Wang, B. (2018). The moderating role of corruption between economic growth and CO_2 emissions: Evidence from BRICS economies. *Energy, 148*, 506–513.

Zeren, F., & Akkuş, H. T. (2020). The relationship between renewable energy consumption and trade openness: New evidence from emerging economies. *Renewable Energy, 147*, 322–329.

فصلنامه‌ی اقتصاد مقداری (بررسی‌های اقتصادی سابق) زمستان ۱۴۰۴ ۲۲(۴) ۸۸-۶۲



فصلنامه‌ی اقتصاد مقداری

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

برآورد نابرابری چندبعدی مناطق شهری و روستایی استان بوشهر در مقایسه با کل کشور

آناهیتا روزی‌طلب*، اسمعیل ابونوری**، مجید مداح***

* دانشجوی دکتری اقتصاد - اقتصادسنجی، گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد، مدیریت و علوم اداری، دانشگاه سمنان، سمنان – ایران. (نویسنده مسئول)

** استاد اقتصادسنجی و آمار اجتماعی، گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد، مدیریت و علوم اداری، دانشگاه سمنان، سمنان – ایران.

*** استاد اقتصاد، گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد، مدیریت و علوم اداری، دانشگاه سمنان، سمنان – ایران

اطلاعات مقاله

تاریخ دریافت: ۱۱خرداد۱۴۰۲
تاریخ بازنگری:۲۸ شهریور ۱۴۰۲
تاریخ پذیرش: ۲۵ آذر ۱۴۰۲

ارتباط با نویسنده (گان) مسئول:
ایمیل: ana.roozitalab@semnan.ac.ir
0000-0003-1251-4028

آدرس پستی:
سمنان، کیلومتر ۵ جاده دامغان، دانشگاه سمنان، دانشکده اقتصاد، مدیریت و علوم اداری، گروه اقتصاد، کد پستی:۱۹۱۱۱-۳۵۱۳۱

***طبقه‌بندی*JEL:** *O1, D6, D63*

واژگان کلیدی:
ضریب جینی چندبعدی، تحلیل واریانس، استان بوشهر، ایران

اطلاعات تکمیلی:
این مقاله برگرفته از پایان‌نامه‌ی دکتری آناهیتا روزی‌طلب در رشته اقتصاد به راهنمایی دکتر اسمعیل ابونوری و مشاوره‌ی دکتر مجید مداح در دانشگاه سمنان می‌باشد.

قدردانی: از داوران محترم بابت پیشنهادات ارزنده شان در بهبود این مقاله تشکر می‌کنیم.

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

اهمیت توزیع منابع و امکانات در عدالت اجتماعی، کاهش فقر، اقتصاد منطقه ای موجب شده است که توزیع مناسب درآمد یکی از مهمترین دغدغه‌های سیاستگذاران و پژوهشگران اقتصادی باشد. اما با توجه به اینکه شاخص‌های تک بعدی نابرابری درآمد (هزینه) تنها یک بعد از رفاه را در نظر می‌گیرند و رفاه یک فرد به عوامل زیادی مانند درآمد، مسکن، بهداشت، و غیره بستگی دارد استفاده از شاخص های تک بعدی ممکن است نتایج گمراه کننده ای از میزان نابرابری در یک جمعیت معین یا بین گروه‌های مختلف افراد ارائه دهد. هدف اساسی این مقاله بررسی روند میزان نابرابری چندبعدی برای گروه نه‌گانه کالایی خوراک، پوشاک و کفش، مسکن، بهداشت، خدمات و اثاثیه، تفریحات و سرگرمی، حمل‌ونقل و ارتباطات، آموزش و سایر در سبد مصرفی خانوار در استان بوشهر در مقایسه با کل کشور است. برای این منظور ضریب جینی چندبعدی با استفاده از ریز داده‌های هزینه (درآمد) خانوار در استان بوشهر و کل کشور به تفکیک مناطق شهری و روستایی برای دوره زمانی ۱۳۶۳-۱۴۰۰ برآورده و سپس برای مقایسه نابرابری چندبعدی استان بوشهر در مناطق شهری و روستایی با کل کشور از ۳نوع الگو تحلیل واریانس تک عاملی همراه با رگرسیون استفاده شده است. نتایج برآورد ضریب جینی چند بعدی نشان می دهد که میانگین نابرابری در استان بوشهر از کل کشور بیشتر است.همچنین نتایج حاصل از سه نوع الگوی تحلیل واریانس نشان دهنده بیشتر بودن میانگین نابرابری در مناطق روستایی و شهری استان بوشهر از میانگین نابرابری در مناطق روستایی و شهری کل کشور به طور معناداری بوده است. نابرابری در مناطق روستایی استان بوشهر به طور معناداری از نابرابری در مناطق شهری بیشتر بوده است.

ارجاع به مقاله:
روزی‌طلب، آناهیتا.، ابونوری، اسمعیل و مداح، مجید. (۱۴۰۴). برآورد نابرابری چندبعدی مناطق شهری و روستایی استان بوشهر در مقایسه با کل کشور. فصلنامه *اقتصاد مقداری (بررسی‌های مقداری سابق)*، ۲۲(۴)، ۸۸-۶۲.
10.22055/jqe.2023.43930.2558

© 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

یکی از هدف‌های مهم در هر جامعه، برقراری عدالت اقتصادی است که بعد مهمی از آن را عدالت در زمینه توزیع درآمد تشکیل می‌دهد. مسئله توزیع درآمد ابعاد زیاد و گوناگونی دارد؛ اما آنچه مستقیماً مربوط به عدالت و رفاه اقتصادی می‌شود، توزیع درآمد بین افراد و خانوارها است که در بسیاری از کشورها و در دوره‌های طولانی یکی از مهم‌ترین مسائل سیاست عمومی بوده است. (Arslan Bad, 2013) در ادبیات نابرابری این فرض وجود دارد که نابرابری درآمد (هزینه) ارتباط نزدیکی با انواع نابرابری دارد و می‌تواند به‌عنوان یک نماینده واحد برای سطح و تغییرات کلی نابرابری استفاده شود. درحالی‌که افراد یا خانوارها ویژگی‌ها و نیازهای متفاوتی دارند که نه کاملاً به درآمد وابسته است و نه به‌سادگی با یکدیگر قابل‌معامله می‌باشد. براساس تازه‌ترین گزارش توسعه انسانی در سال ۲۰۱۹ نابرابری و فقر باید به‌صورت چندبعدی محاسبه شود.(UNDP, 2019) در این رویکرد برخلاف روش‌های تک‌بعدی (درآمد محوری) در محاسبه نابرابری بیش از یک بعد رفاهی در نظر گرفته و تأثیر آن‌ها به طور هم‌زمان در رفاه جامعه ارزیابی می‌شود. (Bui, 2020)

مطالعات مختلفي در زمینه نابرابری در کشور انجام شده است که بیشتر آن‌ها به بررسي وضعیت نابرابری در سطح کشور پرداخته‌اند و کم‌تر به وضعیت نابرابری به صورت منطقه‌ای توجه شده است. واقعیت‌های مشهود در بیش از سی استان کشور بیانگر آن است که به دلیل برخی از مواهب جغرافیایی و منطقه‌ای، برخی از استان‌ها به عنوان مناطق توسعه‌یافته‌تر شناخته می‌شوند. به عبارت دیگر، سرانه تولید ناخالص داخلی برخی از استان‌ها زیاد و برخی اندک است. هم‌چنین، توزیع جمعیت در استان‌های کشور به صورت ناهمگن بوده و در برخی استان‌ها تراکم جمعیت بسیار زیاد و در برخی اندک می‌باشد. افزون بر این، الگوهای سیاستی و تابع رفاه اجتماعی کشور به گونه‌ای بوده است که برخی از استان‌ها از نظر زیرساخت‌های لازم برای رشد، برخوردارتر از سایر استان‌ها هستند. (Abounoori & abbasi, 2007) استان بوشهر از استان‌های جنوبی ایران و با مساحت بیش از ۲۷ هزار۶۰۰ کیلومتر مربع نوزدهمین استان بزرگ کشور به لحاظ مساحت می‌باشد که از شمال به استان‌های خوزستان و کهگیلویه و بویراحمد، از شرق به استان فارس، از جنوب و غرب به خلیج فارس و از جنوب شرق با استان هرمزگان همسایه است. مرکز این استان بندر بوشهر است و شامل۱۰ شهرستان، ۲۷ بخش، ۵۲ دهستان، ۴۰ شهر و حدود

۸۷۷ آبادی است. همچنین این استان دارای ۲۲ جزیره و شبه‌جزیره است. جمعیت استان براساس نتایج سرشماری سال ۱۳۹۵ یک میلیون و ۱۶۳ هزار و ٤۰۰ نفر است. (Statistics Center of Iran, 2021) استان بوشهر به عنوان سومین اقتصاد بزرگ کشور، به دلیل تنوع و بزرگی اقتصادی در صنایعی مانند نفت و گاز، پتروشیمی، نیروگاه‌ها، کشاورزی، شیلات، معدن، تأسیسات هسته‌ای، صنایع دریایی و فعالیت‌های تجاری همچنین موقعیت جغرافیایی استان در خلیج فارس، از اهمیت خاصی برخوردار می‌باشد. این استان در سال‌های اخیر تغییرات عمده‌ای در شاخص‌های توسعه تجربه کرده است. براساس آمار و ارقام ارائه شده از سوی مرکز آمار ایران در سال‌های ۱۳۹۵ - ۱٤۰۰ رتبه استان در شاخص‌های حمل و نقل، تولید ناخالص داخلی و بهداشت و سلامت بهبود یافته؛ در حالی شاخص‌های آموزشی و ارتباطات نسبت به قبل بدتر شده‌اند.(Statistics Center of Iran, 2023) این تغییرات نشان می‌دهد که در مجموع استان بوشهر از نظر شاخص‌های توسعه انسانی در سال‌های اخیر پیشرفت داشته است. در حالی که ضریب جینی (توزیع درآمد) در مناطق شهری و روستایی استان تقریبا ثابت بوده است. یکی از علل آن می‌تواند عدم توجه به سایر ابعاد رفاهی در سبد مصرفی خانوار باشد.(Bui, 2020)

در خصوص وضعیت نابرابری در اجزای سبد مصرفی خانوار در گروه ۹ گانه کالایی در این استان باید اشاره نمود که بین هزینه‌های خانوار در ابعاد خوراک، آموزشی، بهداشت، مسکن در مناطق شهری، روستایی با کل کشور اختلاف معناداری وجود دارد. از طرفی تعداد کثیری از شهرستان‌های استان بوشهر جز مناطق محروم (کمتر توسعه‌یافته) و حتی در بین مناطق توسعه‌یافته‌تر نیز اختلاف زیادي در خصوص بهره‌مندي از کمیت و کیفیت امکانات آموزشي و بهداشتي با چند شهر بزرگ کشور وجود دارد؛ بنابراین براساس شواهد آماری فوق لزوماً بهبود وضعیت تولید ناخالص داخلی این استان در کل کشور به معناي بهره‌مندي یکسان از خدمات آموزشي و بهداشتي و به طورکلی ابعاد رفاهی نخواهد بود. ازآنجاکه استان بوشهر از موقعیت و از نظر وضع جغرافیایی، اقتصادی و اجتماعی جایگاه خاصی در کشور برخوردار است در این مطالعه تلاش شده است ضمن ضرورت برآورد نابرابری به‌صورت چندبعدی وضع توزیع درآمد و شرایط رفاه واقعی خانوار استان در مقایسه با کل کشور به تفکیک مناطق شهري و روستایی مورد بررسی قرار گیرد. براي این منظور، اطلاعات توزیع درآمد برای سال‌های ۱۳٦۳-۱٤۰۰ بر اساس ریز داده‌های بودجه خانوار به تفکیک مناطق

شهري و روستايی استان بوشهر و کل کشور در ابعاد رفاهی خوراک، پوشاک و کفش، مسکن، بهداشت، خدمات و اثاثیه، تفریحات و سرگرمی، حمل‌ونقل و ارتباطات، آموزش و سایر جمع‌آوری و سازماندهی شده است. ضمناً باتوجه‌به اینکه در آمارگیری طرح هزینه (درآمد) خانوار، هزینه خانوار بر اساس اقلام انواع هزینه مورد پرسش قرار می‌گیرد. درحالی‌که درآمد خانوار بر اساس چند منبع کلی مورد بررسی قرار می‌گیرد. در نتیجه ارقام درآمد کمتر از میزان واقعی گزارش داده می‌شود. اما چون ارقام هزینه به تفکیک چندین نوع هزینه سؤال می‌شود از اعتبار بیشتری برخوردار است. به همین دلیل در این مطالعه از اطلاعات هزینه خانوار استفاده شده است. به این منظور پس از بیان مقدمه، در بخش دوم مروری بر ادبیات موضوع در حوزه شاخص‌های نابرابری چندبعدی، بخش سوم روش‌شناسی پژوهش، بخش چهارم ابتدا شاخص نابرابری چندبعدی به تفکیک مناطق شهری و روستایی برای استان بوشهر و کل کشور برآورده شده و سپس نتایج با استفاده از ۳ نوع الگو تحلیل واریانس تک عاملی مورد ارزیابی قرار گرفت و بخش پنجم جمع‌بندی، نتیجه‌گیری و پیشنهادات بیان شده است.

۲- ادبیات موضوع

۲-۱- مروری بر ادبیات شاخص‌های نابرابری چندبعدی و ویژگی‌های آنها

ادبیات نظری در مورد نابرابری چندبعدی به سه گروه تقسیم می‌شود. اولین بخش رویکرد موردبه‌مورد[1] است که برای محاسبه نابرابری چندبعدی، هر بعد به طور مجزا مورد تجزیه‌وتحلیل قرار می‌گیرد و هیچ ساختاری (جانشینی، مکمل) در رابطه بین ابعاد مختلف در نظر گرفته نمی‌شود. در این روش برای تجزیه‌وتحلیل نابرابری از شاخص نابرابری تک‌بعدی مانند ضریب جینی، معیارهای آنتروپی تعمیم‌یافته، شاخص اتکینسون استفاده می‌شود. همچنین در این روش نرخ جایگزینی بین ابعاد، توسط خانوار و اهمیت نسبی هر سهم در سبد مصرفی خانوار مشخص نیست. انتقاد وارد بر این رویکرد این است که به دلیل تجزیه‌وتحلیل مجزا هر یک از ابعاد رفاهی نمی‌توان در رابطه‌با وقوع نابرابری به‌صورت مشترک بین ابعاد رفاهی تصمیم‌گیری نمود. به‌عبارت‌دیگر معیار گزارش شده در هر بعد

[1] Item by Item

به‌صورت جداگانه نشان‌دهنده نابرابری مشترک در بین ابعاد نمی‌باشد.(Lugo, 2004) بخش دوم رویکرد تجمیعی[۲] می‌باشد که اطلاعات مربوط به کلیه ابعاد رفاهی باتوجه‌به (۱) ساختار وزن، (۲) درجه جایگزینی بین صفات و (۳) درجه تنفر از نابرابری در یک بعد تجمیع می‌شود و شاخص‌های نابرابری چندبعدی ترکیبی ساخته می‌شود.(Bourguignon,1999) ادبیات رویکرد تجمیعی شامل شاخص‌هایی که با استفاده از رویکرد بدیهی، توسعه یافته‌اند هستند. انتقاد اصلی در مورد شاخص‌های چندمتغیره این است که یک روش تجمیعی منجر به از دست‌دادن اطلاعات می‌شود و اینکه توسعه بدیهیات تجمیعی دشوار است (Tsui 1995,1999 ,Maasoumi 1999, Bourguignon 1999,). روش سوم رویکردی غیر تجمیعی [۳] است که از تکنیک‌های تسلط تصادفی برای تجزیه‌وتحلیل تغییرات نابرابری استفاده می‌کند. (Nilsson ,2010)

ویژگی‌ها را می‌توان به چهار دسته تقسیم کرد. مجموعه نخست از ویژگی‌ها بر این موضوع تأکید دارد که معیار نابرابری نباید تحت تبدیل‌های مشخص ماتریس دستاوردها، تغییر نماید. این ویژگی‌ها، ویژگی‌های تغییرناپذیری[٤] خوانده می‌شوند که عبارت‌اند از تقارن[٥]، تغییرناپذیری در تکرار[٦]، تغییرناپذیری با مقیاس[٧]. دسته دوم از ویژگی‌ها بر این مسئله تأکید دارند که باید میزان نابرابری همراه با تغییرات مشخص در ماتریس دستاوردها، افزایش یا کاهش یابد. این ویژگی‌ها، ویژگی‌های توزیعی[٨] نامیده می‌شوند که شامل

[2] Aggregative Approach

[3] Non Aggregative Approach

[4] Invariance properties

[5] Symmetry

[6] Replication invariance

[7] Scale invariance

[8] Dominance properties

ویژگی‌های یک نوایی[۹]، انتقال[۱۰]، بازآرایی[۱۱] و انتقال بُعدی[۱۲] است. مجموعه سوم از اصول، نابرابری کلی را به گروه‌های افراد یا گروه‌هایی از ابعاد مرتبط می‌سازد که ازاین‌رو ویژگی‌های زیرگروهی[۱۳] خوانده می‌شوند و سایر ویژگی‌ها که تضمین می‌نمایند معیار نابرابری در بازه معمول قرار گرفته و از پارامترهای رفتاری مناسب برخوردار باشد، ویژگی‌های فنی[۱۴] نامیده می‌شوند.

۲-۲- مروری بر مطالعات پیشین

باتوجه‌به اهمیت نابرابری درآمدی در اقتصاد، تاکنون مطالعات تجربی فراوانی انجام شده است که اکثریت این مطالعات در زمینه نابرابری تک‌بعدی و در سطح کشوری بوده و کمتر به نابرابری به‌صورت منطقه‌ای (استانی) پرداخته شده است. در این مطالعه تازه‌ترین مطالعات نابرابری چندبعدی و تک‌بعدی شرح داده می‌شود. اتکینسون و بورگینیون (۱۹۸۲) نابرابری بین کشورها را برحسب امید به زندگی، تأثیر مسکن نامناسب، درآمد پایین و عدم وجود سلامتی در ایجاد محرومیت و نابرابری ارزیابی نمودند. مهم‌ترین نتایج حاکی از میزان تفاوت نابرابری‌ها در بین ابعاد مورد بررسی در بین کشورها می‌باشد. (Atkinson & Bourguignon,1982) جاستینو (۲۰۰٤) نابرابری چندبعدی در ابعاد درآمد، آموزش، سلامت و نتایج مشارکت سیاسی خانوار برزیل در ۱۹۹٦ با استفاده از دو رویکرد تجربی مبتنی بر تحلیل توزیع مستقل ویژگی‌های رفاهی، پولی و غیرپولی ارزیابی نمودند. یافته‌ها پژوهش بیان می‌کند که تحلیل‌های اقتصادی که صرفاً براساس توزیع متغیرهای پولی است، به طور کامل نابرابری را نشان نمی‌دهد و میزان نابرابری در ویژگی‌های غیرپولی، را بیش از حد برآورد کند. (Justio, 2004)

---

[9] Monotonicity

[10] Transfer

[11] Rearrangement

[12] Distributional properties

[13] Subgroup properties

[14] Technical properties

اکیتا و امیاتا (۲۰۰۸) نابرابری چندبعدی با استفاده از داده‌های ماهانه مخارج مصرفی خانوارهای اندونزی طی دوره ۱۹۹٦-۲۰۰۲ برای مناطق شهری، روستایی را برآورد نمودند. یافته‌های نشان می‌دهد که بخش شهری با سطح سواد بالاتر سهم معناداری در نابرابری کل دارد. (Akita & Miat, 2008)کون دکنیک و همکاران (۲۰۰۹) نابرابری رفاه برای خانوارهای روسی در سطح زندگی مادی، سلامت و آموزش‌وپرورش با استفاده از شاخص ضریب جینی تعمیم‌یافته چندبعدی برآورد نمود. یافته‌ها حاکی از افرایش نابرابری در سطح زندگی مادی، سلامت و آموزش‌وپرورش بین خانوارهای روسی است. (Decancq Lugo, 2008) نیلسون (۲۰۱۰) نابرابری چندبعدی را با استفاده از سه رویکرد موردبه‌مورد، تجمیعی و غیر تجمیعی در کشور زامبیا در چهار بعد مخارج، آموزش، سلامت و زمین برای سال‌های ۱۹۹۸-۲۰۰٤ برآورد نمودند. مهم‌ترین نتایج حاکی از رابطه معکوس بین سطح و تغییرات نابرابری‌های غیرپولی با نابرابری مخارج می‌باشد. (Nelson, 2010) فیلیپ پوپپیتز (۲۰۱۷) بر اساس یک ضریب جینی تعمیم‌یافته چندبعدی و وزن‌های برآوردی، نابرابری اقتصادی چندبعدی را در بازه سال‌های ۲۰۰۰ تا ۲۰۱٦ محاسبه نمود. نتایج نشان می‌دهد که به طور متوسط نابرابری در دوره ۲۰۰۰- ۲۰۱٦ در مقایسه با وزن‌های برابر به طور قابل‌توجهی بالاتر است. علاوه بر این سرعت افزایش نابرابری چندبعدی در آلمان تا ۲۰۰٦ با نابرابری درآمد (تک‌بعدی) برابر بوده است. (Philipp Poppitz, 2017) تنهابوی و همکاران (۲۰۲۰) شاخص نابرابری چندبعدی اتکینسون در ویتنام با متمرکز بر چهار بعد حیاتی رفاه بشری مانند مصرف، آموزش، بهداشت و مسکن برای ویتنام در دوره ۲۰۰۰ تا ۲۰۲۰ برآورد نموده‌اند. نتایج حاکی از کاهش سطح نابرابری چندبعدی در برخی از ترکیبات مقادیر و پارامترها درجه جانشینی بین ابعاد و بیزاری جامعه از نابرابری است. (Bui & Erreygers, 2020.) خان و همکاران (۲۰۲۱) نابرابری تک‌بعدی و چندبعدی را برای مشاغل مختلف پاکستان در سطح استان‌ها بر اساس شاخص‌های ضریب جینی، اتکینسون و آنتروپی تعمیم‌یافته در سه بعد اصلی خدمات و اثاثیه بهداشتی، آموزشی و مسکن برآورد نمودند. نتایج نشان می‌دهد که نابرابری چندبعدی در بین همه مشاغل در سطح استان‌ها وجود دارد و میزان نابرابری تک‌بعدی در بین همه مشاغل به‌استثنای گروه خوداشتغالی که نابرابری مصرف بیشتری را تجربه کاهش‌یافته است.(Khan, Saboor & Shah, 2021)

از جمله مطالعات داخلی در ارتباط با موضوع نابرابری می‌توان به مطالعه ابونوری و ایرجی (۱۳۸۳) روند نابرابری هزینه (درآمد) در استان خراسان و کل کشور به تفکیک مناطق شهری و روستایی، در دوره ۱۳۵۰-۱۳۸۰ با استفاده از شاخص‌های نابرابری ضریب جینی و سهم دهک‌های درآمدی به روش پارامتریکی برآورد و مقایسه نمودند. بین سطح نابرابری اقتصادی مناطق شهری و روستایی استان خراسان و همچنین بین آنها با مناطق شهری و روستایی کل کشور از نظر آماری، اختلاف معناداری وجود نداشته است. (Abounoori, & Iraji, 2004) ابونوری و خوشکار (۱۳۸٦) به بررسی روند توزیع درآمد در استان هرمزگان و مقایسه آن با نابرابري در کل کشور طی برنامه دوم و سوم توسعه اقتصادي - اجتماعی پرداختند. کمتر بودن میانگین نابرابري مناطق روستایی و شهري استان هرمزگان از میانگین نابرابري در مناطق روستایی و شهري کل کشور به طور معناداري بوده است. نابرابري در مناطق روستایی استان هرمزگان از نابرابري مناطق شهري بیشتر بوده است. همچنین اجراي برنامه سوم توسعه اقتصادي - اجتماعی اثر معناداري در کاهش نابرابري استان هرمزگان در مقایسه با برنامه دوم نداشته است. (Abounoori & khoshkar ,2007)

رنجبر فلاح و داودی (۱۳۹۲) به برآورد، تجزیه و مقایسه شاخص‌های نابرابری تایل و اتکینسون بر حسب نابرابری درآمدی در درون و میان مناطق شهری و روستایی استان تهران طی برنامه‌های سوم و چهارم توسعه اقتصادی در سال‌های ۱۳۷۹ - ۱۳۸٦ پرداختند. بیشترین سهم از نابرابری درآمدی در استان تهران به ترتیب متعلق به مناطق شهری، مناطق روستایی و عامل بین‌گروهی بوده است. همچنین، نتایج برآورد الگوی تحلیل واریانس برای مقایسه آماری میانگین. نابرابری در سه سال اول برنامه‌های سوم و چهارم توسعه اقتصادی حاکی از آن است که تفاوت مشاهده شده از نظر آماری معنادار نیست. Ranjbar Fallah (& Davoudi ,2012) راغفر و همکاران (۱۳۹۷) شاخص نابرابری چندبعدی بورگینیون را برای مناطق شهری کشور در ابعاد درآمد، سلامت و آموزش همراه با نابرابری تک‌بعدی در ابعاد فوق با استفاده از شاخص‌های ضریب جینی و آنتروپی تعمیم‌یافته برای سال‌های منتخب (سه دوره ریاست‌جمهوری) برآورد نموده‌اند. نابرابری چندبعدی در دوره دوم نسبت به دو دوره، دیگر بدتر شده است و ضریب جینی تک‌بعدی در هر سه دوره برای بعد درآمد کاهش‌یافته، درحالی‌که در بعد سلامت افزایش‌یافته و بعد آموزش نیز در دوره دوم افزایش و در دو دوره دیگر کاهش‌یافته است. همچنین شاخص‌های آنتروپی محاسبه شده نیز در

هر سه دوره، برای هر سه بعد با نوساناتی همراه بوده است. (Raghfar, Safarzadeh Aliakbari Salami , (2018)) باباپور (۱۳۹۸) با استفاده از روش لرمن و ایتزاکی (۱۹۸۵) نقش انواع هزینه‌ها را بر میزان نابرابری خانوار شهری به‌صورت مجرا در دوره زمانی ۱۳۸۳-۱۳۹٦ بررسی نمود. نتایج مطالعه نشان داد که خانوارهای شهری طی این سال‌ها با کاهش درآمد مواجه بوده‌اند؛ بنابراین مخارج خود را از اقلام غیرضروری به سمت اقلام ضروری‌تر انتقال داده‌اند (Babapour ,2019) حنیفی و همکاران (۱٤۰۰) نابرابری چندبعدی به تفکیک مناطق شهری و روستای برای دوره زمانی ۱۳٦۳-۱۳۹۷ با استفاده از شاخص نابرابری بروگینیون برآورد نمودند. اندازه نابرابری چندبعدی در مناطق شهری نسبت به مناطق روستایی در دوره موردمطالعه کمتر بوده است. (Hanifi, Khodadadkashi, Mousavi Jahromi,2021) حسن‌وند و همکاران (۱٤۰۰) با استفاده از رهیافت معادلات هم‌زمان به بررسی رابطه بین نابرابری درآمد و پیچیدگی اقتصادی برای دوره زمانی ۱۳۷٤-۱۳۹۷پرداختند. نتایج حاصل از برآوردها نشان می‌دهد که افزایش نابرابری درآمد باعث افزایش در پیچیدگی اقتصادی شده، اما پیچیدگی اقتصادی باعث کاهش نابرابری درآمد می‌شود.(hasanvand, karimi, Falahati & khanzadi ,2022) ابونوری و روزی‌طلب (۱٤۰۱) اثرات اجرای برنامه‌های شش‌گانه توسعه بر نابرابری چندبعدی در ایران با استفاده از شاخص نابرابری چندبعدی جینی اسسیس کومار برنجی (۲۰۱۰) برای ابعاد رفاهی آموزش، مسکن، بهداشت و رفاه اجتماعی برای سال‌های ۱۳٦۳-۱٤۰۰ محاسبه و عملکرد آن را مورد ارزیابی قرار گرفت (Banerjee, 2010). اجرای برنامه‌های توسعه سبب افزایش نابرابری شده است و از بین برنامه‌های شش‌گانه توسعه، اجرای برنامه اول بر میزان نابرابری دارای اثر افزایشی و برنامه سوم و پنجم توسعه دارای اثر کاهشی بر نابرابری بوده‌اند و اختلافی بین اجرا و عدم اجرای سایر برنامه‌ها بر میزان نابرابری وجود نداشته است.(Abounoori & Roozitalab, 2022)

زبیدی و همکاران (۱٤۰۳) به بررسی تأثیر اندازه دولت بر توزیع درآمد در استان‌های ایران با استفاده روش گشتاورهای تعمیم‌یافته (GMM) طی دوره زمانی ۱۳۸۵-۱٤۰۰ پرداختند. بدین منظور از شاخص ضریب جینی نقاط شهری به‌عنوان شاخص نابرابری درآمد استفاده شده است. نتایج نشان می دهد که اندازه دولت استانی، نسبت شهرنشینی و تولید ناخالص داخلی سرانه بر سطح نابرابری درآمد استان‌ها اثر منفی و معنادار دارند. همچنین

نتایج نشان می دهد که متوسط بعد خانوار، نسبت وابستگی جمعیت و تراکم جمعیت اثر مثبت و معناداری بر ضریب جینی داشته‌اند.(Zobeidi, M. , khodapanah, M. and Montazer hojat, A. H. (2025)

مفتخری و همکاران (۱٤۰٤) به بررسی تاثیر نابرابری جنسیتی بر فرار مغزها در۴۰کشور در حال توسعه طی سال‌های۲۰۱۸-۲۰۰۲ با استفاده روش گشتاور تعمیم یافته پرداختند. نتایج برآورد مدل نشان می دهد شاخص نابرابری جنسیتی تأثیری غیرخطی بر فرار مغزها داشته است.شاخص نابرابری جنسیتی در سطوح پایین آن تاثیری منفی بر فرار مغزها برجای گذاشته است اما افزایش سطح شاخص نابرابری جنسیتی و عبور آن از سطح آستانه۰/٦۱۸، موجب تشدید فرار مغزها شده است.(Moftakhari, A. , Jafari, M. , Abounoori, E. and Nademi, Y. (2025)

مروری بر مطالعات انجام شده در زمینه نابرابری چندبعدی نشان می‌دهد که در اکثریت مطالعات انجام شده در خارج از کشور برای بررسی رفاه خانوار از معیارهای نابرابری چندبعدی استفاده شده است. همچنین تحقیقات داخلی انجام شده در زمینه چندبعدی در کشور بسیار محدود است و اکثریت این مطالعات به‌صورت تک‌بعدی (درآمد محوری) در سطح اقتصاد کلان کشور و منطقه‌ای انجام شده است و در برخی از مطالعات تحقیقاتی روند نابرابری در برخی از استان‌ها و عوامل مؤثر بر آن بررسی شده است. از طرف دیگر شاخص استفاده شده برای ارزیابی نابرابری ضریب جینی، آنتروپی تعمیم‌یافته و در برخی مطالعات شاخص تایل بوده است. در این مطالعه ضمن توجه به تفاوت بین مناطق در سطح کشور برای اندازه‌گیری نابرابری در استان بوشهر از ضریب جینی چندبعدی کومار بنرجی (۲۰۱۰) استفاده شده است (Banerjee, 2010).

۳- روش‌شناسی پژوهش

۳-۱- داده‌ها و روش برآوردی شاخص نابرابری چندبعدی

به پیروی از کومار بنرجی (۲۰۱۰) و ابونوری و روزی‌طلب (۱۴۰۲)، در این مطالعه به‌منظور بررسی روند نابرابری چندبعدی در استان بوشهر، ابتدا ضریب جینی چندبعدی در ابعاد رفاهی خوراک، آموزش، مسکن، پوشاک و کفش، بهداشت، خدمات و اثاثیه، حمل‌ونقل و

ارتباطات، تفریحات و سایر برای سال‌های ۱۳۶۳ - ۱۴۰۰، بر اساس ریز داده‌های بودجه خانوار به تفکیک مناطق شهري و روستایی استان بوشهر و کل کشور برآورده شد و سپس برای مقایسه میزان نابرابری بین مکان‌ها استان بوشهر و کل کشور، مناطق شهری استان بوشهر با شهری کل کشور و مناطق روستایی استان بوشهر با روستایی کل کشور از تحلیل واریانس[15] تک عاملی همراه با رگرسیون استفاده خواهد شد. شاخص جینی چندبعدی بنرجی (۲۰۱۰) بر مبنایی رویکرد تجمیعی، در دو مرحله به‌صورت زیر محاسبه می‌شود:

(۱)

$$\boldsymbol{S_{n\times m}=(s_{pj})\rightarrow A_{n\times m}=\left(\frac{s_{pj}}{\mu_{0j}}\right)\Rightarrow \tilde{A}_{m\times m}=A'_{m\times n}A_{n\times m}}$$

(S) ماتریس هزینه‌های خانوار در ابعاد رفاهی می‌باشد که عناصر آن برای تمام خانوارها $P=\{1,2,3,...,n\}$ و ابعاد رفاهی $j=\{1,2,3,...,m\}$ و μ_{0j} میانگین بعد j است و $\tilde{A}_{m\times m}$ یک ماتریس متقارن است. مرحله بعد محاسبه وزن هر یک از ابعاد رفاهی جامعه با استفاده از مقادیر ویژه است.

(۲)

$$\tilde{A}x=\lambda x\rightarrow(\tilde{A}-\lambda I)x=0$$
$$x\neq 0\rightarrow(\tilde{A}-\lambda I)=0\Rightarrow|\tilde{A}-\lambda I|=0$$

از بین مقادیر ویژه بزرگ‌ترین مقدار ویژه انتخاب و بردار ویژه متناظر با آن محاسبه می‌گردد:

(۳)

$$\tilde{A}_{m\times m}x_{m\times 1}=\lambda_{max}x_{m\times 1}\Rightarrow x_{m\times 1}=\tilde{A}^{-1}\lambda_{max}x$$

[15] Analysis of variance

با استفاده از بردار ویژه $x_{m\times1}$ و ماتریس $A_{n\times m}$ ، مجموع وزنی دستاوردهای افراد جامعه که در واقع نشان دهنده توزیع رفاه افراد است محاسبه می‌شود:

(۴)

$$y_{n\times1} = A_{n\times m}x_{m\times1}$$

و در نهایت ضریب جینی چندبعدی به‌صورت زیر محاسبه می‌شود:

(۵)

$$G^*(S) = 1 - \left[\sum_{p=1}^{n}\left((2r_p - 1)/n^2\right)\right] \times y_{n\times1}$$

r_p: رتبه غیرافزایشی خانوار p در بردار $y_{n\times1}$ و n: حجم نمونه می‌باشد. دامنه تغییرات شاخص فوق بین صفر (توزیع کاملاً برابر) و یک (توزیع کاملاً نابرابر) در نوسان است (Abounoori & Roozitalab, 2022). در این روش برخلاف سایر شاخص‌های مطرح شده در ادبیات نابرابری چندبعدی مانند تسوی (۱۹۹۹)، معصومی (۱۹۸۶)، بروگینیون (۱۹۹۹) دستاوردهای افراد در ابعاد رفاهی، جامعه شامل مقادیر غیرمنفی است و وزن ابعاد رفاهی به‌صورت درون‌زا برآورد می‌شود.

۲-۳- تصریح مدل

در این مطالعه برای مقایسه نابرابری استان بوشهر و کل کشور و همچنین مقایسه نابرابری بین مناطق شهری و روستایی کل کشور با استان بوشهر از ۳ نوع الگو تحلیل واریانس تک عاملی همراه با رگرسیون استفاده شده است. مدل‌های تصریح شده در **جدول ۱** ارائه شده است.

جدول ۱. تصریح الگوهای تحلیل واریانس تک عاملی

Table 1. Specification of one-factor analysis of variance mode

الگو	تصریح مدل	توضیحات
الگوی اول	$MG_{it} = \gamma_0 + \gamma_1 DT_{it} + U_{it}$	مقایسه نابرابری استان بوشهر و کل کشور
الگوی دوم	$MG_{it} = \gamma_0 + \gamma_1 DU_{it} + U_{it}$	مقایسه نابرابری مناطق شهری استان بوشهر و شهری کل کشور
الگوی سوم	$MG_{it} = \gamma_0 + \gamma_1 DR_{it} + U_{it}$	مقایسه نابرابری مناطق روستایی استان بوشهر و روستایی کل کشور

در رابطه فوق MGI ضریب جینی چندبعدی، DT، DU و DR به‌ترتیب متغیرهای مجازی تعریف شده برای مقایسه استان بوشهر و کل کشور، مقایسه نابرابری بین مناطق شهری استان بوشهر و شهری کل کشور و مقایسه نابرابری بین مناطق روستایی استان بوشهر و روستایی کل کشور می‌باشد.[۱۶]

۴- برآورد نابرابری در استان بوشهر و مقایسه آن با کل کشور

۴-۱- روند ضریب اهمیت (وزن نسبی) ابعاد رفاهی در سبد مصرفی خانوار استان بوشهر

باتوجه‌به هدف اصلی این مطالعه وزن نسبی هر یک از ابعاد رفاهی خوراک، پوشاک و کفش، مسکن، بهداشت، اثاثیه و خدمات، تفریحات و سرگرمی، حمل‌ونقل و ارتباطات، آموزش و سایر، خانوار استان بوشهر بر اساس مقادیر ویژه حاصل از حداکثر مقدار ویژه در ماتریس هزینه ای S [۱۷] در سال‌های ۱۳۶۳-۱۴۰۰ با استفاده از ریز داده‌های هزینه (درآمد) خانوار[۱۸] برآورده و نتایج آن در **جدول ۲** ارائه شده است.

---

[۱۶] در ادامه به منظور رعایت اختصار، از بیان واژه نابرابری چندبعدی خودداری و تنها به بیان واژه نابرابری اکتفا خواهد شد.

[۱۷] برای مطالعه در مورد جزئیات چگونگی محاسبه وزن ابعاد به مقاله کومار بنرجی (۲۰۱۲) مراجعه شود.

[۱۸] داده های خام خانوار در طی فرآیند داده کاوی از قبیل تجمیع گروه ها (نوشـــیدنی و دخانی، غذاهای آماده با گروه هزینه های خوارکی و گروه ارتباطات با حمل و نقل)، اسـتخراج داده ها مربوط به هر کد خانوار، تبدیل داده های ماهانه،، روزانه به سالانه توســط نـــرم افزارهـــا Excel 2013 ، SQL 2020، ۲۰۲۲ R Studio برای برآورد ضریب جینی چند بعدی استفاده شده است. واحد مورد مطالعه در این پژوهش خانوار است.

جدول ۲. وزن ابعاد رفاهی در سبد مصرفی خانوار استان بوشهر

مأخذ: با استفاده از ریز داده‌های بودجه خانوار در سال¬های ۱۳۶۳-۱۴۰۰ در نرم‌افزار Studio-2022 R برآورده شده است.

Table 2. The weight of welfare dimensions in the household consumption basket of Bushehr province

sourec: using the micro data of the household budget in the years 1984-2021 in R Studio-2022 software.

ابعاد رفاهی سال	خوراکی	پوشاک و کفش	مسکن	اثاثیه و خدمات منزل	بهداشت	حمل‌ونقل و ارتباطات	تفریحات و سرگرمی	آموزش	سایر
۱۳۶۳	۰٫۰۴۴	۰٫۰۵۹	۰٫۰۲۶	۰٫۰۳۲	۰٫۳۵۲	۰٫۱۱۶	۰٫۰۴۰	۰٫۰۴۸	۰٫۲۸۳
۱۳۶۴	۰٫۰۵۲	۰٫۰۹۱	۰٫۰۱۷	۰٫۱۱۹	۰٫۱۷۳	۰٫۰۵۷	۰٫۰۸۹	۰٫۰۵۳	۰٫۳۵۰
۱۳۶۵	۰٫۰۶۰	۰٫۰۳۰	۰٫۰۵۶	۰٫۰۴۳	۰٫۰۲۳	۰٫۶۱۷	۰/۰۹۶	۰٫۰۹۸	۰/۰۲۳
۱۳۶۶	۰٫۰۳۶	۰٫۰۷۵	۰٫۰۳۶	۰٫۱۰۷	۰٫۲۷۷	۰٫۱۲۹	۰٫۰۰۵	۰٫۲۲۱	۰٫۱۱۵
۱۳۶۷	۰٫۱۲۶	۰٫۰۶۷	۰/۰۱۶	۰٫۰۵۵	۰٫۳۲۹	۰٫۲۴۱	۰/۰۳۰	۰/۰۳۰	۰٫۱۰۶
۱۳۶۸	۰٫۲۳۰	۰٫۰۵۴	۰٫۰۳۴	۰٫۰۵۴	۰٫۰۲۷	۰٫۲۷۸	۰٫۱۰۶	۰٫۰۴۱	۰٫۱۷۵
۱۳۶۹	۰٫۰۰۶	۰٫۰۱۸	۰٫۰۰۱	۰٫۰۰۲	۰٫۰۹۵	۰٫۰۰۱	۰٫۰۰۲	۰٫۰۰۳	۰٫۰۳۵
۱۳۷۰	۰٫۰۲۹	۰٫۰۳۵	۰٫۰۳۱	۰٫۰۳۰	۰٫۱۰۳	۰٫۰۶۶	۰٫۳۵۸	۰٫۳۲۷	۰٫۰۲۱
۱۳۷۱	۰٫۰۳۹	۰٫۰۲۸	۰٫۰۳۹	۰٫۰۲۵	۰٫۳۷۷	۰٫۰۳۳	۰٫۲۲۱	۰٫۲۲۴	۰٫۰۱۴
۱۳۷۲	۰٫۰۰۷	۰٫۰۲۳	۰٫۰۴۸	۰٫۰۱۷	۰٫۷۹۰	۰٫۰۳۶	۰٫۰۳۴	۰٫۰۳۸	۰٫۰۰۷
۱۳۷۳	۰٫۰۰۳	۰٫۰۰۴	۰٫۰۰۱	۰٫۰۰۳	۰٫۳۲۰	۰٫۰۷۷	۰٫۰۰۲	۰٫۰۰۲	۰٫۶۰۳
۱۳۷۴	۰٫۰۰۳	۰٫۰۰۴	۰٫۰۰۱	۰٫۰۰۳	۰٫۳۲۰	۰٫۰۷۷	۰٫۰۰۲	۰٫۰۰۲	۰٫۶۰۳
۱۳۷۵	۰٫۰۰۸	۰٫۰۰۳	۰٫۰۱۳۶	۰٫۰۲۹	۰٫۶۸۷	۰٫۰۴۲	۰٫۱۰۶	۰٫۰۴۳	۰٫۰۶۸
۱۳۷۶	۰٫۰۰۹	۰٫۰۲۰	۰٫۰۱۲	۰٫۰۰۹	۰٫۶۰۹	۰٫۰۱۰	۰٫۰۴۳	۰٫۰۵۶	۰٫۲۳۲
۱۳۷۷	۰٫۰۱۵	۰٫۰۴۸	۰٫۰۸	۰٫۰۱۲	۰٫۰۴۰۲	۰٫۰۴۵	۰٫۰۳	۰٫۱۷۹	۰٫۱۸۹
۱۳۷۸	۰٫۰۲۹	۰٫۰۸۸	۰٫۰۲۰	۰٫۰۷۷	۰٫۱۰۱	۰٫۰۵۸	۰٫۲۳۲	۰٫۲۵۹	۰٫۱۳۶
۱۳۷۹	۰٫۰۲۴	۰٫۰۳۱	۰٫۰۲۲	۰٫۰۴۴	۰٫۶۲۴	۰٫۰۹۳	۰٫۰۴۳	۰٫۰۳۱	۰٫۰۸۹
۱۳۸۰	۰٫۰۰۹	۰٫۰۲۱	۰٫۰۱۱	۰٫۰۰۹	۰٫۰۰۶	۰٫۰۱۵	۰٫۳۴۰	۰٫۵۷۵	۰٫۰۱۵
۱۳۸۱	۰٫۰۲۷	۰٫۰۶۱	۰٫۰۲۰	۰٫۰۴۷	۰٫۴۱۹	۰٫۰۷۴	۰٫۱۲۹	۰٫۱۶۲	۰٫۰۵۹
۱۳۸۲	۰٫۰۲۱	۰٫۵۲	۰٫۰۹۲	۰٫۰۴۶	۰٫۰۳۳	۰٫۰۵۲	۰٫۲۱۸	۰٫۴۰۵	۰٫۰۷۹
۱۳۸۳	۰٫۰۰۱	۰٫۰۱۳	۰٫۰۱۴	۰٫۰۱۶	۰٫۰۳۳	۰٫۰۳۳	۰٫۰۳۳	۰٫۸۱۸	۰٫۰۳۹
۱۳۸۴	۰٫۰۴۲	۰٫۰۲۴	۰٫۰۱۱	۰٫۰۲۸	۰٫۷۷۴	۰٫۰۲۱	۰٫۰۳۱	۰٫۰۴۶	۰٫۰۲۳
۱۳۸۵	۰٫۰۳۱	۰٫۰۲۱	۰٫۰۰۲	۰٫۰۱۲	۰٫۸۶۸	۰٫۰۱۶	۰٫۰۲۸	۰٫۰۱۷	۰٫۰۰۵

۱۳۸۶	۰٫۰۳۳	۰٫۰۳۲	۰٫۰۱۱	۰٫۰۲۸	۰٫۸۸۳	۰٫۰۰۱	۰٫۰۰۱	۰٫۰۰۶	۰٫۰۰۵
۱۳۸۷	۰٫۰۲۹	۰٫۰۸۹	۰٫۰۲۰	۰٫۰۷۶	۰٫۱۰۱	۰٫۰۵۸	۰٫۲۳۲	۰٫۲۵۹	۰٫۱۳۶
۱۳۸۸	۰٫۰۱۰	۰٫۰۳۴	۰٫۰۳۰	۰٫۰۲۷	۰٫۵۴۹	۰٫۰۲۱	۰٫۲۴	۰٫۰۷۵	۰٫۰۱۴
۱۳۸۹	۰٫۰۲۸	۰٫۰۹۹	۰٫۰۲۲	۰٫۱۱۶	۰٫۱۸۹	۰٫۰۵۵	۰٫۱۰۱	۰٫۳۲۳	۰٫۰۶۶
۱۳۹۰	۰٫۰۲۶	۰٫۱۵۲	۰٫۰۱۶	۰٫۰۷۸	۰٫۰۸۵	۰٫۰۴۴	۰٫۴۷۶	۰٫۰۵۲	۰٫۰۷۲
۱۳۹۱	۰٫۰۰۳	۰٫۰۵۰	۰٫۰۰۰۱	۰٫۰۰۳	۰٫۰۱۵	۰٫۰۰۳	۰٫۸۵۹	۰٫۰۰۱	۰٫۰۶۹
۱۳۹۲	۰٫۰۲۰	۰٫۱۹۵	۰٫۰۱۸	۰٫۰۲۰	۰٫۲۹۱	۰٫۰۳۳	۰٫۲۶۱	۰٫۱۱۶	۰٫۰۴۵
۱۳۹۳	۰٫۰۲۰	۰٫۱۵۵	۰٫۰۱۶	۰٫۰۲۹	۰٫۰۶۰	۰٫۰۳۲	۰٫۵۴۶	۰٫۰۹۸	۰٫۰۴۶
۱۳۹۴	۰٫۰۱۴	۰٫۰۷۶	۰٫۰۱۰	۰٫۰۰۲	۰٫۶۲۵	۰٫۰۳۱	۰٫۱۶۱	۰٫۰۶۴	۰٫۰۱۶
۱۳۹۵	۰٫۰۲۰	۰٫۱۵۵	۰٫۰۱۹	۰٫۰۱۹	۰٫۰۸۴	۰٫۰۴۵	۰٫۵۵۵	۰٫۰۶۹	۰٫۰۳۳
۱۳۹۶	۰٫۰۱۶	۰٫۰۴۵	۰٫۰۱۰	۰٫۰۳۰	۰٫۰۰۳	۰٫۰۲۳	۰٫۰۷۶	۰٫۰۴۷	۰٫۰۷۵
۱۳۹۷	۰٫۰۱۵	۰٫۱۲۹	۰٫۰۱۶	۰٫۰۰۱	۰٫۰۰۸	۰٫۰۱۹	۰٫۷۳۳	۰٫۰۵۰	۰٫۰۳۰
۱۳۹۸	۰٫۰۲۳	۰٫۰۲۳	۰٫۰۱۷	۰٫۰۱۶	۰٫۰۷۰	۰٫۰۳۵	۰٫۳۸۶	۰٫۱۷۹	۰٫۰۴۴
۱۳۹۹	۰٫۰۲۰	۰٫۰۵۳	۰٫۰۲۱	۰٫۰۲۱	۰٫۲۱۶	۰٫۰۲۸	۰٫۱۵۸	۰٫۴۶۵	۰٫۰۱۸
۱۴۰۰	۰٫۰۲۱	۰٫۰۴۷	۰٫۰۱۸	۰٫۰۲۷	۰٫۱۵۸	۰٫۰۳۰	۰٫۱۲۱	۰٫۵۵۳	۰٫۰۲۶
میانگین	۰٫۰۳۰	۰٫۰۷۰	۰٫۰۲۲	۰٫۰۳۵	۰٫۲۹۲	۰٫۰۷۰	۰٫۱۹۴	۰٫۱۶۲	۰٫۱۰۷

۲-۴- -روند نابرابری در استان بوشهر در مقایسه با کل کشور

نابرابری برای مناطق شهری و روستایی کل کشور و استان بوشهر در سال‌های ۱۳۶۳-۱۴۰۰ با استفاده از ریز داده‌های هزینه (درآمد) خانوار[۱۹] برآورده و نتایج آن در **جدول ۳** شده است.

[۱۹] داده های خام خانوار در طی فرآیند داده کاوی از قبیل تجمیع گروه ها (نوشیدنی و دخانی، غذاهای آماده با گروه هزینه های خوارکی و گروه ارتباطات با حمل و نقل)، استخراج داده ها مربوط به هر کد خانوار، تبدیل داده های ماهانه،، روزانه به سالانه توسط نرم افزارها Excel 2013 ، SQL 2020، R Studio ۲۰۲۲ برای برآورد ضریب جینی چند بعدی استفاده شده است.

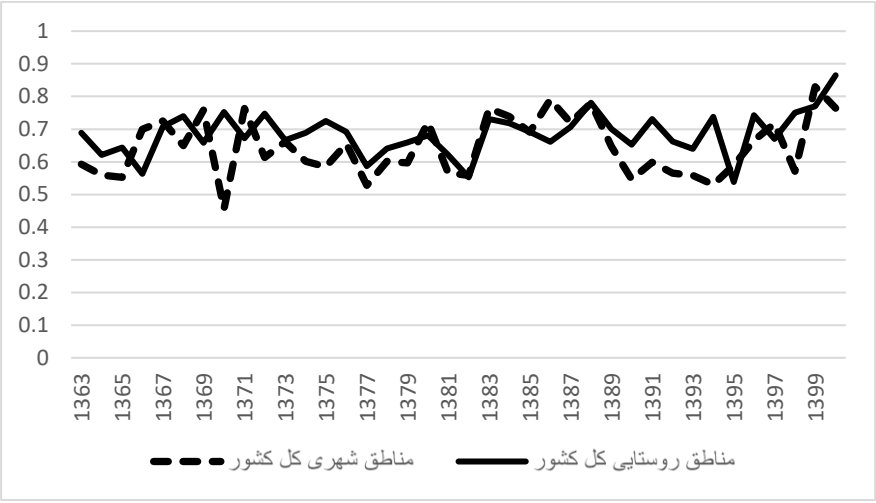
جدول ۳. ضریب جینی چند¬بعدی مناطق شهری و روستایی کل کشور و استان بوشهر
مأخذ.با استفاده از ریز داده‌های بودجه خانوار در سال¬های ۱۳۶۳-۱۴۰۰ در نرم‌افزارهای R Studio2022 و Excel 2013 برآورده شده است.

Table 3. Multidimensional Gini coefficient of urban and rural areas of the whole country and Bushehr province
sourec.:using the micro data of the household budget in the years 1984-2021 in R Studio 2022 and Excel 2013 software.

سال	کل کشور			استان بوشهر		
	مناطق شهری	مناطق روستایی	کل کشور	مناطق شهری	مناطق روستایی	کل استان
۱۳۶۳	۰/۵۹۲۹	۰/۶۸۹۲	۰/۶۲۲۵	۰/۶۳۰۹	۰/۶۸۸۹	۰/۶۴۳۲
۱۳۶۴	۰/۵۵۹۵	۰/۶۲۰۹	۰/۵۷۳۸	۰/۶۰۶۰	۰/۶۹۴۶	۰/۶۱۲
۱۳۶۵	۰/۵۵۲۸	۰/۶۴۳۸	۰/۵۶۴۷	۰/۷۶۹۶	۰/۶۶۰۹	۰/۷۸۳۷
۱۳۶۶	۰/۶۹۹۸	۰/۵۶۳۰	۰/۶۶۹۷	۰/۶۲۴۶	۰/۶۴۳۴	۰/۶۵۲۶
۱۳۶۷	۰/۷۲۴۸	۰/۷۰۶۹	۰/۷۲۰۰	۰/۶۸۰۵	۰/۶۵۰۶	۰/۶۷۱۸
۱۳۶۸	۰/۶۴۹۸	۰/۷۴۰۰	۰/۶۹۱۵	۰/۵۷۸۰	۰/۶۴۳۴	۰/۶۳۲۰
۱۳۶۹	۰/۷۵۷۹	۰/۶۵۸۳	۰/۷۵۸۶	۰/۵۶۰۷	۰/۸۱۸۵	۰/۷۹۲۲
۱۳۷۰	۰/۴۵۵۷	۰/۷۵۲۵	۰/۵۲۵۴	۰/۵۹۲۴	۰/۵۳۰۰	۰/۵۷۱۱
۱۳۷۱	۰/۷۶۳۶	۰/۶۷۱۷	۰/۷۵۹۰	۰/۶۳۱۳	۰/۸۰۷۹	۰/۷۹۳۰
۱۳۷۲	۰/۶۱۲۸	۰/۷۴۷۸	۰/۶۹۱۶	۰/۶۳۲۱	۰/۶۳۲۱	۰/۶۸۰۴
۱۳۷۳	۰/۶۶۱۳	۰/۶۶۶۱	۰/۶۵۳۴	۰/۷۶۴۶	۰/۸۱۹۸	۰/۷۴۶۷
۱۳۷۴	۰/۶۰۱۲	۰/۶۸۹۰	۰/۶۳۱۲	۰/۴۹۹۵	۰/۶۰۸۳	۰/۵۳۷۵
۱۳۷۵	۰/۵۸۵۳	۰/۷۲۵۲	۰/۶۴۸۶	۰/۶۷۸۸	۰/۴۷۸۲	۰/۶۶۹۲
۱۳۷۶	۰/۶۵۵۶	۰/۶۹۲۰	۰/۶۷۴۱	۰/۵۳۴۱	۰/۷۵۵۸	۰/۶۶۵۸
۱۳۷۷	۰/۵۲۸۲	۰/۵۸۷۰	۰/۵۶۳۴	۰/۵۵۳۱	۰/۵۲۵۵	۰/۵۰۲۱
۱۳۷۸	۰/۶۰۱۹	۰/۶۴۰۹	۰/۶۳۷۸	۰/۵۷۲۰	۰/۵۷۳۱	۰/۵۷۵۱
۱۳۷۹	۰/۵۹۶۴	۰/۶۵۹۰	۰/۶۲۰۸	۰/۴۸۴۰	۰/۶۶۵۶	۰/۵۹۹۱
۱۳۸۰	۰/۷۲۱۰	۰/۶۸۰۶	۰/۷۰۴۹	۰/۷۴۴۹	۰/۵۵۷۶	۰/۷۳۶۴
۱۳۸۱	۰/۵۶۶۰	۰/۶۲۰۷	۰/۵۹۷۱	۰/۵۷۸۵	۰/۴۹۳۶	۰/۵۱۵۹
۱۳۸۲	۰/۵۵۸۷	۰/۵۵۲۰	۰/۵۷۳۳	۰/۵۸۸۶	۰/۵۷۱۶	۰/۵۹۳۱
۱۳۸۳	۰/۷۶۳۱	۰/۷۳۱۳	۰/۷۴۸۷	۰/۸۵۴۷	۰/۸۳۳۷	۰/۸۶۰۰
۱۳۸۴	۰/۷۳۹۱	۰/۷۱۷۸	۰/۶۹۶۵	۰/۸۰۹۲	۰/۷۵۲۵	۰/۸۱۷۰
۱۳۸۵	۰/۶۹۰۹	۰/۶۹۱۸	۰/۶۳۷۸	۰/۸۷۸۰	۰/۷۱۸۳	۰/۸۴۴۱

۱۳۸۶	۰/۷۹۰۵	۰/۶۶۱۰	۰/۷۵۹۹	۰/۸۶۴۰	۰/۸۵۱۵	۰/۸۵۲۹
۱۳۸۷	۰/۷۲۰۱	۰/۷۰۶۷	۰/۷۰۴۸	۰/۷۹۶۹	۰/۸۳۹۲	۰/۷۸۵۱
۱۳۸۸	۰/۷۷۹۶	۰/۷۸۰۵	۰/۷۵۱۱	/۷۹۰۷	۰/۷۶۶۸	۰/۷۵۷۲
۱۳۸۹	۰/۶۴۶۷	۰/۷۰۰۱	۰/۶۳۵۱	۰/۵۹۲۶	۰/۶۴۸۸	۰/۶۰۱۶
۱۳۹۰	۰/۵۴۶۹	۰/۶۵۲۹	۰/۵۹۲۹	۰/۶۹۴۵	۰/۶۲۷۶	۰/۶۶۱۴
۱۳۹۱	۰/۵۹۸۳	۰/۷۳۰۶	۰/۶۶۳۲	۰/۸۶۸۴	۰/۸۵۰۵	۰/۸۳۸۰
۱۳۹۲	۰/۵۶۵۴	۰/۶۶۲۱	۰/۶۰۴۸	۰/۶۸۰۴	۰/۷۸۵۲	۰/۶۹۱۴
۱۳۹۳	۰/۵۵۸۰	۰/۶۴۰۱	۰/۵۹۵۷	۰/۷۳۷۵	۰/۷۴۴۷	۰/۷۳۷۴
۱۳۹۴	۰/۵۳۰۴	۰/۷۳۷۹	۰/۵۶۱۵	۰/۶۸۷۸	۰/۷۲۱۲	۰/۷۰۴۲
۱۳۹۵	۰/۵۸۹۹	۰/۵۳۸۲	۰/۵۶۹۷	۰/۷۴۶۹	۰/۷۵۵۷	۰/۷۴۷۹
۱۳۹۶	۰/۶۶۴۸	۰/۷۴۲۲	۰/۶۹۳۷	۰/۵۲۰۲	۰/۷۰۰۹	۰/۴۹۰۲
۱۳۹۷	۰/۷۱۷۴	۰/۶۷۰۶	۰/۷۳۳۰	۰/۸۸۶۷	۰/۷۱۹۳	۰/۸۳۵۱
۱۳۹۸	۰/۵۷۰۷	۰/۷۵۰۰	۰/۶۴۷۱	۰/۷۲۶۶	۰/۷۳۸۹	۰/۷۳۰۰
۱۳۹۹	۰/۸۲۹۹	۰/۷۷۰۱	۰/۸۲۴۷	۰/۶۱۵۲	۰/۶۸۲۶	۰/۶۵۲۸
۱۴۰۰	۰/۸۰۱۰	۰/۷۶۶۲	۰/۸۲۳۰	۰/۶۵۴۵	۰/۶۹۳۳	۰/۶۸۱۲
میانگین	۰/۶۴۷	۰/۶۸۷	۰/۶۶۲	۰/۶۷۷۸	۰/۶۹۰۸	۰/۶۹۴۰

نتایج ارائه شده در **جدول ۳** و **نمودار** انشان می‌دهد که نابرابری در مناطق شهری و روستایی کل کشور از روند ثابتی برخوردار نبوده است و روند نابرابری در مناطق شهری و روستایی تقریبا یکسان می‌باشد به گونه ای که در سال‌های ابتدای دهه ۷۰ نابرابری در مناطق شهری و روستایی با کاهش نسبی همراه بوده و در دهه ۸۰ روند افزایشی را تجربه نموده اند و در سال‌های پایانی به تدریج افزایش یافته است. همچنین براساس نتایج ارائه شده در **جدول ۳** میزان نابرابری در مناطق شهری کل کشور به طور متوسط حدود ۰/۰٤ بیشتر از مناطق روستایی کل کشور بوده است. افزون بر این، شکاف نابرابری بین مناطق شهری و روستایی در کل کشور از سال ۱۳٦۳ تا ۱۳۹٦ به‌استثنای سال‌های ۱۳۸۸ تا ۱۳۹٤ کاهش‌یافته است و از سال ۱۳۹۷ به بعد تدریج افزایش‌یافته است.



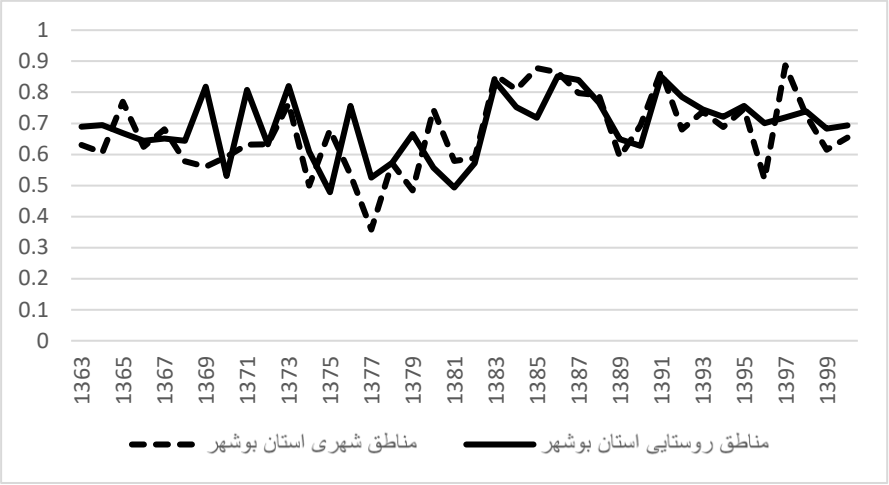
نمودار ۱. روند تغییرات ضریب جینی چندبعدی در مناطق شهری و روستایی کشور

مأخذ. **جدول ۳**

Figure 1. The trend of multidimensional Gini coefficient changes in urban and rural areas of the country

sourec .Table 3

نمودار ۲ به‌طورکلی نشان می‌دهد، نابرابری در مناطق روستایی نسبت به مناطق شهری در استان بوشهر بیشتر بوده است. شکاف نابرابری بین مناطق شهری و روستایی از سال ۱۳۶۳ تا ۱۳۸۲ در برخی از سال‌ها افزایش‌یافته و در برخی از سال‌ها کاهش‌یافته و از سال ۱۳۸۳ تا ۱۳۹۱ روند کاهشی را تجربه نموده و از سال ۱۳۹۲ به‌تدریج افزایش‌یافته است.



نمودار ۲. تغییرات ضریب جینی چند-بعدی مناطق شهری و روستایی استان بوشهر
منبع. **جدول ۳**

Figure 2. Changes in the multi-dimensional Gini coefficient of urban and rural areas of Bushehr province
sourec .Table 3

٤-۳. مقایسه نابرابری استان بوشهر در مقایسه با کل کشور

برای مقایسه نابرابری استان بوشهر و کل کشور همچنین مقایسه نابرابری مناطق شهری و روستایی استان بوشهر با مناطق شهر و روستایی کل کشور از الگو تحلیل واریانس تک عاملی با همراه رگرسیون استفاده شده است. نتایج برآورد الگوها (۱ تا ۳) در **جدول ٤** ارائه شده است.

جدول ۴. نتایج برآورد الگوهای تحلیل واریانس جهت مقایسه نابرابری

مأخذ: خروجی نرم‌افزارEviews10 بر اساس ضریب جینی چند¬بعدی محاسبه شده در **جدول ۳** می¬باشد.

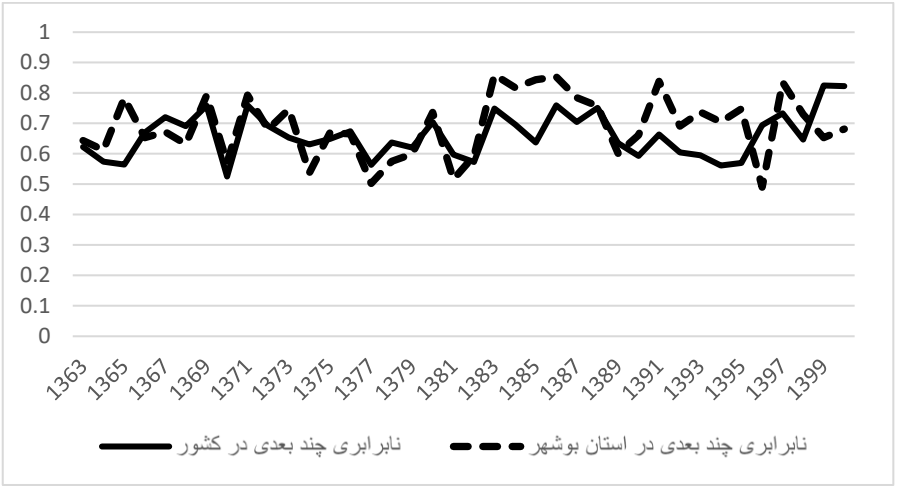
Table 4. The results of variance analysis patterns to compare inequality

Source: The output of Eviews10 software is based on the multidimensional Gini coefficient calculated in Table .

مقایسه نابرابری استان بوشهر و کل کشور						
الگوی اول	α_0		DT		آماره F	
	ضریب	آماره t	ضریب	آماره t	ضریب	سطح معناداری
	۰/٦٥٨	٤٥/١٩١**	۰/۰۲۹۹	١/٤٦٩*	۲/۱۵۸	۰/١٤٦
مقایسه نابرابری بین مناطق روستایی استان بوشهر و روستایی کل کشور						
الگوی دوم	α_0		DU		آماره F	
	ضریب	آماره t	ضریب	آماره t	ضریب	سطح معناداری
	۰/٥٩٧	٢١/٥٨٩**	۰/۰۳۰	١/٢٤*	۳/۱۱۸**	۰/۰٥۰
مقایسه نابرابری بین مناطق شهری استان بوشهر و شهری کل کشور						
الگوی سوم	α_0		DR		آماره F	
	ضریب	آماره t	ضریب	آماره t	ضریب	سطح معناداری
	۰/٦٣٤	٢٤/٦٦٨ **	۰/۰۰٦	۰/۲۷۷*	۲/۸۲۵ **	۰/۰٦٦

نکته * در سطح معناداری ۹۰٪ است. ** سطح معناداری ۹۵٪ است

نتایج برآورد الگوهای تحلیل واریانس در **جدول ٤** به‌طورکلی نشان می‌دهد که میزان نابرابری در استان بوشهر از کل کشور بیشتر و معنادار می‌باشد. به‌گونه‌ای که نابرابری در استان بوشهر به طور متوسط در سال‌های ١٣٦٣ - ١٤٠٠ به میزان ۰/۰۲۹۹ واحد از کل کشور بیشتر بوده و میزان نابرابری در مناطق شهری استان بوشهر به طور متوسط ۰/۰۳ از مناطق شهری کشور بیشتر است. همچنین نتایج برآورد مقایسه نابرابری بین مناطق روستایی استان بوشهر و روستایی کل کشور حاکی از آن است که نابرابری در مناطق روستایی استان بوشهر به طور متوسط ۰/۰۰٦ از مناطق روستایی کشور بیشتر بوده است.



نمودار ۳. روند تغییرات نابرابری در استان بوشهر و کل کشور
مأخذ:**جدول ۳**

Figure 1.The trend of changes in inequality in Bushehr province and the whole country sourec .Table 3

۵- جمع‌بندی، نتیجه‌گیری و پیشنهادات

باتوجه‌به ضرورت درنظرگرفتن تمامی اجزای سبد مصرفی خانوار و تأثیر نابرابری در توسعه مناطق در راستای برنامه‌ریزی اقتصادی، در این مطالعه تلاش شده است تا ضمن برآورد نابرابری به‌صورت چندبعدی در استان بوشهر روند نابرابری به تفکیک مناطق شهری و روستایی، در مقایسه با کشور نیز مورد ارزیابی قرار گیرد؛ بنابراین برای برآورد نابرابری به‌صورت چندبعدی در کل کشور و استان بوشهر از ریز داده‌های هزینه - درآمد خانوار در مرکز آمار ایران و شاخص ضریب جینی چندبعدی اسیس کومار بنرجی (۲۰۱۰) برای دوره زمانی ۱۳۶۳ -.۱۴۰۰ استفاده و برای مقایسه بین میزان نابرابری چندبعدی استان بوشهر با کل کشور ۳ نوع الگوی تحلیل واریانس تک عاملی همراه با رگرسیون برآورد شده است.

براساس نتایج این مطالعه مشاهده می‌شود که ضریب جینی چندبعدی در استان بوشهر و کل کشور از ضریب جینی تک‌بعدی (هزینه کل) گزارش شده بر اساس منابع رسمی (بانک مرکزی و مرکز آمار ایران) بالاتر می‌باشد که دلیل این امر این است که در بحث مطالعات نابرابری به‌صورت چندبعدی ابعاد رفاهی دیگری به‌جز درآمد نیز به مدل اضافه

شده و موردتوجه قرار می‌گیرد که وجود روابط و تعاملات پیچیده بین ابعاد رفاهی موردنظر، سبب می‌شود که ضریب جینی چند بعدی از ضریب جینی تک‌بعدی بیشتر باشد. به‌عنوان‌مثال هزینه‌های خانوار در بخش آموزش عمدتاً به تحصیلات و سطح فرهنگی آن‌ها وابسته است. خانواده‌هایی که تحصیلات بالاتری دارند و یا به دنبال ارتقای سطح فرهنگی هستند، ممکن است برای تحصیلات فرزندان خود هزینه بیشتری صرف کنند. همچنین، در مناطقی که تحصیلات به‌مراتب گران‌تر است، هزینه‌های خانوار برای این بخش بیشتر خواهد بود.بنابراین هرچقدر هزینه‌های آموزش بیشتر باشد، فرد احتمالاً شغل و درآمد بهتری در آینده خواهد داشت که به نوبه خود می‌تواند به افزایش هزینه‌های دیگری، مانند هزینه‌های بهداشتی، پوشاک و خوراک بپردازد که در نهایت به نابرابری بیشتر منجر خواهد شد. بنابراین به‌طورکلی، هر بخش از هزینه‌های خانوار ممکن است به یکدیگر وابسته باشد و تغییر در یک بخش ممکن است به تغییرات در سایر بخش‌ها منجر شود. به همین دلیل، برنامه‌ریزی دقیق و متعادل برای هزینه‌های خانوار اهمیت بسیاری دارد.

همچنین با مقایسه مقادیر ضریب جینی چندبعدي با ضریب جیني تک‌بعدی محاسبه شده توسط مراکز رسمی کشور مشاهده می‌شود که دامنه نوسانات شاخص نابرابري چندبعدي بزرگ‌تر از ضریب جیني تک‌بعدی می‌باشد. به طوری که در دوره مورد مطالعه طبق گزارشات مرکز آمار، ضریب جیني تک‌بعدیی در استان بوشهر و کشور دامنه (۰٫۴۲) تا (۰٫۳۲) اختیار کرده است. در حالی که دامنه نوسانات در ضریب جینی چندبعدی بین ۰٫۵۲ تا ۰٫۸۲ می‌باشد می‌توان دامنه بزرگتر نوسانات در شاخص نابرابري چندبعدي را به وجود نوسانات بیشتر در ابعاد رفاهی متفاوت نسبت به نابرابري تک‌بعدی نسبت داد.

از طرف دیگر نتایج مطالعه نشان می‌دهد که میزان نابرابری در مناطق روستایی استان بوشهر به دلیل دسترسی محدودتر به بسیاری از امکانات زندگی، آموزشی، بهداشتی و ... نسبت به شهرها و ترکیب این شاخص‌ها با یکدیگر بالاتر از مناطق شهری می‌باشد. افزون بر این نتایج برآورد الگوهای تحلیل واریانس نشان می‌دهد که میزان نابرابری در مناطق شهری استان بوشهر از میزان نابرابری مناطق شهری کل کشور به دلیل اختلاف زیاد در خصوص بهرمندی از ابعاد رفاهی با مناطق شهری کشور به طور معناداری بیشتر بوده است. همچنین نتایج نشان می‌دهد که میزان نابرابری در مناطق شهری و روستایی در کل کشور در بازه زمانی ۱۳۶۳ -۱۳۸۸ از روند ثابتی برخوردا نبوده و در سال‌های ۱۳۸۹ تا ۱۳۹٤

هم‌زمان با اجرای طرح هدف‌مندی یارانه‌های و همچنین افزایش سهم مخارج آموزشی و بهداشتی از مخارج عمومی دولت[۲۰] کاهش یافته و از سال ۱۳۹۵ به بعد بتدریج افزایش یافته است. بررسی دقیق‌تر حالت فوق نشان می دهد در شرایطی که دولت منابع مالی بیشتری را برای سرمایه‌گذاری در راستایی کاهش نابرابری در امور زیربنایی همچون آموزش و بهداشت در کشور صرف نموده است، به دلیل عدم سهولت دستیابی به امکانات آموزشی و بهداشتی در مناطق روستایی نسبت به مناطق شهری شکاف نابرابری بین مناطق شهری و روستایی افزایش یافته است.

در مجموع باتوجه به نتایج این مطالعه پیشنهاد می‌شود مسئولان و سیاست‌گذاران استان در هنگام تدوین برنامه‌های کاهش نابرابری و حرکت به سمت توسعه پایدار، ضمن توجه به عوامل تاثیرگذار بر نابرابری به کلیه ابعادی رفاهی در سبد مصرفی خانوار به‌ویژه ابعاد که دارای وزن و اهمیت بیشتری در رفاه خانوار هستند، به تفکیک مناطق و استان توجه نمایند.

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

Abounoori, E., & Abbasi Ghadi, R. (2007). Economic growth effect on poverty in Iran. *Iranian Journal of Economic Research, 9*(30), 23–52. https://ijer.atu.asdfac.ir/article_3647.html [In Persian]

Abounoori, E., & Khoshkar, A. (2007). Analysis of factors affecting economic inequality in Iran using micro data. *Islamic Economy, 8*(30), 99–122. https://eghtesad.iict.ac.ir/article_16700.html [In Persian]

[۲۰] بودجه دولت سال‌های (۱۳۸۹-۱۳۹٤)

Abounoori, E., & Khoshkar, A. (2007). Comparing income distribution in Hormozgan Province with Iran during the second and third socio-economic development plans. *Quarterly Journal of Quantitative Economics*, *4*(2), 69–83. https://www.noormags.ir/view/fa/articlepage/43042 [In Persian]

Abounoori, E., & Roozitalab, A. (2022). Effects of socio-economic development plans on multidimensional inequality in Iran. *International Journal of Business and Development Studies*, *14*(2), 57–69. https://doi.org/10.22111/ijbds.2022.7529 [In Persian]

Abounoori, E., & Roozitalab, A. (2023). Estimation of multidimensional Gini coefficient in comparison with the unidimensional in Iran. *Journal of Economic Research (Tahghighat-e-Eghtesadi)*, *58*(1), 1–23. https://doi.org/10.22059/jte.2023.93458 [In Persian]

Abounouri, E., & Iraji, F. (2004). Statistical comparison of income distribution between Khorasan Province and Iran as a whole (1971–2001). *Journal of Planning and Budgeting for Urban Development (JPBUD)*, *9*(1), 59–82. http://jpbud.ir/article-1-118-fa.html [In Persian]

Akita, T., & Miyata, S. (2008). Urbanization, educational expansion, and expenditure inequality in Indonesia in 1996, 1999, and 2002. *Journal of the Asia Pacific Economy*, *13*(2), 147–167.

Arslan Bad, M. (2013). Changes in income distribution in rural and urban areas of Iran. *Agricultural Economics and Development*, *12*(45), 141–147. https://www.sid.ir/paper/24408/fa [In Persian]

Atkinson, A. B., & Bourguignon, F. (1982). The comparison of multidimensioned distributions of economic status. *Review of Economic Studies*, *49*, 183–201.

Babapour, M. (2019). The role of different costs on the inequality of Iranian urban households. *Quarterly Journal of Quantitative Economics*, *16*(3), 33–66. https://doi.org/10.22055/jqe.2019.24805.1816 [In Persian]

Banerjee, A. K. (2010). A multidimensional Gini index. *Mathematical Social Sciences*, *60*(2), 87–93.

Bui, T. K. T., & Erreygers, G. (2020). Multidimensional inequality in Vietnam, 2002–2012. *Economies*, *8*(2), 29–38.

Decancq, K., & Lugo, M. A. (2009). Measuring well-being inequality with a multidimensional Gini index (pp. 60–71).

Hanifi, A., Khodadadkashi, F., & Mousavi Jahromi, Y. (2021). Measurement of the multidimensional inequality index in urban and rural areas of Iran during 1984–2018. *Journal of Economic Modelling Research (JEMR), 12*(43), 47–97. http://jemr.khu.ac.ir/article-1-2141-fa.html [In Persian]

Hasanvand, A., Karimi, M. S., Falahati, A., & Khanzadi, A. (2022). Investigating the relationship between economic complexity and income inequality in Iran: A simultaneous equations approach. *Quarterly Journal of Quantitative Economics*. https://doi.org/10.22055/jqe.2022.38495.2404 [In Persian]

Heidari, H., Abounoori, E., Jafari Samimi, A., & Nademi, Y. (2021). Estimation of urban and rural poverty and inequality in Hormozgan Province compared with Iran as a whole. *Economic Modelling, 15*(53), 1–24. https://doi.org/10.30495/eco.2021.1929050.2513 [In Persian]

Justino, P. (2004). *Multidimensional inequality: An empirical framework* (PRUS Working Paper No. 3). Poverty Research Unit at Sussex, University of Sussex.

Khan, A. U., Saboor, A., & Shah, A. H. (2021). Dynamics of multidimensional inequality across different occupations in Pakistan. *Social Indicators Research, 153*(1), 93–109.

Kolm, S.-C. (1977). Multidimensional egalitarianism. *Journal of Multivariate Analysis, 7*(2), 252–276.

Lugo, M. A. (2004, August). *On multivariate distributions of well-being: The case of Argentine provinces in the 1990s*. Paper presented at the General Conference of the IARIW, Cork, Ireland.

Maasoumi, E. (1986). The measurement and decomposition of multidimensional inequality. *Econometrica, 54*(1), 991–998.

Moftakhari, A. , Jafari, M. , Abounoori, E. and Nademi, Y. (2025). Investigating the effects of gender inequality on brain drain in developing countries. *Quarterly Journal of Quantitative Economics (JQE), 22*(3), 1-26. doi: 10.22055/jqe.2021.37203.2362.[in persion]

Nilsson, T. (2010). Health, wealth and wisdom: Exploring multidimensional inequality in a developing country. *Social Indicators Research, 95*(2), 299–323.

pirzadi, M. , Soufimajidpour, M. and mahmodzadeh, M. (2025). The spatial effects of financial inclusion on income inequality: A cross-provincial analysis. *Quarterly Journal of Quantitative Economics (JQE),* Article in Press. doi: 10.22055/jqe.2024.48106.2665.[in persion]

Poppitz, P. (2019). Multidimensional inequality and divergence: The Eurozone crisis in retrospect. *Journal of Economic Policy Reform, 22*(4), 119–129.

Raghfar, H., Safarzadeh, E., & Aliakbari Salami, F. (2018). Measurement of the multidimensional inequality index in urban areas of Iran. *Quarterly Journal of Economic Research (QJER), 18*(1), 127–154. http://ecor.modares.ac.ir/article-18-21262-fa.html [In Persian]

Ranjbar Fallah, M. R., & Davoudi, P. (2013). Inequality decomposition: Urban and rural areas of Tehran Province (2000–2007). *Journal of Economic Research (Tahghighat-e-Eghtesadi), 48*(4), 71–90. https://doi.org/10.22059/jte.2013.50575 [In Persian]

Seth, S., & Santos, M. E. (2018). *Multidimensional inequality and human development* (OPHI Working Paper No. 114). Oxford Poverty and Human Development Initiative.

Statistics Center of Iran. (2021). *Statistical data and information: Development indicators*. https://www.amar.org.ir [In Persian]

Tsui, K.-Y. (1995). Multidimensional generalizations of the relative and absolute inequality indices: The Atkinson–Kolm–Sen approach. *Journal of Economic Theory, 67*, 251–265.

UNDP. (2019). *Human development report 2019: Beyond income, beyond averages, beyond today—Inequalities in human development in the 21st century*. United Nations.

فصلنامه‌ی اقتصاد مقداری (بررسی‌های اقتصادی سابق) زمستان ۱۴۰۴ ۲۲(۴) ۱۲۶-۸۹



فصلنامه‌ی اقتصاد مقداری

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

رابطه تسهیلات بانکی و رشد اقتصادی ایران: شواهدی از ماتریس حسابداری اجتماعی مالی

رضا شاکری بستان آباد*، وحیده انصاری**

** دانشجوی دکتری اقتصاد کشاورزی، گروه اقتصاد کشاورزی، دانشکده کشاورزی، دانشگاه تهران، کرج، ایران.*

*** استادیار اقتصاد کشاورزی، دانشکده کشاورزی، دانشگاه تهران، کرج، ایران. (نویسنده‌ی مسئول).*

اطلاعات مقاله

تاریخ دریافت: ۱۳ خرداد ۱۴۰۲
تاریخ بازنگری: ۱۷ شهریور ۱۴۰۲
تاریخ پذیرش: ۱ آذر ۱۴۰۲

ارتباط با نویسنده مسئول:
ایمیل: vansari@ut.ac.ir
0000-0001-7400-8396

طبقه‌بندی JEL: *C82, E51, G21.*

واژگان کلیدی:
رکود تورمی، توسعه مالی، رشد اقتصادی، ماتریس حسابداری اجتماعی مالی.

آدرس پستی:
کرج، چهارراه دانشکده، دانشکدگان کشاورزی و منابع طبیعی دانشگاه تهران، دانشکده کشاورزی، گروه اقتصاد کشاورزی، کد پستی: ۷۷۸۷۱-۳۱۵۸۷

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: نویسنده‌ها هیچگونه حمایت مالی برای تحقیق، تألیف و انتشار این مقاله دریافت نکرده اند.

چکیده

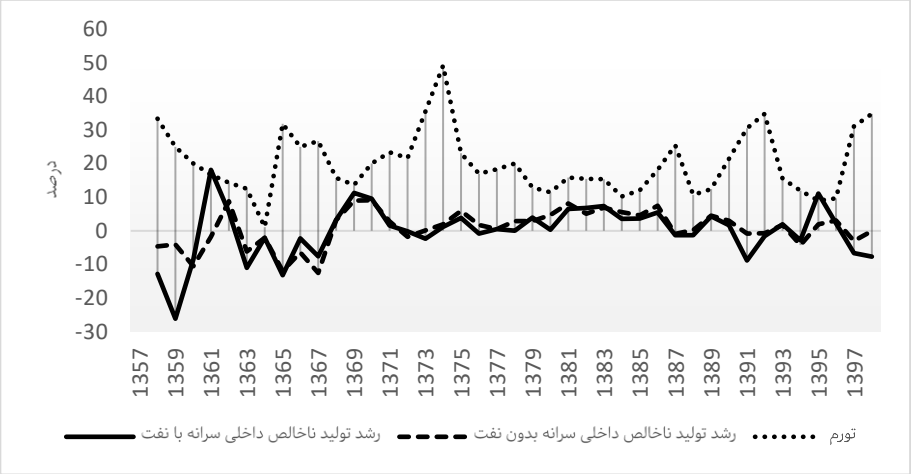
وجود پدیده رکود تورمی در اقتصاد ایران موجب کاهش درآمد سرانه حقیقی، قدرت خرید و افت تقاضای کل شده است. کاهش اجزای تقاضای کل و تداوم آن موجب آسیب دیدن توان تولیدی اقتصاد، کاهش رشد اقتصادی و تولید ناخالص داخلی خواهد شد. بنابراین باید راهکاری اندیشه شود تا رکود شکل گرفته در طرف تقاضای اقتصاد رفع شود. در این زمینه توسعه مالی و اعطای تسهیلات می‌تواند باعث تحریک تقاضا و ایجاد بسترهای لازم برای بازسازی فرآیندهای تولید شود. هدف مطالعه حاضر بررسی تاثیرپذیری رشد فعالیت‌های اقتصادی ایران از تسهیلات اعطایی به نهادهای اقتصادی-اجتماعی (شرکت‌های غیر مالی و خانوارها (به تفکیک گروه‌های درآمدی شهری و روستایی)) با رویکرد جدید ماتریس حسابداری اجتماعی مالی ایران است. بدین منظور با بهنگام‌سازی داده‌های جدول عرضه و مصرف اقتصاد ایران، ماتریس حسابداری اجتماعی مالی ایران برای سال ۱۳۹۷ تدوین شد. نتایج این پژوهش نشان می‌دهد تحریک تقاضای جاری خانوارها با تسهیلات جاری و تحریک تقاضای سرمایه-ای خانوارها و شرکت‌های غیرمالی با تسهیلات سرمایه‌ای باعث افزایش تولید فعالیت‌های اقتصادی در سطح مناسبی می‌شود. بنابراین با اعطای تسهیلات و تامین اعتبارات برای نهادها می‌توان زمینه تحریک تقاضا را فراهم کرد و انتظار بهبود تولیدات فعالیت‌ها و کاهش رکود را داشت. در این زمینه می‌توان با اتخاذ تدابیر و راهکارهایی نظیر اعطای تسهیلات خرید به مصرف‌کنندگان، زمینه رونق واحدهای تولیدی را فراهم کرد. همچنین با تسهیل دریافت تسهیلات سرمایه‌ای برای خانوارها و شرکت‌های غیر مالی می‌توان به تحرک‌بخشی سمت عرضه کمک کرد.

ارجاع به مقاله:
شاکری بستان آباد، رضا و انصاری، وحیده. (۱۴۰۴). رابطه تسهیلات بانکی و رشد اقتصادی ایران: شواهدی از ماتریس حسابداری اجتماعی مالی. *فصلنامه اقتصاد مقداری (بررسی‌های مقداری سابق)*، ۲۲(۴)، ۱۲۶-۸۹.
10.22055/jqe.2023.43964.2560

© 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

یکی از چالش‌های اساسی سال‌های اخیر در اقتصاد ایران وجود پدیده رکود تورمی است که با دامن زدن همزمان به معضل بیکاری و تحلیل ظرفیت‌های اشتغال‌زایی اقتصاد، درآمد سرانه حقیقی و قدرت خرید خانوارها را تضعیف کرده است و سبب افت تقاضای کل در اقتصاد شده است. این پدیده در اثر همزمانی افزایش نرخ تورم و کاهش رشد اقتصادی رخ می‌دهد. با نگاهی به **نمودار ۱** می‌توان به وضوح مشاهده نمود به جز چند سال اقتصاد ایران شاهد تورم‌های بالایی بوده است و در یک دهه اخیر در کنار تورم بالا، رشد اقتصادی و میزان تولید ناخالص داخلی نیز تنزل پیدا کرده است که موید وضعیت رکود تورمی در اقتصاد ایران است. در حالي‌که در اهداف برنامه‌هاي پنجم و ششم توسعه دستیابی به نرخ رشد اقتصادي معادل ۸ درصد تعیین شده، متوسط رشد اقتصادي کشور از سال ۱۳۹۱ تا ۱۳۹۸ نزدیك به صفر بوده است. مهمتر از متوسط رشد اقتصادي پایین کشور در سال‌هاي اخیر، نوسان زیادنرخ رشد اقتصادي کشور طي این سال‌ها (بین ۸/۸۳- و ۱۱/۱۳) می‌باشد. پیامد کاهش رشد اقتصادی و افزایش تورم در سال‌های اخیر، کاهش شدید درآمد سرانه حقیقی بوده است. به‌طوری‌که در **نمودار ۲** مشاهده می‌شود درآمد سرانه حقیقی از ۷۳/۷ میلیون ریال در سال ۱۳۹۰ به ٤٨/٧ میلیون ریال در سال ۱۳۹۸ رسیده است. به عبارتی در طی ۸ سال این درآمد کاهش ٣٤ درصدی داشته است. در واقع علي‌رغم افزایش درآمد اسمي خانوارها قدرت خرید هر فرد ایراني نسبت به سال ۱۳۹۰ حدود یك سوم کاهش یافته است.

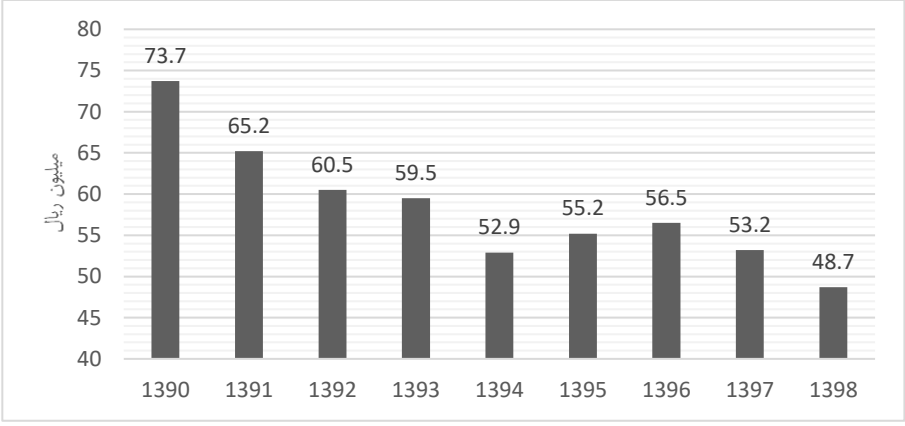


نمودار ۱. روند تورم و رشد اقتصادی اقتصاد ایران در بازه ۱۳۹۸-۱۳۵۷

مأخذ: بانک مرکزی ایران (۱۴۰۰) و محاسبات تحقیق

Figure 1. The trend of inflation and economic growth of Iran's economy in the period of 1978-2019

Source: Central Bank of Iran (2021) and research calculations



نمودار ۲. روند درآمد سرانه حقیقی در بازه زمانی ۱۳۹۸-۱۳۹۰

مأخذ: مرکز آمار ایران (۱۴۰۰) و محاسبات تحقیق

Figure 2. The real per capita income trend in the period of 2010-2018

Source: Statistical Center of Iran (2021) and research calculations

نتیجه وضعیت بالا کاهش اجزای تقاضای کل در اقتصاد ایران است. برای نمونه بر اساس آمار بانک مرکزی هزینه مصرف خصوصی سرانه از ۱۳۹۰ تا ۱۳۹۸ روند کاهشی داشته و از ۳۶/۹۳ میلیارد ریال به ۳۰/۱۸ میلیارد ریال به ازای هر هزار نفر رسیده است. به عبارت دیگر مصرف خصوصی سرانه در طول دوره ۱۳۹۸-۱۳۹۰، ۱۸/۲۶ درصد کاهش یافته است. بر اساس برآوردهای مرکز آمار ایران در سال ۱۳۹۱ (که سال اول اعمال تحریم‌ها به شمار می‌رود)، تشکیل سرمایه ثابت ناخالص رشد منفی ۲۶ درصدی را ثبت کرده است. همچنین، از سال ۱۳۹۷ همگام با جهش‌های متعدد نرخ ارز که یکی از عوامل مهم ایجاد عدم اطمینان در اقتصاد کشور بوده، سیر نزولی تشکیل سرمایه ثابت ناخالص (سرمایه‌گذاری) در اقتصاد طی سال‌های ۱۳۹۷ و ۱۳۹۸ تشدید شده است، به‌طوری‌که رشد تشکیل سرمایه ثابت ناخالص برای سال‌های مذکور به ترتیب معادل ۶/۹۳- درصد و ۵/۴۴- درصد ثبت شده است (Statistical Center of Iran, 2021 ؛ Central Bank of Iran, 2021). بنابراین کاهش اجزای اصلی تقاضای اقتصاد ایران در سال‌های اخیر و به ویژه قدرت خرید خانوارهای شهری و روستایی و به تبع آن کاهش شدید تقاضا خانوارها طی یک دهه اخیر کاملاً مشهود است. بدلیل اینکه اجزای تقاضای کل در واقع منابع رشد تولید محسوب می‌شوند، افت هر یک از آن‌ها کاهش رشد اقتصادی و تولید ناخالص داخلی را به همراه خواهد داشت.

کمبود تقاضا باعث می‌شود که واحدهای تولیدی با ظرفیت کمتری نسبت به ظرفیت واقعی خود فعالیت کنند یا از فرآیند تولید خارج شوند. می‌توان تأثیرات منفی از ظرفیت استفاده نشده در واحدهای تولیدی را در دو سطح، سطح بنگاه و سطح ملی، مورد بررسی قرار داد. در سطح بنگاه، ظرفیت استفاده نشده تأثیر منفی بر بهره‌وری بنگاه دارد و باعث می‌شود سودآوری بنگاه کاهش یابد و در مواردی که بنگاه نتواند به نقطه سر به سر تولید برسد، ضرر و زیان را متحمل می‌شود (Kuzegari Mamqani, 2013). همچنین، وجود ظرفیت استفاده نشده در بنگاه تولیدی باعث می‌شود هزینه تمام شده تولید کالا نسبت به بنگاه‌های رقیب بیشتر شود که در نتیجه بنگاه توان رقابتی خود را در مقابل سایر رقبا از دست خواهد داد که همه این موارد در بلندمدت می‌تواند بنگاه را به ورطهٔ ورشکستگی بکشاند (Hadi Zonooz & Bakhtiari, 2010). در سطح ملی، ظرفیت استفاده نشده بنگاه‌های تولیدی سبب می‌شود که از سرمایه ملی کشور به درستی استفاده نشود و بهره‌وری

کلی صنایع کاهش یابد که در نتیجه میزان صادرات به خارج کاهش یافته و در مقابل میزان واردات افزایش می‌یابد (Khodadad Kashi, 2010). همچنین، غیرفعال شدن ظرفیت واحدهای تولیدی، به صورت زنجیره‌ای بر کل زنجیره تأمین صنعت تأثیر منفی می‌گذارد و در نتیجه تقاضا برای مواد و قطعات اولیه کم شده، ظرفیت تولیدی بنگاه‌های تولیدکننده مواد و قطعات اولیه نیز کاهش خواهد یافت. این پدیده در علم اقتصاد، اثر شلاقی در زنجیره تأمین نامیده می‌شود (Chen, Drezner, Ryan, & Simchi-Levi, 2000). اما مهمترین پیامد منفی بلااستفاده ماندن ظرفیت بنگاه‌های تولیدی در سطح ملی، تبعات اجتماعی-فرهنگی ناشی از بیکار شدن نیروی شاغل است. چراکه با کاهش ظرفیت تولید واحدهای صنعتی بخشی از نیروی کار شاغل بیکار خواهند شد که معضلات و ناهنجاری‌های اجتماعی-فرهنگی به دنبال خواهد داشت (Kargarborzi, Jalai & Pourrezaqoli, 2013).

با توجه به مطالب ذکر شده باید راهکاری اندیشه شود تا این رکود شکل گرفته در طرف تقاضای اقتصاد رفع شود؛ چرا که یکی از مهم‌ترین عوامل تأثیرگذار بر رفاه اجتماعی کشورها دستیابی به نرخ رشد اقتصادي بالا بوده و همواره مورد توجه اقتصاددانان، برنامه-ریزان و سیاست‌گذاران بوده است. در این زمینه تاثیر توسعه مالي بر تقویت تقاضا و رشد اقتصادي يكي از موضوع‌هاي مورد بحث در میان اقتصاددانان بوده‌است و مباحث متعددی در این زمینه مطرح شده است. اقتصاددانانی نظیر گلداسمیت (۱۹٦۹)، مک مکینون (۱۹۷۳) و شاو (۱۹۷۳) در تحقیقات خود نشان دادند که میان توسعه مالی و رشد اقتصادی کشورها همبستگی مثبت وجود دارد. آن‌ها بر این باورند که بازارهای مالی دارای نقش کلیدی بر رشد اقتصادی هستند. در واقع نظام کارای مالی و بانکی سرمایه را از پس‌انداز کنندگان به دریافت‌کنندگان تسهیلات بانکی انتقال می‌دهد و با تأمین مالی پروژه‌های مولد، باعث تحریک تقاضا، افزایش تولید و رشد اقتصادی می‌شود (Goldsmith, 1969؛ McKinnon, 1973؛ Shaw, 1973؛ Moradi, Ghaffari Ismaili & Ahmadi, 2017).

در دو دهه گذشته اهمیت تسهیلات بانکی و توسعه مالی مورد توجه پژوهشگران داخلی بوده است و مطالعات متعددی در این زمینه از جنبه‌های گوناگون صورت گرفته است. مطالعات جعفری صمیمی و همکاران (۱۳۸۸)، ترابی و همکاران (۱۳۸۹)، سیفی پور (۱۳۸۹)، حسینی و همکاران (۱۳۹۰)، سعیدی و عباسی (۱۳۹۰)، هوشمند و دانش نیا (۱۳۹۰)، جوانبخت و سلامی (۱۳۹۱)، ابونوری و تیموری (۱۳۹۲)، عزیزی و بشرآبادی

(۱۳۹۳)، محمدنژاد و همکاران (۱۳۹٤)، دژپسند و بخارایی (۱۳۹۵)، فقه مجیدی و همکاران (۱۳۹٦)، ورهرامی و عوض نیا (۱۳۹٦)، سایه میری و همکاران (۱۳۹۷)، مهرآرا و همکاران (۱۳۹۸)، فتحی آقابابا و همکاران (۱۳۹۹) و حسین‌پور نادری و همکاران (۱٤۰۰) نمونه‌هایی از مطالعات گذشته در زمینه توسعه مالی و رشد اقتصادی است (Jafari Samimi, Torabi, Pikarjo & ؛Farhang, Rostamzadeh & Mohammadzadeh, 2010 ؛ Hossini, Ashrafi & Siami Araghi , 2012؛Seifi pour, 2010 ؛Abron , 2010 Javanbakht & ؛Hoshmand, & Daneshnia, 2012 ؛Saidi & Abbasi, 2012 Azizi & Mehrabi ؛Abounoori & Teimoury, 2013 ؛Salami, 2012 ؛Mohamadnejad, Fetras & Masoumi, 2015 ؛Boshrabadi, 2015 Feqhe Majidi, Ahmadzade & ؛Dezhpasand & Bokharayee., 2016 Sayehmiri, Omidi & ؛Vorhami & Avaznia, 2017 ؛Goudini, 2017 Fatthi Aghababa, ؛Mehrara, Ayin & Hokallahi, 2019 ؛Parvizfar, 2019 Hosseinpoor Naderi, Alijani & Nikoukar, ؛Azizi & Mahmmodzade, 2020 (2022.

در این مطالعات عموما از رهیافت‌های تعادل جزئی برای بررسی روابط بین متغیرهای مورد مطالعه استفاده شده است. این در حالی است که الگوهای تعادل جزئی به دلیل اینکه ارتباط و وابستگی متقابل بین بخش‌های اقتصادی، نهادهای اقتصادی-اجتماعی-مالی و عوامل تولید را نادیده می‌گیرند، نتایج قابل اعتمادی را ارائه نمی‌کنند و از این نظر ممکن است موجب گمراهی شوند. بنابراین باید از روش‌های تحلیل تعادل عمومی که اقتصاد کشور بصورت مجموعه‌ای بهم پیوسته در نظر می‌گیرند، استفاده شود.

مطالعه حاضر بر آن است تا با تدوین ماتریس حسابداری اجتماعی مالی[1] (FSAM) ایران، تاثیرپذیری رشد فعالیت‌های اقتصادی ایران از تسهیلات اعطایی به نهادهای اقتصادی-اجتماعی (شرکت‌های غیر مالی و خانوارها (به تفکیک گروه‌های درآمدی شهری و روستایی)) را ارزیابی کند. این رهیافت بر خلاف رهیافت تعادل جزئی، با لحاظ کردن جریان مالی بین نهادهای اقتصادی و با در نظر گرفتن حساب‌های مالی، موجبات تکمیل جریان دایره‌وار درآمد ملی فراهم آورده و تصویری جامع و شفاف از بخش‌های واقعی و مالی اقتصاد

[1] Financial Social Accounting Matrix

را بصورت همزمان ارائه می‌کند تا درک عمیق‌تری از عملکرد کل اقتصاد بدست آید. همچنین در این مطالعه، جداول عرضه و مصرف اقتصاد ایران برای سال ۱۳۹۷ بهنگام شده و بر اساس آن FSAM تدوین می‌شود که از این نظر نیز نسبت به سایر مطالعات نوآوری دارد. بدین منظور در ادامه مقاله، مبانی نظری توسعه مالی و رشد اقتصادی و مبانی نظری ماتریس حسابداری اجتماعی مالی ارائه می‌شود. سپس مطالعات گذشته در زمینه تاثیر تسهیلات و توسعه مالی مرور شده و روش‌شناسی پژوهش تشریح می‌شود. ارائه نتایج حاصله و تحلیل یافته‌ها بخش پایانی مقاله حاضر خواهد بود.

۲- مبانی نظری

۲-۱- تسهیلات بانکی و رشد اقتصادی

بانک‌ها به عنوان یکی از اصلی‌ترین بخش‌های بازار پول و همچنین بزرگترین و مهم‌ترین نهادهای فعال در این حوزه، نقش واسطه‌گری مالی را دارند. این نقش در اقتصادهایی که بر پایه بانک‌ها استوار هستند، مانند اقتصاد ایران، بسیار بیشتر است. بانک‌ها از یک سو با سازماندهی دریافت‌ها و پرداخت‌ها، تجارت و معاملات را آسان‌تر می‌کنند و بازارها را گسترش می‌دهند. از سوی دیگر، با تجهیز پس‌اندازهای کوچک و بزرگ و هدایت آن‌ها به سمت واحدهای تولیدی، زمینه‌های رشد و توسعه اقتصادی را فراهم می‌آورند و از طریق مکانیزم اعطای وام، به ایجاد و رشد ارزش افزوده در بخش‌های مختلف اقتصاد کمک می‌کنند (Fatthi Aghababa et al., 2020 ؛Awad & Al Karaki, 2019).

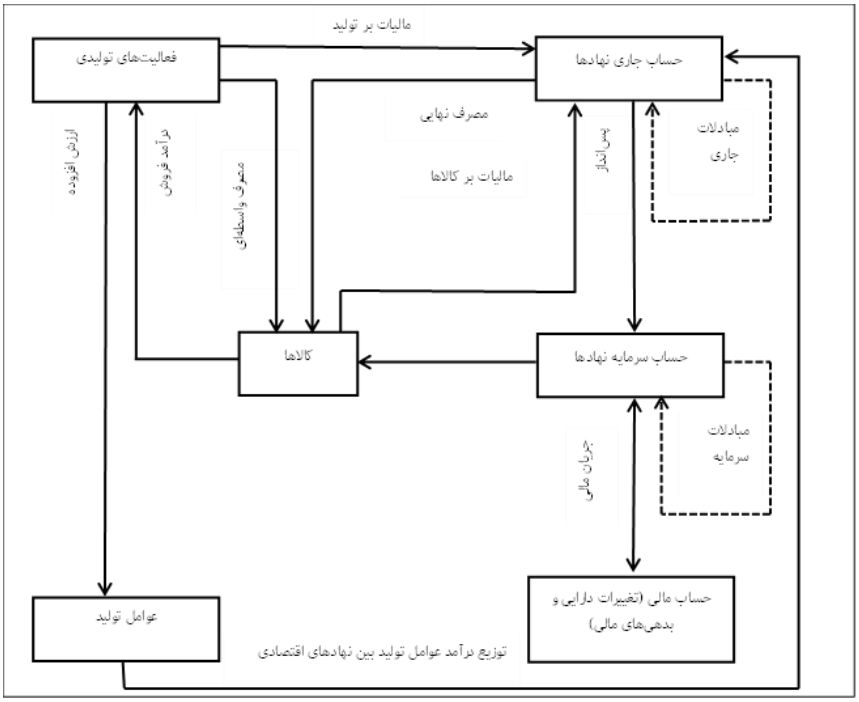
در رویکردهای تحلیلی تقاضامحور که مورد نظر پژوهش حاضر نیز است، مسیر تجهیز پس‌اندازها و تزریق آن به واحدهای اقتصادی و در نهایت تقویت تقاضای کل مورد تاکید است. در واقع نقش مفروض مخصوص بانک‌ها به عنوان وام‌دهندگان به طبقاتی از وام‌گیرندگان بانکی موجب افزایش وام‌هایی می‌شود که مخارج سرمایه‌گذاری (و مخارج مصرف‌کننده) را افزایش خواهند داد. بنابراین مشاهده می‌شود که با اعمال سیاست‌های پولی انبساطی از طریق افزایش در میزان سپرده‌های بانکی منجر به افزایش در میزان منابع بانکی و به دنبال آن افزایش در میزان وام‌دهی بانک شده که این امر منجر به تزریق منابع بانکی به بخش‌های مختلف اقتصادی از طریق وام و تسهیلات پرداختی می‌شود که افزایش در سرمایه‌گذاری رونق تولید و رشد اقتصادی را به دنبال دارد (Shahchera & Naini,

2011). بطور دقیق‌تر تجهیز پس‌اندازها و اعطای تسهیلات به نهادهای اقتصادی توسط بانک‌ها، باعث تحریک تقاضای مصرفی و سرمایه‌ای می‌شود. وقتی تقاضا افزایش می‌یابد، ابتدا تولید به همان اندازه افزایش می‌یابد. سپس تقاضا برای عوامل تولید و کالاهای واسطه‌ای افزایش می‌یابد که افزایش کالاهای واسطه‌های خود موجب افزایش تولید فعالیت‌ها می‌شود. در این صورت کالاهای بیشتری تولید می‌شود و درآمد صاحبان عوامل تولید افزایش پیدا می‌کند. صاحبان عوامل تولید قسمتی از درآمد بدست آمده را متناسب با میل نهایی به مصرف خود، صرف مخارج مصرفی می‌کنند. بنابراین تولید و درآمد دوباره به اندازه افزایش مصرف صاحبان عوامل تولید افزایش یافته و به جریان افزایش درآمد افزوده می‌گردد. بار دیگر دریافت‌کنندگان این افزایش در مخارج (دریافت‌کنندگان پول‌هایی که صاحبان عوامل تولید خرج کرده‌اند) مقداری از این درآمد را مصرف می‌کنند، پس دوباره محصول و درآمد افزایش می‌یابد ولی کمتر از حالت قبل. این جریان به همین شکل و به طور نامحدود ادامه می‌یابد. به این ترتیب ضریب فزاینده به صورت مجموع افزایش‌های ایجاد شده در مخارج بر اثر افزایش تقاضا در یک مجموعه پویا شکل می‌گیرد. حال بسته به آنکه اعطای تسهیلات برای تقاضای مصرفی یا سرمایه‌گذاری است، می‌تواند اثرات تولیدی متفاوتی داشته باشد (Ansari, 2009 ؛Branson, 2003).

۲-۲- مبانی نظری ماتریس حسابداری اجتماعی مالی

ادغام بخش واقعی و مالی اقتصاد یکی از موضوعات مورد توجه اقتصاددانان بوده است. مطالعات تجربی که تلاش کرده‌اند اطلاعات جریان منابع مالی را وارد مدل‌های کمی اقتصادی کنند در دو گروه قابل تقسیم‌بندی هستند. گروه اول از تکنیک‌های اقتصاد سنجی برای ساخت مدل‌های جریان منابع مالی استفاده کردند. پیشگامان این گروه شامل داوسون (۱۹۵۸)، توبین (۱۹۶۹) و کوهن (۱۹۶۳،۱۹۶۸) می‌باشند. این گروه از مطالعات به مدل‌های تعادل عمومی قابل محاسبه مالی توسعه داده شدند (Dawson, 1958؛ Tubin, 1969؛ Cohen, 1963, 1968). در مقابل، گروه دوم مطالعات از تکنیک ماتریس استفاده کرده‌اند و به دو زیر گروه تقسیم شده‌اند. گروه اول بطور مستقیم از اطلاعات جریان منابع مالی استفاده کردند که استون (۱۹۶۶) و کلین و همکاران (۱۹۸۳) از پیشگامان این گروه می‌باشند (Stone, 1966؛ Klein, Klein & Welfe, 1983). آن‌ها روش‌هایی را پیشنهاد دادند که ترازنامه جریان منابع مالی به ماتریس مربع تبدیل شود. در این صورت می‌توان بصورت

گسترده در تحلیل‌های داده-ستانده برای مطالعه جریان منابع مالی استفاده کرد. گروه دوم ماتریس حسابداری اجتماعی مالی (FSAM) را توسعه دادند که در واقع ادغام جریان منابع مالی با چارچوب ماتریس حسابداری اجتماعی (SAM) بود. رو (۱۹۸۵) پیشگام مطالعاتی بود که یک رهیافت برای تفکیک حساب سرمایه و ابزارهای مالی پیشنهاد داد (Roe, 1985). بعد از آن رابینسون (۱۹۹۱) یک چارچوب عملی را برای تدوین ماتریس حسابداری اجتماعی مالی را فراهم کرد. مشخصه بارز FSAM توانایی آن در مشخص نمودن منابع مالی بصورت دارایی‌های مالی متنوع است (Robinson, 1991). در **نمودار ۳** گردش دایره وار درآمد در چارچوب FSAM نشان داده شده است.



نمودار ۳. گردش دایره‌وار درآمد در چارچوب ماتریس حسابداری اجتماعی مالی
مأخذ: لی، ۲۰۰۸

Figure 3. Circular circulation of income in the framework of the social and financial accounting matrix
Source: Li, 2008

تفاوت FSAM با SAM متعارف در این است که اولا در FSAM حساب سرمایه به نهادهای اقتصادی مختلف تفکیک شده است، دوما نقش این حساب در FSAM با SAM متفاوت است. نقش حساب سرمایه در SAM ثبت پس‌انداز نهادهای اقتصادی (بنگاه‌ها، خانوارها و دولت) و تخصیص آن به سرمایه‌گذاری در دارایی‌های فیزیکی است. اما در حساب سرمایه FSAM دارایی‌هایی فیزیکی و مالی نهادها از هم تفکیک شده و آن بخشی از پس‌اندازها که به دارایی‌های مالی اختصاص پیدا کرده را ثبت می‌کند. این دارایی‌ها از طریق ابزارهای مالی نظیر تسهیلات، اوراق مشارکت و سهام به عنوان بدهی مالی دوباره به سیستم تزریق می‌شوند. سوما FSAM دارای حساب مالی است که تغییرات دارایی‌ها و بدهی‌های مالی نهادها را در یک دوره معین (یک سال) نشان می‌دهد. این حساب مالی با مبادلات مالی که با حساب سرمایه نهادهای اقتصادی دارد، موجب تاثیرگذاری بر کل اقتصاد می‌شود (Li, 2008؛ Wong & lee, 2009).

۳- پیشینه تحقیق

طبق بررسی‌های انجام شده، در خارج و داخل کشور پژوهش‌هایی به بررسی رابطه تسهیلات و رشد اقتصادی با رهیافت اقتصادسنجی پرداخته‌اند. به عنوان نمونه در خارج از کشور، لاوال و ایمام (۲۰۱۶) مطالعه‌ای را تحت عنوان بانکداری و رشد اقتصادی بر اساس مشاهدات تجربی کشور نیجریه انجام دادند. نتایج این پژوهش با استفاده داده‌های فصلی سری زمانی طی سال‌های ۲۰۱۲-۲۰۱۵ نشان داد که رابطه قوی مثبت بین تامین مالی بانک‌های اسلامی و رشد اقتصادی نیجریه وجود دارد (Lawal & Imam, 2016). احمد و احسان (۲۰۱۸) تاثیر تامین مالی اسلامی بر رشد اقتصادی پاکستان را با استفاده از داده‌های سری زمانی طی سال‌های ۲۰۰۶-۲۰۱۵ را به صورت فصلی ارزیابی کردند. نتایج این مطالعه بیانگر وجود رابطه بلندمدت مثبت بین تامین مالی و رشد اقتصادی کشور پاکستان بود (Ahmad & Ihsan, 2018). مرور مطالعات داخلی در این زمینه نیز به اختصار در بخش مقدمه بیان شده است.

FSAM در تعداد زیادی از تحقیقات خارجی تدوین شده و برای تجزیه و تحلیل‌های اقتصادی استفاده شده است. به عنوان مثال، لی (۲۰۰۸) در پژوهش خود با استفاده از داده‌های ۲۰۰۲ چین، FSAM را تدوین کرده و با کمک این ماتریس، جریان‌های

مالی در اقتصاد چین را مورد بررسی قرار داده است. نتایج این مطالعه نشان داد که ضرایب فزاینده در تمام حساب‌ها (تولید، درآمد عوامل تولید و درآمد نهادهای داخلی جامعه) بیشتر از ضرایب فزاینده در SAM است. لی می‌گوید که این افزایش در ضرایب فزاینده در FSAM، نشان‌دهنده اثرات القایی از طریق پس‌اندازهای نهادی و کانال‌های مهم از این پس‌اندازها به سمت سرمایه‌گذاری فیزیکی بنگاه‌ها است (Li, 2008). وانگ و همکاران (۲۰۰۹) در مطالعه خود به بررسی ساختار کلی چارچوب FSAM و مفاهیم نظری آن پرداخته‌اند (Wong & lee, 2009). لانگ و سرجیو (۲۰۱۲) با ادغام جریان‌های مالی و درآمدی با ماتریس داده –ستانده یک SAM و FSAM برای سال ۲۰۰٤ کانادا تدوین کرده‌اند. آن‌ها در این مطالعه به منظور ارزیابی میزان ارتباط بخش واقعی و مالی، ضرایب فزاینده SAM و FSAM را محاسبه و مقایسه کردند. نتایج این تحقیق نشان داد که ضرایب فزاینده در FSAM به طور متوسط ٤ درصد بیشتر از ضرایب فزاینده در SAM است (Leung & Secrieru, 2012). توآتی و خرباچی (۲۰۱٦) در مطالعه‌ای به ارزیابی تأثیرات تغییرات ساختاری در بخش مالی بر اقتصاد الجزایر با استفاده از FSAM پرداختند. بدین منظور FSAM برای اقتصاد الجزایر را برای سال‌های ۲۰۰۳ و ۲۰۱۱ تدوین کردند و تاثیر تغییرات ساختاری در بخش مالی بر تولید، درآمد و پس‌انداز را مورد بررسی قرار دادند (Touati & Kherbachi, 2016).

در میان پژوهش‌های داخل کشور FSAM تنها در دو مطالعه تدوین شده است. جوانبخت (۱۳۸۹) ماتریس حسابداری اجتماعی مالی ایران را بر اساس اطلاعات سال ۱۳۸۰ به ابعاد ۱۲۵ در ۱۲۵ تدوین کرده است. در این مطالعه ماتریس حسابداری اجتماعی مالی به عنوان پایه آماری الگوی تعادل عمومی قابل محاسبه مالی مورد استفاده قرار گرفته است (Javanbakht, 2009). در مطالعه‌ای دیگر بزازان و سیفی شهپر (۱۳۹٤) ماتریس حسابداری اجتماعی مالی ایران را بر اساس اطلاعات سال ۱۳۷۸ تدوین کرده‌اند. نتایج این مطالعه نشان داد که در تمام حساب‌ها، ضرایب فزاینده FSAM بزرگتر از ضرایب SAM است. همچنین در FSAM با تزریق یک واحد در هر یک از اقلام برونزا، بخش فعالیت‌هاي واسطه‌گري مالی پس از بخش کشاورزي بیشترین افزایش درآمد را براي عوامل تولید و نهادهاي داخلی جامعه در کل اقتصاد ایجاد می‌کند (Bazzazan & Seifi shahpar, 2015).

مرور مطالعات صورت گرفته حاکی از آن است که در ایران پژوهشگران توجه کمتری به ماتریس حسابداری اجتماعی مالی داشته‌اند. همچنین در خارج و داخل کشور گر چه رابطه تسهیلات با رشد اقتصادی با رهیافت اقتصادسنجی تحلیل شده ولی در هیچ مطالعه‌ای این رابطه به تفکیک بخش‌های اقتصادی از طریق FSAM مورد ارزیابی قرار نگرفته است. از این رو مطالعه حاضر بر آن است تا FSAM را برای اقتصاد ایران با استفاده از داده‌های بهنگام‌شده سال ۱۳۹۷ و به شکل گسترده (ابعاد ۲۵۷*۲۵۷) تدوین کند و تاثیر تسهیلات اعطایی بانک‌ها را بر رشد فعالیت‌های اقتصادی را بررسی کند.

۴- روش تحقیق

ساختار کلی ماتریس حسابداری اجتماعی مالی شامل سه ناحیه است. ناحیه یک این ماتریس دربرگیرنده مبادلات بخش واقعی اقتصاد است که با مبادلات SAM برابر است. ناحیه دوم تغییرات پس‌انداز و تشکیل سرمایه ثابت ناخالص و همچنین مبادلات سرمایه‌ای را نشان می‌دهد. ناحیه سوم منطقه حساب مالی است که جریان دارایی‌ها و بدهی‌های مالی را نشان می‌دهد. این بخش نشان‌دهنده ارتباط بخشی واقعی و مالی اقتصاد است (Wong & lee, 2009).

به منظور عملیاتی کردن ماتریس حسابداري اجتماعی مالی و محاسبه ضرایب فزاینده، همانند ماتریس حسابداری اجتماعی حساب‌هاي درونزا و برونزا باید از هم تفکیک گردند. حساب‌هاي درونزا شامل دو زیر حساب است: الف- حساب‌هاي طرف واقعی اقتصاد که شامل حساب تولید، حساب عوامل تولید و حساب جاري نهادها (خانوارها، شرکت‌های مالی و شرکت‌های غیرمالی) می‌باشد. ب- حساب‌هاي طرف مالی اقتصاد که شامل حساب سرمایه (خانوارها، موسسات مالی، شرکت‌های غیرمالی) و حساب مالی (پول نقد و سپرده، اوراق بهادار، ذخیره فنی بیمه و سایر حساب‌ها) است. حساب‌هاي دولت، بانک مرکزی، دنیاي خارج، طلاي پولی و حق برداشت مخصوص[۲]، ذخایر قانونی بانک مرکزی، وام‌ها و

[۲] طلاي پولی و حق برداشت مخصوص دارایی‌هاي مالی هستند که در قبال آنها هیچگونه بدهی مالی منظور نمی‌شود. مبادلات مربوط به طلاي پولی شامل خرید و فروش طلا بین بانک‌هاي مرکزي است و مبادله آن مطابق با ترتیبات دوجانبه بین بانک‌هاي مرکزي یا در بازارهاي سازمان یافته صورت می‌گیرد.

اوراق مشارکت دولتی نیز در قالب حساب‌هاي برونزا ارائه شده است. چارچوب ماتریس حسابداري اجتماعی مالی در قالب حساب‌هاي درونزا و برونزا در **جدول ۱** ارائه شده است.

جدول ۱. چارچوب ماتریس حسابداري اجتماعی مالی در قالب حساب‌هاي درونزا و برونزا
مأخذ: بزازان و سیفی شهپر، ۱۳۹٤

Table 1. Social financial accounting matrix framework in the form of endogenous and exogenous accounts
Source: Bazzazan and Seifi Shahpar, 2014

حساب‌ها		حساب‌های درونزا		حساب‌های برونزا	کل
		حساب‌های طرف واقعی اقتصاد (R)	حساب‌های طرف مالی اقتصاد (F)	سایر حساب‌ها	
حساب‌های درونزا	حساب‌های طرف واقعی اقتصاد (R)	T^{RR}	T^{RF}	X^{R}	Y^{R}
	حساب‌های طرف مالی اقتصاد (F)	T^{FR}	T^{FF}	X^{F}	Y^{F}
حساب‌های برونزا	سایر حساب‌ها	L^{R}	L^{F}	R	Y^{L}
کل		Y'^{R}	Y'^{F}	Y'^{L}	

درایه‌هاي **جدول ۱** بیانگر مفاهیم زیر هستند:

T^{RR}: ماتریس مبادلات متقابل میان حساب‌هاي طرف واقعی اقتصاد، T^{RF}: ماتریس دریافت‌هاي حساب‌هاي طرف واقعی از حساب‌هاي طرف مالی اقتصاد، T^{FR}: ماتریس پرداخت‌هاي حساب‌هاي طرف مالی به حساب‌هاي طرف واقعی اقتصاد، T^{FF}: ماتریس مبادلات متقابل میان حساب‌هاي طرف مالی اقتصاد، X^{R}: ماتریس اقلام تزریقی حساب‌هاي برونزا در طرف واقعی اقتصاد (متغییرهاي کلان سیاستی نظیر صادرات و مصرف دولت)، X^{F}: ماتریس اقلام تزریقی حساب‌هاي برونزا در طرف مالی اقتصاد (متغیرهاي کلان سیاستی نظیر دریافت و پرداخت‌هاي مالی از دنیاي خارج)، L^{R}: ماتریس اقلام نشتی‌هاي حساب‌هاي برونزا درطرف واقعی ، L^{F}: ماتریس اقلام نشتی‌هاي حساب‌هاي برونزا در طرف مالی اقتصاد و R: ماتریس مبادلات میان حساب‌هاي برونزا با برونزا.

ماتریس‌های Y^R و Y^F به ترتیب جمع درآمدهای حساب‌های درونزا در طرف واقعی و در طرف مالی اقتصاد را نشان می‌دهد. ماتریس‌های Y'^R و Y'^F نیز به ترتیب جمع هزینه حساب‌های درونزا در طرف واقعی و در طرف مالی اقتصاد را آشکار می‌کند همچنین Y^L و Y'^L به ترتیب جمع درآمد و هزینه‌های سایر حساب‌ها را در کل اقتصاد نشان می‌دهد.

براي تبديل ماتريس حسابداري اجتماعي مالي نشان داده شده در **جدول ۱** به يك الگوي تحليلي بر اساس مطالعه وانگ و همکاران (۲۰۰۹) ابتدا ماتریس ضرایب مستقیم از تقسیم عناصر ماتریس‌هاي مربوط به حساب‌هاي درونزا بر جمع ستوني اين عناصر بدست مي‌آيد (Wong & lee, 2009). ماتریس ضرایب مستقیم در رابطه (۱) نشان داده شده است.

$$A^{FSAM} = \begin{bmatrix} A^{RR} & A^{RF} \\ A^{FR} & A^{FF} \end{bmatrix} \quad (۱)$$

بنابراین بردار درآمدهاي حساب‌هاي درونزا از خود این حساب‌ها و حساب‌هاي برونزا را مي‌توان به صورت زیر نشان داد:

$$\begin{bmatrix} Y^R \\ Y^F \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} A^{RR} & A^{RF} \\ A^{FR} & A^{FF} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} Y^R \\ Y^F \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} X^R \\ X^F \end{bmatrix} \quad (۲)$$

به منظور ساده شدن تجزیه و تحلیل‌ها، ماتریس معکوس لئونتیف به صورت رابطه (۳) نشان داده شده است.

$$(I - A^{FSAM})^{-1} = \begin{bmatrix} \alpha^{RR} & \alpha^{RF} \\ \alpha^{FR} & \alpha^{FF} \end{bmatrix} \quad (۳)$$

$$\begin{bmatrix} Y^R \\ Y^F \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \alpha^{RR} & \alpha^{RF} \\ \alpha^{FR} & \alpha^{FF} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} X^R \\ X^F \end{bmatrix} \quad (۴)$$

که در آن:

$$\alpha^{RR} = \left[I - \left(I - A^{RR} \right)^{-1} A^{RF} A^{FR} \right]^{-1} \left(I - A^{RR} \right)^{-1} \quad (۵)$$

$$\alpha^{FF} = \left[I - A^{FR} \left(I - A^{RR} \right)^{-1} A^{RF} \right]^{-1} \quad (۶)$$

$$\alpha^{RF} = \alpha^{RR} A^{RF} \quad (۷)$$

$$\alpha^{FR} = \alpha^{FF} A^{FR} \left(I - A^{RR} \right)^{-1} \quad (۸)$$

α^{RR} اثر افزایش یک واحد از اقلام تزریقی در طرف واقعی اقتصاد را بر افزایش تولید یا درآمد حساب‌هاي واقعی نشان می‌دهد. α^{FR} اثر افزایش یک واحد از اقلام تزریقی در طرف واقعی اقتصاد را بر افزایش پس‌انداز یا سرمایه‌گذاري (در دارایی‌هاي مالی) حساب‌هاي طرف مالی اقتصاد را ارائه می‌کند. α^{RF} اثر افزایش یک واحد از اقلام تزریقی طرف مالی اقتصاد را بر افزایش تولید یا درآمد حساب‌هاي طرف واقعی اقتصاد نشان می‌دهد. α^{FF} اثر افزایش یک واحد از اقلام تزریقی طرف مالی اقتصاد را برافزایش پس انداز یا سرمایه‌گذاري (در دارایی‌هاي مالی) حساب‌هاي طرف مالی اقتصاد نشان می‌دهد. با استفاده از ضرایب فزاینده بدست آمده در ماتریس α^{RF} می‌توان اثر یک واحد تغییر در تسهیلات را بر تولید فعالیت‌ها را نشان داد. از آنجا که این روابط از الگوی تقاضا محور لئونتیف بدست آمده است، حاکی از آن است که با افزایش تسهیلات، منابع مالی در دسترس نهادهای اقتصادی-اجتماعی افزایش می‌یابد و بدین ترتیب تقاضای مصرفی و سرمایه‌ای آن‌ها افزایش می‌یابد و تقاضای کالاها تحت تاثیر قرار می‌گیرد. نتیجه این امر افزایش تولید فعالیت‌هاست که آن هم به نوبه خود هم باعث افزایش از نهاده‌های واسطه‌ای و افزایش میزان استفاده از عوامل تولید سایر فعالیت‌ها می‌شود. با افزایش درآمد صاحبان عوامل تولید دوباره تقاضای مصرفی و سرمایه‌ای آنها افزایش پیدا می‌کند و این چرخه دوباره مرتباً می‌شود.

۲-۴- بهنگام‌سازی جدول داده-ستانده

همانگونه که در بخش‌های قبلی به آن اشاره شد برای تدوین بخش‌های مبادلات طرف واقعی ماتریس حسابداری اجتماعی مالی نیاز است که از جدول داده ستانده استفاده شود. این جداول به علت وجود وقفه زمانی بین سال پایه آماری و سال انتشار آن‌ها، نیاز است که بهنگام سازی و به‌روز شوند. در گزارش راهنمای جداول عرضه، مصرف و داده - ستانده

سازمان آمار اروپا (۲۰۰۸) به کشورهای عضو این اتحادیه پیشنهاد می‌شود تا جداول عرضه و مصرف خود را به صورت سالیانه به قیمت‌های جاری و ثابت همراه با جدول واردات به صورت جداگانه بهنگام کرده و هر پنج سال یکبار به صورت آماری تهیه گردند و محاسبه جداول متقارن متناسب با کارکرد تحلیلی، برعهده کاربران جدول گذاشته شود (Eurostat 2008 ;, Mokhtari Asl Shoti & Sherkat, 2016). بنابراین این مطالعه نیز بر آن است تا جدول عرضه و مصرف بهنگام شده اقتصاد ایران را برای سال ۱۳۹۷ تدوین کند و از آن برای تکمیل ماتریس حسابداری اجتماعی مالی بهره بگیرد.

تیمورشوو و تیمر (۲۰۱۱) روش راس عرضه و مصرف را برای هماهنگ‌سازی جداول عرضه و مصرف معرفی کرده‌اند. این روش بسیار شبیه به روش راس تعمیم‌یافته است که توسط جونیوس و استرهاوون (۲۰۰۳) معرفی شده و در گروه روش‌های تعدیل دو نسبتی قرار می‌گیرد. در این روش، ستانده محصولی به صورت درون‌زا تعیین می‌شود. علاوه بر این ویژگی، روش راس عرضه و مصرف می‌تواند جداول عرضه و مصرف را به طور یکپارچه و همزمان هماهنگ کند. آن‌ها نتایج به دست آمده از روش خود را با نتایج به دست آمده از روش‌های اتحادیه اروپا و یوکلیمز (که به ستانده محصولی نیازی ندارند) مقایسه کرده و نشان می‌دهند که روش مذکور نتایج قابل قبول‌تری را به دست می‌دهد (Temurshoev, Junius & Oosterhaven, 2003). ؛& Timmer, 2011 در ادامه، روش راس عرضه و مصرف توضیح داده می‌شود.

تابع هدف روش راس عرضه و مصرف مشابه تابع هدف روش راس تعمیم‌یافته است با این تفاوت که در روش راس عرضه و مصرف، سه بردار تعدیل‌کننده به طور وابسته امکان هماهنگ‌سازی یکپارچه جداول عرضه و مصرف را فراهم می‌کنند، در حالی که در روش راس تعمیم‌یافته چهار بردار تعدیل‌کننده وجود دارد که دو به دو و مستقل از یکدیگر در هماهنگ‌سازی استفاده می‌شوند. داده‌هایی که از سال مقصد در دسترس هستند عبارتند از بردار ستانده فعالیتی (xb)، بردار ارزش افزوده کل فعالیتی (vb)، بردار تقاضای نهایی کل (yb) و جمع واردات محصولی (M). هدف پاسخ به این سؤال است که چگونه می‌توان با کمک داده‌های مذکور از سال مقصد و جدول عرضه و مصرف سال پایه، برآورد سازگار و مناسبی از جدول سال هدف داشت. به منظور پاسخ بهتر به این سؤال در ابتدا چارچوب جداول عرضه و مصرف به صورت یکپارچه در نظر گرفته می‌شود.

جدول ۲. چارچوب یکپارچه جداول عرضه و مصرف
مأخذ: تیمورشوو و تیمر، ۲۰۱۱

Table 2. Integrated framework of supply and use tables
Source: Temurshoev and Timmer, 2011

	کالا و خدمات (p)	فعالیت (s)	تقاضا (f)	جمع
کالا و خدمات (p)	O	مصرف واسطه‌ای (U_b)	تقاضای نهایی (Y_b)	q_b
فعالیت (s)	ماتریس ساخت (V_b)	O	O	x_b
واردات (m)	بردار واردات (m')	$0'$	$0'$	M
جمع	q_b'	$u_b'=x_b'-v_b'$	y_b'	

این جدول چارچوب یکپارچه جداول عرضه و مصرف را نشان می‌دهد، p، s، f و m به ترتیب نشان‌دهنده تعداد اعضای محصولات، فعالیت‌ها، تقاضای نهایی و مجموعه واردات کل است. براساس

جدول ۲ رابطه $U_b+Y_b=q_b=V_b'+m$ بیانگر برابری جمع عرضه و مصرف محصولی است و رابطه $U_b'+v_b=x_b=V_b$ بیانگر برابری جمع داده‌های مصرف واسطه و ارزش افزوده با ستانده فعالیتی است. ماتریس A نیز نشان‌دهنده عناصر سال پایه است و به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$A=\begin{pmatrix}0 & \overline{U}_0\\ \overline{V}_0 & 0\end{pmatrix} \qquad (۹)$$

در این عبارت $\overline{U}_0=\left(\overline{U}_0,\overline{Y}_0\right)$ و $\overline{V}_0=(V_0',m_0)'$ به ترتیب بیانگر ماتریس‌های مصرف و عرضه است. هدف تخمین ماتریس X، برآوردی از ماتریس A است، بطوریکه در ماتریس تخمین زده شده (X) بردارهای عرضه و مصرف محصولی و فعالیتی برابر باشند یا به عبارتی جدول محاسبه شده تراز باشد. با فرض اینکه α_{ij} درایه‌های ماتریس سال مبدا و x_{ij} درایه‌های ماتریس بهنگام شده باشند، Z_{ij} به صورت زیر تعریف می-شود:

$$Z_{ij}=\begin{cases}\dfrac{x_{ij}}{\alpha_{ij}} & \text{for} \quad \alpha_{\mathrm{ij}}\neq 0\\ 1 & \text{for} \quad \alpha_{\mathrm{ij}}=0\end{cases} \qquad (۱۰)$$

با توجه به اینکه $x_{ij}=z_{ij}\alpha_{ij}$ به ازای هر i و j ملاحظه می‌شود که x_{ij} و α_{ij} هم علامت‌اند. این عبارت متضمن حفظ علامت عناصر در سال پایه و مقصد است. همچنین سه مجموعه شامل $I=\{p\}$، $II=\{\{s\},\{f\}\}$ و $III=\{\{s\},m\}$ تعریف می‌شود. مسئله بهینه سازی این روش به صورت زیر بیان می‌شود.

$$\min \sum_{\mathrm{i}}\sum_{\mathrm{j}}|\alpha_{\mathrm{ij}}|\left(z_{ij}\ln\left(\frac{z_{ij}}{e}\right)+1\right)$$

$$s.t$$

$$\begin{aligned}
&\sum_{j\in II}\alpha_{pj}z_{pj}-\sum_{k\in III}\alpha_{kp}z_{kp}=0 && \text{for all p}\in \text{I} \qquad (۱۱)\\
&\sum_{k\in I}\alpha_{kj}z_{kj}=\bar{u}_j && \text{for all j}\in \text{II}\\
&\sum_{\mathrm{p}\in \mathrm{I}}\alpha_{ip}z_{ip}=\bar{x}_i && \text{for all i}\in \text{III}
\end{aligned}$$

قید اول این مسئله برابری جمع عرضه و مصرف محصولی را تضمین می‌کند و در نتیجه بردار ستانده محصولی به صورت درونزا تعیین می‌شود $(U_i+Y_i=V_i+m)$. قید دوم تضمین‌کننده برابری مجموع ستونی ماتریس مصرف و تقاضای نهایی تخمین زده شده با مقدار متناظر آن‌ها در سال مقصد است. قید سوم تضمین کننده برابری مجموع سطری ماتریس ساخت تخمین زده شده با مقدار متناظر آن در سال مقصد است. با توجه به اینکه احتمال وجود عناصر منفی در ماتریس تقاضای نهایی وجود دارد، ابتدا ماتریس $\bar{U}_0$ را به صورت تفاضل $\bar{U}_0=P-N$ نوشته می‌شود که در آن P و N هر دو ماتریس‌های نامنفی‌اند:

$$P = P_{ij} = \begin{cases} \alpha_{ij} & \alpha_{ij} > 0 \\ 0 & \alpha_{ij} = 0 \end{cases} \quad (۱۲)$$

$$N = N_{ij} = \begin{cases} -\alpha_{ij} & \alpha_{ij} < 0 \\ 0 & \alpha_{ij} = 0 \end{cases} \quad (۱۳)$$

در این صورت تابع لاگرانژ برای حل این مسئله به فرم زیر خواهد بود:

$$L = \sum_{(i,j)\notin N_0} \alpha_{ij}\left(z_{ij}\ln\left(\frac{z_{ij}}{e}\right)+1\right) - \sum_{(i,j)\in N_0} \alpha_{ij}\left(z_{ij}\ln\left(\frac{z_{ij}}{e}\right)+1\right) + \sum_{p\in I}\lambda_p\left(\sum_{k\in I}\alpha_{kp}z_{kp} - \sum_{j\in II}\alpha_{pj}z_{pj}\right) + \sum_{j\in II}\tau_j\left(\bar{u}_j - \sum_{k\in I}\alpha_{kj}z_{kj}\right) + \sum_{i\in III}\mu_i\left(\bar{x}_i - \sum_{p\in I}\alpha_{ip}z_{ip}\right) \quad (۱۴)$$

با حل رابطه فوق ضرایب لاگرانژ λ_p ، τ_j و μ_i بدست آمده و مقادیر z بر اساس ضرایب لاگرانژ به صورت زیر تعریف می‌شوند.

$$z_{pj} = \begin{cases} e^{\lambda_p}e^{\tau_j} & \text{if } \alpha_{pj} \geq 0 \quad \text{for all } p\in I \text{ and all } j\in II \\ e^{-\lambda_p}e^{-\tau_j} & \text{if } \alpha_{pj} < 0 \quad \text{for all } p\in I \text{ and all } j\in II \end{cases} \quad (۱۵)$$

$$z_{ip} = e^{u_i}e^{-\lambda_p} \qquad \text{for all } i\in III \text{ and } p\in I \quad (۱۶)$$

در صورت وجود اطلاعات بیشتر در سال مقصد مثلا وجود بردار اجزای تقاضا نظیر صادرات و مصرف خانوارها به تفکیک کالاها و همچنین بردار واردات کالاها می‌توان با تعدیل قید اول، الگوی بهینه‌سازی رابطه (۱۱) را بر اساس کلیه اطلاعات موجود انجام داد. بدین منظور فقط قید اول به شکل رابطه (۱۷) وارد الگوی بهینه سازی می‌شود که در آن m_p بردار واردات کالاها و e_p اجزای تقاضا برای سال مقصد است.

$$\sum_{j \in II} \alpha_{pj} z_{pj} - \sum_{k \in III} \alpha_{kp} z_{kp} = m_p - e_p \qquad \text{for all } p \in I \qquad (۱۷)$$

۳-۴- پایه‌های آماری

براي تدوين جدول داده ستانده بهنگام شده سال ۱۳۹۷[۳]، ابتدا بردارهای تقاضای نهایی خانوارها، تقاضای نهایی دولت، تشکیل سرمایه، صادرات و واردات به صورت مجزا محاسبه می‌شود. از آنجا که در جداول داده ستانده تقسیم‌بندي کالاها و خدمات بر اساس کدهاي طبقه‌بندي CPC[4] Ver.2 مي‌باشد، بردارهاي نامبرده بر اساس این کدها باید محاسبه گردند. تقاضاي نهایی خانوار، هزینه مصرف کالاها و خدمات توسط خانوارها است. اطلاعات مورد نیاز برای محاسبه مصرف نهایی خانوارها از طرح آمارگیری از هزینه درآمد خانوارهای شهری و روستایی در سال ۱۳۹۷ بر اساس کدهای شش رقمی COICOP[5] به تفکیک ده دهک شهری و ده دهک روستایی استخراج و پس از تطبیق با کدهای CPC به ۱۲٦ گروه کالا و خدمات تفکیك شد. اطلاعات واردات کالاها از گمرک جمهوری اسلامی ایران به تفکیک کدهای ۸ رقمی HS[٦] (۵۳۵۳ کد) دریافت و با کدهای CPC انطباق داده شدند. بردار صادرات نیز به تفکیك ٤۲۹۹ کد HS کالاهاي صادراتی از گمرک استخراج و تجمیع و تطبیق داده شدند. همچنین برآورد صادرات نفت خام و میعانات گازی به ترتیب از مرکز آمار و اطلاعات بانک مرکزی و سازمان توسعه و تجارت صورت گرفت. اطلاعات صادرات و واردات خدمات به تفکیک اقلام از بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران دریافت شد. آمار کل مصرف نهایی دولت از اطلاعات عملکرد بودجه دولت در سال ۱۳۹۷ محاسبه گردید. تشکیل سرمایه ثابت به تفکیک ماشین‌آلات، ساختمان، دارائي‌هاي پرورش داده شده، اکتشافات معدني، نرم افزارهاي کامپیوتري، نسخه‌هاي اصلي آثار ادبي، هنري و نمایشي و سایر از حساب‌های ملی مرکز آمار بدست آمد. در نهایت اطلاعات ستانده، ارزش افزوده و مصرف واسطه‌ای هر یک فعالیت‌ها از حساب‌های ملی مرکز آمار جمع‌آوری شده و با تدوین الگوی بهینه‌سازی

---

[۳] با توجه به اینکه داده‌های مورد نیاز برای بهنگام‌سازی جداول عرضه و مصرف ایران تا سال ۱۳۹۷ وجود داشت، همین سال به‌عنوان سال مبنای بهنگام‌سازی در نظر گرفته شد.

[4] Central Product Classification

[5] Classification of Individual Consumption According to Purpose

[6] Harmonized System

پیشنهاد شده توسط تیمورشوو و تیمر (۲۰۱۱)، جداول عرضه و مصرف سال ۱۳۹۰ برای سال ۱۳۹۷ بهنگام شد.

بعد از بهنگام سازی جداول عرضه و مصرف، ماتریس حسابداری اجتماعی مالی ایران به ابعاد ۲٦۸*۲٦۸ با در نظر گرفتن ۱۲٦ کالا و خدمت، ۷۹ فعالیت، ۳ عامل تولید (نیروی کار، زمین و سرمایه)، ۲۰ دهک خانوار (۱۰ دهک شهری و ۱۰ دهک روستایی) و ۸ ابزار مالی (طلای پولی و حق برداشت مخصوص، پول نقد و سپرده‌ها، اوراق مشارکت دولتی، سهام، وام‌ها، ذخایر قانونی، ذخایر فنی بیمه و سایر حساب‌های دریافتنی/پرداختنی تدوین شد. در تدوین این ماتریس از داده‌های خام طرح آمارگیري هزینه و درامد خانوارهاي شهري و روستايي، سالنامه‌های آماری مرکز آمار ایران، ترازنامه بانک مرکزی، گزارشات سازمان بورس و اوراق بهادار ایران، گزارش عملکرد بودجه دولت، گزارش سازمان خصوصی‌سازی، صورت‌های مالی بانک‌های کشور، گزارش عملکرد نظام بانکی بانک مرکزی، حساب‌های ملی بانک مرکزی و بانک هزینه وزارت جهاد کشاورزی بهره گرفته شده است.

۵- نتایج و بحث

بر اساس ماتریس حسابداری اجتماعی مالی ایران در سال ۱۳۹۷ مخارج مصرفی خانوارها، دولت و صادرات کل در سال ۱۳۹۷ به ترتیب برابر با ۱۰۸٤۸، ۲۳٤۷ و ٥۹۷٦ هزار میلیارد ریال بوده است. در بخش تشکیل سرمایه ثابت، تقاضای سرمایه‌ای خانوارها، دولت، شرکت-های مالی و شرکت‌های غیر مالی به ترتیب برابر با ۲۲۷٦، ٦۷۸، ۷۸ و ٤۲٤٤ هزار میلیارد ریال می‌باشد. به عبارتی شرکت‌های غیر مالی با سهم ۵۸/۳ درصدی در سرمایه‌گذاری اقتصاد ایران، بخش اصلی تشکیل سرمایه ثابت را بر عهده دارند و سهم خانوارها، دولت و شرکت‌های مالی در این زمینه به ترتیب ۳۱/۲، ۹/۳ و ۱/۰۷ درصد است. پس‌انداز خانوارها، دولت، شرکت‌های مالی، شرکت‌های غیر مالی و دنیای خارج در سال ۱۳۹۷ به ترتیب ٤٤٥۱، ۳۳۰۷، ۱۵۲٤، ٦۷۱۱ و ۳۱۲۸- هزار میلیارد ریال است. منفی بودن پس‌انداز دنیای خارج حاکی از آن است که اقتصاد ایران در سال ۱۳۹۷ بدهی ارزی نداشته و معادل ۳۱۲۸ هزار میلیارد ریال پس‌انداز ارزی داشته است. شرکت‌های غیر مالی بیشترین میزان پس‌انداز در اقتصاد را (حدود ٤۲ درصد پس‌انداز داخلی) دارا می‌باشند. خانوارها از این نظر با سهم ۲۸ درصدی در رتبه دوم قرار دارند.

بررسی وضعیت تسهیلات دریافتی نهادها حاکی از آن است که خانوارها بیشترین میزان تسهیلات را در سال ۱۳۹۷ دریافت کرده‌اند. بطوریکه خانوارها در این سال ۸۹ هزار میلیارد ریال به عنوان تسهیلات جاری و ۱۰۳٤ هزار میلیارد ریال تسهیلات سرمایه‌ای دریافت کرده‌اند. شرکت‌های غیر مالی بعد از خانوارها بیشترین میزان دریافت تسهیلات را داشته‌اند و ۱۰۵۰ هزار میلیارد از تسهیلات را به خود اختصاص داده‌اند. شرکت‌های مالی نیز در این سال ۲۳۱ هزار میلیارد ریال تسهیلات دریافت کرده‌اند و در رتبه سوم قرار دارند. دولت و دنیای خارج نیز در سال ۱۳۹۷ به ترتیب ۱۵۲ و ۱۰۷ هزار میلیارد ریال دریافت کرده‌اند. بررسی حساب مالی وام‌ها نیز نشان می‌دهد که شرکت‌های مالی نقش اصلی را در تامین تسهیلات داشته اند. به‌طوری‌که ۲۵۵۸ هزار میلیارد ریال از تسهیلات را شرکت‌های مالی فراهم کرده‌اند و دولت عمومی ۱۱۳ هزار میلیارد ریال تسهیلات اعطا کرده است.

جهت بررسی تاثیر تسهیلات بر رشد فعالیت‌های اقتصادی، با تفکیک حساب‌های درون‌زا و برونزا (مطابق بخش مواد و روش‌ها)، ضرایب فزاینده ماتریس حسابداری اجتماعی مالی محاسبه شده است و نتایج ضرایب فزاینده تسهیلات در جداول ۳ و ٤ گزارش شده است. همانطور که بدان اشاره شد خانوارها تسهیلات جاری و سرمایه‌ای دریافت کرده‌اند و سایر نهادها فقط تسهیلات سرمایه‌ای داشته‌اند. در راستای تحلیل تاثیر میزان تاثیر تسهیلات اعطایی به هر یک نهادها، هر یک از خانوارهای شهری و روستایی به سه گروه درآمدی کم، میانه و بالا تقسیم شده‌اند. بطوریکه گروه درآمدی کم، ٤ دهک اول، گروه درآمدی میانه، ٤ دهک میانی و گروه درآمدی بالا ۲ دهک نهایی را شامل می‌شوند. همچنین به جهت سهم بالای شرکت‌های غیرمالی در دریافت تسهیلات سرمایه‌ای فقط نتایج ضرایب این نهاد گزارش شده است.

ضرایب فزاینده اعطای تسهیلات جاری به خانوارها در **جدول ۳** گزارش شده است. تسهیلات جاری از طریق حساب وام‌ها به حساب جاری خانوارها پرداخت می‌شود و خانوارها این تسهیلات را صرف تقاضای نهایی از کالاها و خدمات، پرداختی به سایر خانوارها و دولت می‌کنند ولی تقاضای نهایی از کالاها و خدمات سهم اصلی را هزینه‌های خانوارها دارد. بدلیل اینکه خانوارهای شهری و روستایی و همچنین گروه‌های درآمدی هر یک از آن ها ترکیب تقاضا و سبد مصرفی متفاوتی دارند، اعطای تسهیلات به آن‌ها می‌تواند جریان متفاوتی از تقاضا و تحریک تولید فعالیت‌های مختلف داشته باشد. مطابق سطر اول **جدول ۳** اگر دریافتی

برونزای گروه‌های کم درآمد خانوارهای شهری در اثر افزایش تسهیلات به میزان ۱۰۰۰ ریال افزایش یابد، تولید فعالیت زراعت به میزان ۱۷۱ ریال افزایش پیدا خواهد کرد. اثر تزریق منابع مالی به گروه های میانه و بالا نیز افزایش تولیدی معادل ۱۲۰ و ۹۸ ریال برای زراعت به همراه خواهد داشت. در گروه‌های کم، میانه و بالا درآمد خانوارهای روستایی نیز افزایش تسهیلات به میزان ۱۰۰۰ ریال، افزایش تولید زراعت به میزان ۱۹۵، ۱۴۰ و ۱۳۰ ریال به در پی خواهد داشت. علت این تفاوت بین ضرایب فزاینده خانوارهای شهری و روستایی و همچنین گروه‌های درآمدی را قانون انگل می‌تواند تشریح کند. بر اساس این قانون سهم مخارج غذا در خانوارهای کم‌درآمد بیشتر از خانوارهای پردرآمد است و از این رو این خانوارها درصد بیشتری از مبلغ دریافتی را صرف مواد غذایی می‌کند و بدین ترتیب تاثیر بیشتری بر تولید فعالیت‌های مرتبط با غذا می‌گذارند. در مورد محصولات غذایی در سطر هفتم **جدول ۳** نیز این مسئله صدق می‌کند.

ضرایب فزاینده خانوارها شهری و روستایی در مورد فعالیت باغداری رفتار متفاوتری نسبت به فعالیت زراعت دارند. بطوریکه در خانوارهای شهری سرعت کاهش ضرایب فزاینده با افزایش گروه‌های درآمدی، نسبت به فعالیت زراعت کمتر است. دلیل این مسئله، آن است که علی‌رغم کم‌تر بودن سهم محصولات باغی در هزینه نهایی خانوارهای گروه درآمدی بالا، کالاهای لوکسی در این رشته فعالیت وجود دارد که خانوارهای گروه درآمدی بالا بیشترین تقاضا از آن‌ها را دارند. در خانوارهای روستایی سهم محصولات فعالیت باغی در گروه‌های مختلف تقریبا یکسان است و هر سه گروه ضرایب فزاینده مشابه دارند.

بر اساس ارقام مندرج در **جدول ۳** می‌توان تاثیر اعطای تسهیلات به هر یک از گروه‌های درآمدی خانوارهای شهری و روستایی و تاثیر آن بر تولید سایر فعالیت‌ها و کل اقتصاد را مشابه آنچه در مورد دو بخش زراعت و باغداری بیان شد، بررسی کرد. بطور مثال اعطای تسهیلات جاری به خانوارهای گروه درآمدی بالای شهری، بیشترین تاثیر را بر تولید فعالیت‌های عمده فروشی و خرده فروشی، ساختمان و تولید محصولات غذایی دارد و در مجموع مطابق ردیف آخر جدول ۳، هر واحد تسهیلات به خانوارهای کم درآمد شهری باعث ایجاد ۲/۳۲۹ ریال افزایش ارزش تولید کل اقتصاد ایران می‌شود. مقایسه ضرایب فزاینده خانوارهای در ردیف ماقبل آخر جدول ۳، دو نکته را نشان می‌دهد. اول اینکه ضرایب فزاینده گروه‌های درآمدی شهری نسبت به گروه متناظر خود در خانوارهای روستایی بیشتر است و

دوم اینکه با افزایش گروه درآمدی ضرایب فزاینده تولیدی خانوارها کاهش پیدا می‌کند. به عبارت دیگر ترکیب تقاضای نهایی خانوارهای شهری نسبت به خانوارهای روستایی و همچنین خانوارهای گروه‌های درآمدی پایین نسبت به گروه‌های درآمدی بالا، مولدتر است و تبعات تولیدی بیشتری برای اقتصاد کلان دارد. ردیف آخر **جدول ۳** اثر اعطای یک واحد تسهیلات جاری به خانوارها را بر ارزش افزوده کل اقتصاد نشان می‌دهد. به عبارت دیگر این ارقام بیانگر رشد درآمد عوامل تولید (نیروی کار، زمین و سرمایه) ناشی از پرداخت تسهیلات جاری به خانوارها می‌باشد. این اعداد از جمع ضرایب فزاینده عوامل تولید حاصل شده است. همانطور که دیده می‌شود اگر دریافتی برونزای گروه‌های کم درآمد خانوارهای شهری در اثر افزایش تسهیلات جاری به میزان ۱۰۰۰ ریال افزایش یابد، درآمد عوامل تولید ۱۴۴۰ ریال افزایش می‌یابد. این رقم برای خانوارهای شهری گروه میانه و بالا و گروه‌های درآمدی خانوارهای روستایی به ترتیب برابر با ۱۳۰۰، ۱۲۹۰، ۱۳۱۰، ۱۱۸۰ و ۱۱۷۰ ریال است.

جدول ۳. ضرایب فزاینده اعطای تسهیلات جاری به خانوارها
مأخذ: محاسبات تحقیق

Table 3. Multiplier of facilities to households
Source: research calculations

	خانوارهای شهری			خانوارهای روستایی		
فعالیت‌ها	کم	میانه	بالا	کم	میانه	بالا
زراعت	۰/۱۷۱	۰/۱۲۰	۰/۰۹۸	۰/۱۹۵	۰/۱۴۰	۰/۱۳۰
باغداری	۰/۰۴۷	۰/۰۴۳	۰/۰۴۰	۰/۰۴۲	۰/۰۴۲	۰/۰۴۳
دامداری	۰/۱۴۳	۰/۱۰۷	۰/۰۹۲	۰/۱۵۸	۰/۱۲۶	۰/۱۲۲
جنگلداری	۰/۰۰۱	۰/۰۰۱	۰/۰۰۱	۰/۰۰۱	۰/۰۰۱	۰/۰۰۱
ماهیگیری	۰/۰۰۹	۰/۰۱۰	۰/۰۱۱	۰/۰۱۱	۰/۰۱۱	۰/۰۱۳
استخراج معدن	۰/۱۸۲	۰/۱۶۳	۰/۱۶۷	۰/۱۵۷	۰/۱۳۹	۰/۱۳۳
تولید محصولات غذایی	۰/۲۹۸	۰/۲۱۵	۰/۱۸۰	۰/۳۳۴	۰/۲۴۴	۰/۲۲۰
تولید انواع آشامیدنی‌ها	۰/۰۰۷	۰/۰۰۵	۰/۰۰۵	۰/۰۰۷	۰/۰۰۶	۰/۰۰۵
تولید فرآورده‌های توتون و تنباکو	۰/۰۰۵	۰/۰۰۳	۰/۰۰۲	۰/۰۰۵	۰/۰۰۴	۰/۰۰۳
تولید پوشاک و چرم و منسوجات	۰/۰۷۰	۰/۰۶۱	۰/۰۵۷	۰/۰۶۹	۰/۰۶۵	۰/۰۷۰
تولید چوب و محصولات چوبی	۰/۰۲۲	۰/۰۲۶	۰/۰۲۷	۰/۰۲۰	۰/۰۲۴	۰/۰۲۷
تولید کاغذ و فرآورده‌های کاغذی	۰/۰۳۳	۰/۰۲۶	۰/۰۲۳	۰/۰۳۱	۰/۰۲۷	۰/۰۲۴
تولید کك، فرآورده‌هاي حاصل از پالایش	۰/۱۴۱	۰/۱۳۲	۰/۱۲۵	۰/۱۴۱	۰/۱۳۱	۰/۱۲۸

تولید مواد شیمیایی	۰/۱۲۶	۰/۱۰۷	۰/۰۹۷	۰/۱۳۰	۰/۱۰۸	۰/۱۰۱
تولید فرآورده‌هاي لاستیکی و پلاستیکی	۰/۰۵۲	۰/۰۵۶	۰/۰۵۶	۰/۰۴۹	۰/۰۵۵	۰/۰۵۵
تولید فلزات پایه و محصولات فلزی	۰/۰۹۱	۰/۱۱۳	۰/۱۱۴	۰/۰۸۶	۰/۱۱۴	۰/۱۱۷
تولید محصولات الکترونیکی	۰/۰۲۰	۰/۰۲۱	۰/۰۲۱	۰/۰۱۹	۰/۰۲۱	۰/۰۲۳
تولید وسایل نقلیه موتوری	۰/۰۴۲	۰/۰۵۷	۰/۰۵۹	۰/۰۳۹	۰/۰۵۷	۰/۰۶۰
تولید مبلمان	۰/۰۰۸	۰/۰۰۹	۰/۰۱۱	۰/۰۰۸	۰/۰۰۹	۰/۰۱۲
تأمین برق، گاز، بخار	۰/۰۹۹	۰/۰۸۰	۰/۰۷۱	۰/۱۰۱	۰/۰۸۲	۰/۰۷۵
ساختمان	۰/۱۰۴	۰/۱۷۱	۰/۱۸۱	۰/۱۰۱	۰/۱۶۱	۰/۱۵۳
عمده و خرده فروشي	۰/۳۲۶	۰/۲۹۰	۰/۲۹۶	۰/۲۷۷	۰/۲۴۳	۰/۲۳۶
حمل و نقل و انبارداري	۰/۱۷۵	۰/۱۷۰	۰/۱۷۲	۰/۱۳۴	۰/۱۳۶	۰/۱۴۵
فعالیت تامین جا و غذا	۰/۰۳۲	۰/۰۳۱	۰/۰۳۳	۰/۰۲۷	۰/۰۲۷	۰/۰۳۰
اطلاعات و ارتباطات	۰/۰۵۵	۰/۰۴۹	۰/۰۵۱	۰/۰۴۶	۰/۰۴۱	۰/۰۴۰
فعالیت‌هاي مالي و بیمه	۰/۰۵۵	۰/۰۵۶	۰/۰۵۶	۰/۰۴۵	۰/۰۴۸	۰/۰۵۱
املاک و مستغلات	۰/۱۱۶	۰/۰۹۵	۰/۱۰۵	۰/۰۸۲	۰/۰۶۴	۰/۰۶۰
فعالیت‌هاي حرفه‌اي	۰/۰۲۰	۰/۰۱۹	۰/۰۱۹	۰/۰۱۷	۰/۰۱۶	۰/۰۱۶
اداره امور عمومي	۰/۰۵۴	۰/۰۵۲	۰/۰۵۵	۰/۰۴۷	۰/۰۴۶	۰/۰۴۹
آموزش	۰/۰۳۱	۰/۰۳۱	۰/۰۳۷	۰/۰۲۱	۰/۰۲۰	۰/۰۲۲
سایر فعالیت‌ها	۰/۰۷۴	۰/۰۶۵	۰/۰۶۷	۰/۰۶۷	۰/۰۵۹	۰/۰۶۷
جمع رشته فعالیت‌ها	۲/۶۱۱	۲/۳۸۷	۲/۳۲۹	۲/۴۶۴	۲/۲۶۶	۲/۲۳۰
ارزش افزوده	۱/۴۴	۱/۳۰	۱/۲۹	۱/۳۱	۱/۱۸	۱/۱۷

ضرایب فزاینده اعطای تسهیلات سرمایه‌ای به هر یک از گروه‌های خانوارهای شهری و روستایی و همچنین شرکت‌های غیر مالی که سهم اصلی را در دریافت تسهیلات دارند، محاسبه شده و در **جدول ٤** گزارش شده است. این تسهیلات به حساب سرمایه نهادها پرداخت می‌شود و خانوارها آن را صرف تقاضای سرمایه‌ای از کالاها و خدمات، انتقالات سرمایه‌ای بین نهادها و همچنین سرمایه‌گذاری مالی شامل پول نقد و سپرده بانکی، خرید سهام، خرید اوراق دولتی و ذخایر فنی بیمه می‌کنند. شرکت‌های غیر مالی نیز به همین ترتیب تسهیلات دریافتی را صرف تقاضای سرمایه‌ای از کالاها، پرداختی به حساب سرمایه‌ای سایر نهادها، سرمایه‌گذاری مستقیم در خارج و سرمایه‌گذاری مالی می‌کنند. تفاوت در سبد سرمایه‌گذاری فیزیکی و مالی گروه‌های درآمدی خانوارها و شرکت‌های غیر مالی موجب می-شود که اعطای هر واحد تسهیلات به این نهادها، تبعات تولیدی متفاوتی داشته باشد. بطور

مثال اگر به هر یک از گروه‌های درآمدی کم، میانه و بالای شهری و همچنین گروه‌های درآمدی کم، میانه و بالای روستایی و شرکت‌های غیر مالی، ۱۰۰۰ ریال تسهیلات سرمایه‌ای اعطای شود، تبعات تولیدی این تسهیلات برای ستانده صنایع غذایی (سطر هفتم) به ترتیب برابر است با ۲۳، ۶۷، ۶۴، ۳۵، ۷۳، ۷۰ و ۸۰ ریال است. به عبارتی برای افزایش تولید محصولات غذایی اعطای تسهیلات به شرکت‌های غیرمالی بیشترین تاثیر را دارد. در بین گروه‌های درآمدی خانوارها اعطای تسهیلات سرمایه‌ای، بیشترین تاثیر را در فعالیت ساختمان دارد. به‌طوری‌که اعطای یک واحد تسهیلات به گروه‌های درآمدی شهری و روستایی به ترتیب ۰/۱۷۲، ۰/۳۳۶، ۰/۳۵۰، ۰/۱۶۰، ۰/۳۲۴ و ۰/۲۹۴ ریال، تولید فعالیت ساختمان را افزایش خواهد داد. این امر می‌تواند به این دلیل باشد که خانوارها تسهیلات سرمایه‌ای را اغلب به مصرف کالاهای سرمایه‌ای نظیر ساختمان می‌رسانند. در مورد شرکت‌های غیرمالی، هر واحد تسهیلات سرمایه‌ای بیشترین تاثیر را بر تولید كك، فرآورده‌هاي حاصل از پالایش، ساختمان، تولید فلزات پایه و محصولات فلزی و تولید محصولات غذايي دارد. در مجموع ضریب فزاینده اعطای تسهیلات به شرکت‌های غیرمالی ۱/۰۲۵ (ستون آخر و سطر ما قبل آخر) می‌باشد و اعطای هر واحد تسهیلات باعث ایجاد ارزش بیشتری در تولید کل نسبت به تسهیلات اعطایی به خانوارها می‌شود.

همانطور که در سطر ماقبل آخر **جدول ۳** مشاهده می‌شود، ضرایب فزاینده کل تولید برای خانوارهای گروه‌های درآمدی شهری و روستایی در اثر اعطای تسهیلات سرمایه‌ای به ترتیب برابر با ۰/۶۱۷، ۱/۵۱۵، ۱/۴۸۴، ۰/۸۵۶، ۱/۶۳۹ و ۱/۵۴۴ می‌باشد. در واقع ضریب فزاینده اعطای تسهیلات سرمایه‌ای به خانوارها به جز در گروه‌های درآمدی کم شهری و روستایی، در سایر گروه‌ها بزرگتر از یک است. مقایسه مجموع ضرایب فزاینده گروه‌های خانوارهای شهری و روستایی نتایجی معکوس نتایج حاصله برای تسهیلات جاری را بدست می‌دهد. به‌طوری‌که اولا ضرایب فزاینده گروه‌های درآمدی روستایی نسبت به گروه متناظر خود در خانوارهای شهری بیشتر است و دوم اینکه با افزایش گروه درآمدی ضرایب فزاینده تولیدی خانوارها افزایش پیدا می‌کند. به عبارت دیگر ترکیب سرمایه‌گذاری فیزیکی و مالی خانوارهای روستایی نسبت به خانوارهای شهری و همچنین خانوارهای گروه‌های درآمدی بالا نسبت به گروه‌های درآمدی پایین، مولدتر است و تبعات تولیدی بیشتری برای اقتصاد کلان دارد. علت این نتایج آن است که در خانوارهای روستایی و همچنین در گروه‌های درآمدی

بالا، سرمایه‌گذاری فیزیکی سهم بیشتری نسبت به سرمایه‌گذاری مالی دارد. این مسئله باعث می‌شود که تزریق منابع مالی به حساب خانوارهای روستایی و همچنین گروه‌های درآمدی بالا، جریان مستقیم و قوی‌تری از تقاضای فیزیکی را نسبت به سایر گروه‌ها ایجاد کند و به تبع اثرات تولیدی بیشتری در پی داشته باشد.

سطر آخر **جدول ٤** ضرایب فزاینده ارزش افزوده را در اثر افزایش یک واحد تسهیلات سرمایه‌ای نشان می‌دهد. بر اساس ارقام این سطر، هر واحد تسهیلات سرمایه‌ای به گروه-های درآمدی شهری و روستایی و شرکت‌های غیر مالی به ترتیب باعث افزایش درآمد عوامل تولید به میزان ۰/۳۰، ۰/۷۳، ۰/۷۲، ۰/۴۲، ۰/۸۰، ۰/۷۵ و ۰/۳۷ ریال می‌شود.

مقایسه ارقام **جدول ۳** و **جدول ٤** گویای آنست که اعطای هر واحد تسهیلات جاری بیشتر از تسهیلات سرمایه‌ای منجر به رشد تولید کل و رشد اقتصادی می‌شود. اما چنانچه ارقام به تفکیک بخش‌ها مقایسه گردد مشاهده می‌شود که اعطای تسهیلات سرمایه‌ای بطور نسبی اثر بیشتری بر تولید بخش‌هایی دارد که کالاهای آنها ماهیت سرمایه‌ای دارد می‌شوند. فعالیت‌های ساختمان، تولید وسایل نقلیه موتوری، ماشین آلات و سایر تجهیزات حمل و نقل، تولید فلزات پایه و محصولات فلزی و تولید فرآورده‌هاي لاستیکی و پلاستیکی و سایر فرآورده‌های معدنی غیر فلزی جز این دسته از فعالیت‌ها می‌باشند.

جدول ٤. ضرایب فزاینده اعطای تسهیلات سرمایه‌ای به خانوارها و شرکت‌های غیرمالی
مأخذ: محاسبات تحقیق

Table 4. Multiplier of facilities to households and non-financial companies
Source: research calculations

	خانوارهای شهری			خانوارهای روستایی			شرکت‌های غیر
فعالیت‌ها	کم	میانه	بالا	کم	میانه	بالا	مالی
زراعت	۰/۰۱۰	۰/۰۳۱	۰/۰۳۰	۰/۰۱۶	۰/۰۳۵	۰/۰۳۳	۰/۰۳۴
باغداری	۰/۰۱۴	۰/۰۲۸	۰/۰۲۶	۰/۰۲۱	۰/۰۳۴	۰/۰۳۶	۰/۰۵۳
دامداری	۰/۰۱۵	۰/۰۴۲	۰/۰۴۰	۰/۰۲۴	۰/۰۴۶	۰/۰۴۵	۰/۰۴۵
جنگلداری	۰/۰۰۰	۰/۰۰۱	۰/۰۰۱	۰/۰۰۱	۰/۰۰۱	۰/۰۰۱	۰/۰۰۱
ماهیگیری	۰/۰۰۳	۰/۰۰۷	۰/۰۰۷	۰/۰۰۴	۰/۰۰۷	۰/۰۰۷	۰/۰۱۳
استخراج معدن	۰/۰۳۲	۰/۰۸۴	۰/۰۸۲	۰/۰۴۷	۰/۰۹۴	۰/۰۸۸	۰/۰۷۳
تولید محصولات غذایي	۰/۰۲۳	۰/۰۶۷	۰/۰۶۴	۰/۰۳۵	۰/۰۷۳	۰/۰۷۰	۰/۰۸۰
تولید انواع آشامیدني‌ها	۰/۰۰۱	۰/۰۰۲	۰/۰۰۲	۰/۰۰۱	۰/۰۰۲	۰/۰۰۲	۰/۰۱۱

تولید فرآورده‌های توتون و تنباکو	۰/۰۰۰	۰/۰۰۱	۰/۰۰۱	۰/۰۰۰	۰/۰۰۱	۰/۰۰۱	۰/۰۱۰
تولید پوشاک و چرم و منسوجات	۰/۰۰۵	۰/۰۱۷	۰/۰۱۷	۰/۰۰۹	۰/۰۲۰	۰/۰۱۸	۰/۰۲۹
تولید چوب و محصولات چوبي	۰/۰۱۲	۰/۰۲۶	۰/۰۲۶	۰/۰۱۵	۰/۰۲۷	۰/۰۲۶	۰/۰۲۰
تولید کاغذ و فرآورده‌های کاغذي	۰/۰۰۳	۰/۰۰۹	۰/۰۰۹	۰/۰۰۵	۰/۰۱۱	۰/۰۱۰	۰/۰۱۸
تولید كك، فرآورده‌هاي حاصل از پالايش	۰/۰۳۳	۰/۰۸۶	۰/۰۸۳	۰/۰۴۸	۰/۰۹۶	۰/۰۹۱	۰/۱۰۵
تولید مواد شیمیایی	۰/۰۲۲	۰/۰۵۷	۰/۰۵۵	۰/۰۳۲	۰/۰۶۲	۰/۰۵۸	۰/۰۴۵
تولید فرآورده‌هاي لاستیکی و پلاستیکی	۰/۰۲۵	۰/۰۵۷	۰/۰۵۷	۰/۰۳۰	۰/۰۵۹	۰/۰۵۵	۰/۰۲۴
تولید فلزات پایه و محصولات فلزی	۰/۰۴۲	۰/۱۳۵	۰/۱۲۷	۰/۰۸۱	۰/۱۶۱	۰/۱۵۱	۰/۰۸۴
تولید محصولات الکترونیکی	۰/۰۱۰	۰/۰۱۹	۰/۰۱۸	۰/۰۳۰	۰/۰۲۳	۰/۰۱۹	۰/۰۱۳
تولید وسایل نقلیه موتوری	۰/۰۲۰	۰/۰۷۶	۰/۰۷۰	۰/۰۴۱	۰/۰۹۱	۰/۰۸۸	۰/۰۴۵
تولید مبلمان	۰/۰۰۳	۰/۰۰۸	۰/۰۰۷	۰/۰۰۴	۰/۰۰۸	۰/۰۰۸	۰/۰۱۰
تأمین برق، گاز، بخار	۰/۰۱۸	۰/۰۴۶	۰/۰۴۴	۰/۰۲۷	۰/۰۵۰	۰/۰۴۸	۰/۰۶۶
ساختمان	۰/۱۷۲	۰/۳۳۶	۰/۳۵۰	۰/۱۶۰	۰/۳۲۴	۰/۲۹۴	۰/۰۹۹
عمده و خرده فروشي	۰/۰۶۵	۰/۱۵۳	۰/۱۴۷	۰/۰۹۱	۰/۱۶۱	۰/۱۵۴	۰/۰۵۵
حمل و نقل و انبارداري	۰/۰۲۵	۰/۰۶۵	۰/۰۶۳	۰/۰۳۴	۰/۰۷۰	۰/۰۶۵	۰/۰۳۸
فعالیت تامین جا و غذا	۰/۰۰۸	۰/۰۱۹	۰/۰۱۹	۰/۰۱۰	۰/۰۲۱	۰/۰۱۹	۰/۰۰۷
اطلاعات و ارتباطات	۰/۰۱۱	۰/۰۲۳	۰/۰۲۲	۰/۰۱۴	۰/۰۲۵	۰/۰۲۳	۰/۰۱۰
فعالیت‌هاي مالي و بیمه	۰/۰۱۴	۰/۰۳۴	۰/۰۳۴	۰/۰۱۸	۰/۰۳۶	۰/۰۳۴	۰/۰۱۴
املاک و مستغلات	۰/۰۰۷	۰/۰۲۲	۰/۰۲۱	۰/۰۲۵	۰/۰۳۲	۰/۰۳۲	۰/۰۰۴
فعالیت‌هاي حرفه‌اي	۰/۰۰۵	۰/۰۱۲	۰/۰۱۲	۰/۰۰۶	۰/۰۱۲	۰/۰۱۱	۰/۰۰۴
اداره امور عمومي	۰/۰۱۱	۰/۰۲۹	۰/۰۲۸	۰/۰۱۶	۰/۰۳۱	۰/۰۲۹	۰/۰۱۱
آموزش	۰/۰۰۳	۰/۰۰۹	۰/۰۰۹	۰/۰۰۵	۰/۰۱۰	۰/۰۱۰	۰/۰۰۲
سایر فعالیت‌ها	۰/۰۰۴	۰/۰۱۴	۰/۰۱۴	۰/۰۰۷	۰/۰۱۶	۰/۰۱۵	۰/۰۰۱
جمع رشته فعالیت‌ها	۰/۶۱۷	۱/۵۱۵	۱/۴۸۴	۰/۸۵۶	۱/۶۳۹	۱/۵۴۴	۱/۰۲۵
ارزش افزوده	۰/۳۰	۰/۷۳	۰/۷۲	۰/۴۲	۰/۸۰	۰/۷۵	۰/۳۷

جهت بررسی ریالی تاثیر افزایش تسهیلات، به تسهیلات دریافتی نهادها در سال ۱۳۹۷، شوک ۱۰ درصدی اعمال شد و بر اساس ضرایب فزاینده، میزان افزایش تولید و ارزش افزوده در سطح کلان اقتصادی محاسبه شد. نتایج این محاسبات در **جدول ۵** گزارش شده است. بر اساس نتایج بدست آمده، در بخش تسهیلات جاری، اعمال شوک ۱۰ درصدی در اعطای تسهیلات به خانوارهای شهری که در گروه درآمدی میانه قرار دارند، بیشترین میزان افزایش تولید (معادل ۸۸۰۳ میلیارد ریال) را در پی خواهد داشت. از دیدگاه رشد ارزش افزوده نیز در اثر اعمال این سیاست، خانوارهای شهری میانه نقش مؤثرتری را ایفا می‌کنند به طوریکه شوک ۱۰ درصدی به تسهیلات دریافتی این گروه از خانوارها، رشد ارزش افزوده ۴۸۰۵ میلیارد ریالی معادل ۰/۰۱۹ درصد در پی خواهد داشت. در بخش تسهیلات سرمایه‌ای نیز، به دلیل بالا بودن تسهیلات دریافتی دهک‌های بالای شهری و همچنین ضرایب فزاینده آن‌ها، اعمال شوک ۱۰ درصدی در اعطای تسهیلات بیشترین میزان افزایش تولید را در پی دارد، بطوریکه شوک ۱۰ درصدی تسهیلات سرمایه‌ای به خانوارهای گروه درآمدی بالا، باعث افزایش تولید به میزان ۵۱۶۱۰ میلیارد ریال می‌شود. این در حالی است که افزایش ۱۰ درصدی تسهیلات سرمایه‌ای برای خانوارهای گروه درآمدی بالا بیشترین رشد اقتصادی (۰/۰۹۹ درصد) را منجر می شود. افزایش تسهیلات سرمایه‌ای شرکت‌های غیرمالی به میزان ۱۰ درصد نیز باعث افزایش تولید در سطح اقتصاد کلان به میزان ۱۱۲۱۵۰ میلیارد ریال می‌شود. همچنین رشد اقتصادی در اثر اعمال این سیاست ۰/۱۶۲ درصد خواهد بود. در مجموع شوک ۱۰ درصدی به تسهیلات جاری و سرمایه‌ای به ترتیب باعث افزایش ۰/۰۵ و ۰/۴۳ درصدی ارزش افزوده در سطح کلان می‌شود.

جدول ۵. نتایج افزایش تولید در اثر شوک ۱۰ درصدی تسهیلات (میلیارد ریال)
مأخذ: محاسبات تحقیق

Table 5. The results of production increase as a result of a 10% facility shock (billions of Rials)
Source: research calculations

		تسهیلات جاری ۱۳۹۷	تسهیلات سرمایه‌ای ۱۳۹۷	افزایش تولید به ازای شوک تسهیلات جاری	افزایش ارزش افزوده به ازای شوک تسهیلات جاری	درصد رشد ارزش افزوده به ازای شوک جاری	افزایش تولید به ازای شوک تسهیلات سرمایه‌ای	افزایش ارزش افزوده به ازای شوک تسهیلات سرمایه‌ای	درصد رشد ارزش افزوده در اثر شوک سرمایه ای
خانوارهای شهری	کم	۹۶۴۲	۱۵۴۷۰۶	۲۵۱۷	۱۳۹۱	۰/۰۰۶	۹۵۴۵	۴۶۴۰	۰/۰۱۸
	میانه	۳۶۸۷۶	۳۱۶۶۷۵	۸۸۰۳	۴۸۰۵	۰/۰۱۹	۴۷۹۸۳	۲۳۲۵۴	۰/۰۹۲
	بالا	۳۳۴۶۶	۳۴۷۷۹۶	۷۷۹۳	۴۳۳۱	۰/۰۱۷	۵۱۶۱۰	۲۴۹۴۴	۰/۰۹۹
خانوارهای روستایی	کم	۸۶۴	۳۵۸۱۰	۲۱۳	۱۱۳	۰/۰۰۰۴	۳۰۶۶	۱۵۱۱	۰/۰۰۶
	میانه	۴۰۲۰	۸۶۳۸۸	۹۱۱	۴۷۶	۰/۰۰۱۹	۱۴۱۵۶	۶۸۷۸	۰/۰۲۷
	بالا	۴۵۱۸	۹۳۵۰۳	۱۰۰۸	۵۲۹	۰/۰۰۲۱	۱۴۴۳۴	۷۰۴۳	۰/۰۲۸
شرکت‌های غیر مالی		-	۱۰۹۴۲۳۰	-	-	-	۱۱۲۱۵۰	۴۰۶۷۲	۰/۱۶۲
جمع		۸۹۳۸۹	۲۱۲۹۱۰۸	۲۱۲۴۵	۱۱۶۴۵	۰/۰۵	۲۵۲۹۴۴	۱۰۸۹۴۲	۰/۴۳

۶- نتیجه‌گیری و پیشنهادها

یکی از چالش‌های اساسی سال‌های اخیر در اقتصاد کشور وجود پدیده رکود تورمی است که با کاهش درآمد سرانه حقیقی و قدرت خرید خانوارها، سبب افت تقاضای کل در اقتصاد شده است. کاهش اجزای تقاضای کل و تداوم آن موجب آسیب دیدن توان تولیدی اقتصاد، کاهش رشد اقتصادی و تولید ناخالص داخلی خواهد شد، بنابراین باید راهکاری اندیشه شود تا این رکود شکل گرفته در طرف تقاضای اقتصاد رفع شود. در این زمینه توسعه مالی و اعطای تسهیلات می‌تواند باعث تحریک تقاضا و ایجاد بسترهای لازم برای بازسازی فرآیندهای تولید شود. از این رو هدف مطالعه حاضر بررسی تاثیرپذیری رشد فعالیت‌های اقتصادی ایران از تسهیلات اعطایی به نهادهای اقتصادی-اجتماعی (شرکت‌های غیر مالی و خانوارها (به تفکیک گروه‌های درآمدی شهری و روستایی)) با تدوین ماتریس حسابداری اجتماعی مالی ایران بود.

نتایج این پژوهش نشان داد که تحریک تقاضای جاری خانوارها با تسهیلات جاری و تحریک تقاضای سرمایه‌ای خانوارها و شرکت‌های غیرمالی با تسهیلات سرمایه‌ای باعث افزایش تولید فعالیت‌های اقتصادی در سطح مناسبی می‌شود. به‌طوری‌که ضریب فزاینده تسهیلات جاری خانوارها بزرگتر از ۲ و ضریب فزاینده تسهیلات سرمایه‌ای خانوارها (به جز دهک درآمدی پایین) و شرکت‌های غیر مالی بزرگتر از یک است. با در نظر گرفتن درصد رشد افزوده نیز نتایج این پژوهش نشان دادند که با اعمال شوک بر تسهیلات بانکی، ارزش افزوده (درآمد عوامل تولید) افزایش پیدا می‌کند و اعطای تسهیلات سرمایه‌ای به نهادها و به ویژه شرکت‌های غیرمالی امکان افزایش رشد ارزش افزوده به میزان ۰/۱۶ درصد را فراهم می‌کند. بنابراین با اعطای تسهیلات و تامین اعتبارات برای نهادها می‌توان زمینه تحریک تقاضا را فراهم کرد و انتظار بهبود تولیدات فعالیت‌ها و کاهش رکود را داشت. در این زمینه می‌توان با اتخاذ تدابیر و راهکارهایی نظیر اعطای تسهیلات خرید به مصرف‌کنندگان، زمینه رونق واحدهای تولیدی را فراهم کرد. همچنین با تسهیل دریافت تسهیلات سرمایه‌ای برای خانوارها و شرکت‌های غیر مالی می‌توان به تحرک‌بخشی سمت عرضه کمک کرد.

با توجه به نتایج بدست آمده، در بخش تسهیلات جاری اعطای تسهیلات به خانوارهای شهری و همچنین خانوارهای گروه‌های درآمدی پایین شهری و روستایی و در بخش تسهیلات سرمایه‌ای اعطای تسهیلات به خانوارهای روستایی و خانوارهای گروه‌های

درآمدی بالا، می‌تواند تبعات تولیدی بیشتری نسبت به سایر گروه‌ها داشته باشد. از این رو پیشنهاد می‌شود در صورت امکان در اعطای تسهیلات به بخش خصوصی و خانوارها، گروه-هایی که می‌تواند تاثیری بیشتری داشته باشند، هدف‌گذاری شوند. همچنین از آنجا که اعطای تسهیلات مختلف جاری یا سرمایه‌ای آثار متفاوتی بر تولید بخش‌های اقتصادی دارند، چنانچه رشد تولید بخش خاصی در اقتصاد مورد نظر است، نوع تسهیلات اعطایی متناسب با رشد آن بخش در نظر گرفته شود.

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 author(s) received no financial support for the research, authorship, and publication of this article.

Reference

Abounoori, A., & Teimoury, M. (2013). Investigation of the Effect of Financial Development on Economic Growth: A Comparative Study in OECD and UMI Countries. *Economic Growth and Development Research*, 3(11), 40-29. (in Persian). 20.1001.1.22285954.1392.3.11.3.5

Ahmad, K., & Ihsan, A. (2018). Impact of Islamic finance on economic growth–empirical evidence from Pakistan. *International Journal of Scientific & Engineering Research*, 9(7), 476-89.

Amiri, M. , Jahangard, E. , Ghasemi Sheshdeh, M. and Omidvar, S. (2025). Structural Changes, Fundamentals, and Typology of Economic Growth Pattern in Iran: An ARDL Approach. *Quarterly Journal of Quantitative Economics (JQE)*, *22*(3), 138-173. doi: 10.22055/jqe.2023.42746.2537 (in Persian).

Ansari, V. (2009). *Determining sources of production growth and priority sectors of investment in Iran: an analysis in the framework of input-output tables and social accounting matrix*. PhD Thesis. University of Tehran. (in Persian).

Awad, I. M., & Al Karaki, M. S. (2019). The impact of bank lending on Palestine economic growth: an econometric analysis of time series data. *Financial Innovation*, 5 (1), 1-21.

Azizi, A., & Mehrabi Boshrabadi, H. (2015). Investigate the Effect of Agricultural Bank Payment Facilities on the Growth of Agricultural Sub-Sectors. *Rural Development Strategies*, 1(4), 1-11. (in Persian). https://doi.org/10.22048/rdsj.2015.9614

Bazzazan, F., & Seifi Shahpar, Z. (2015). The Financial Social Accounting Matrix for Iran and Ita Applications. *Economics Research*, 15(59), 1-34. (in Persian).https://doi.org/10.22054/joer.2016.1827

Branson, W. (2003). *Economic analysis methods and their application*. Tehran University Publications.

Central Bank of Iran, (2021). National accounts of Iran. (in Persian).

Chen, Y. F., Drezner, Z., Ryan, J. K., & Simchi-Levi, D. (2000). Quantifying the Bullwhip Effect in a Simple Supply Chain: The Impact of Forecasting, Lead Times and Information. *Management Science*, 46(2), 436-443.

Cohen, J. (1963). Circular Flow Models in the Flow of Funds. *International Economic Review*, 4(2), 153-170.

Cohen, J. (1968). Integrating the real and financial via the linkage of financial flow. *The journal of Finance*, 23(1), 1-27.

Dawson, J. C. (1958). A Cyclical Model for Postwar US Financial Markets. *The American Economic Review*, 145-157.

Dezhpasand, F., & Bokharayee, R. (2016). An Evaluation between Financial Development and Economic Growth Based on Post-Keynesian Macro-Model. *Financial Economics*, 10(34), 59-92. (in Persian). https://ecj.ctb.iau.ir/article_523943.html

Eurostat. (2008). Eurostat manual of supply, use and input–output tables. Eurostat methodologies and working papers.

Fatthi Aghababa, M., Azizi, K., & Mahmmodzade, M. (2020). The Impact of Bank Facilities in Different Areas of Economy on the Growth of the Added Values in Industry, Services, Agriculture, Building Construction and Housing. *Economic Modelling*, 14(50), 77-102. (in Persian). 10.30495/ECO.2020.674218

Feqhe Majidi, A., Ahmadzade, K., & Goudini, S. (2017). The Impacts of Liberalization and Financial Development on Economic Growth in OPEC Countries. *Quarterly Journal of The Macro and Strategic*

Policies, 5(17), 97-120. (in Persian). https://www.jmsp.ir/article_47924.html

Goldsmith, R. W. (1969), *Financial Structure and Development*, New Haven, CT: Yale University Press.

Hadi Zonooz, B., & Bakhtiari, H. (2010). Factors Affecting the Calculation of Productivity of Factors of Production Case study: Carbon Co. in Iran. *Economics Research*, 10(37), 241-266. (in Persian). https://joer.atu.ac.ir/article_2777.html

Hoshmand, M., & Daneshnia, M. (2012). Impact of Financial Development on Economic Growth in Iran. *Monetary & Financial Economics*, 18(2), 45-61. (in Persian). https://doi.org/10.22067/pm.v18i2.27610.

Hosseinpoor Naderi, M., Alijani, F., & Nikoukar, A. (2022). The Impact of Bank Credits on Iranian Agricultural Growth. *Agricultural Economics and Development*, 29(4), 285-314. (in Persian). 10.30490/AEAD.2022.354141.1331

Hossini, M., Ashrafi, Y., & Siami Araghi., E.(2012). The Review of Relationship between Financial Development and Economic Growth with Introducing New Variables. *Quarterly journal of researches and economic policies*. 19 (60) :19-34. (in Persian). URL: http://qjerp.ir/article-1-184-fa.html

Iran Statistics Center, (2021). National accounts of Iran. (in Persian).

Jafari Samimi A., Farhang, S., Rostamzadeh, M., & Mohammadzadeh, M. (2010)Impact of Financial Development and Trade Liberalization on Economic Growth in Iran. *Economic research*; 9 (4) :1-21. (in Persian). URL: http://ecor.modares.ac.ir/article-18-2162-fa.html

Javanbakht, O. (2009). *The effectiveness of the growth of the agricultural sector and other economic sectors of Iran from reducing the interest rate of facilities and increasing the supply of facilities: a calculable general equilibrium model approach*, PhD thesis, University of Tehran. (in Persian).

Javanbakht, O., & Salami, H. (2012). Comparing Effects of Two Policies Reducing Interest Rate and Increasing Supply of Credits on Growth of Production in Iran: A FCGE Analysis. Journal of Agricultural Economics and Development, 26(4), 315-336. (in Persian). 10.22067/JEAD2.V1391I4.19900

Junius, T., & Oosterhaven, J. (2003). The solution of updating or regionalizing a matrix with both positive and negative entries. *Economic Systems Research*, 15(1), 87-96.

Kargarborzi, A., Jalai, S., & Pourrezaqoli, H. (2013). Investigating the effect of unemployment on the occurrence of crime in Kerman province (case study: robbery). *Kerman Police Science*, 1(9), 18-30. (in Persian).

Khodadad Kashi, F. (2010), *Industrial Economy*, Tehran, Samt Publishing House. (in Persian).

Klein, L. R., Klein, L. E., & Welfe, W. (1983). *Lectures in econometrics* (Vol. 22). North Holland.

Kuzegari Mamqani, Z. (2013). Investigating profit planning and break-even analysis and levers, International Accounting and Management Conference, Tehran. (in Persian).

Lawal, I. M., & Imam, U. B. (2016). Islamic finance and economic growth: Empirical evidence from Nigeria. *Journal of Economics and Sustainable Development*, 7(16), 99-108.

Leung, D., & Secrieru, O. (2012). Real-financial linkages in the Canadian economy: an input–output approach. Economic Systems Research, 24(2), 195-223.

Li, J. (2008). The financial social accounting matrix for China, 2002, and its application to a multiplier analysis. MPRA Paper No. 8174, posted 09 Apr 2008 04:47 UTC

McKinnon, R. (1973). *Money and Capital in Economic Development*, Washington, DC The Brookings Institutions. Pp3-15.

Mehrara, M., Ayin, S., & Hokallahi, Y. (2019). Impact of domestic credit and real interest rate on economic growth: Cases of Iran and Malaysia . *Journal of Islamic Economics and Banking*, 8 (26), 51-67. (in Persian). URL: http://mieaoi.ir/article-۱-۷۹۰-fa.html

Mohamadnejad, N., Fetras, M., & Masoumi, M. (2015). Analysis of the Association between Bank Credit and Economic Growth. *Monetary & Financial Economics*, 22(10), 1-21. (in Persian). https://doi.org/10.22067/pm.v22i10.41270

Mokhtari Asl Shoti, A., & Sherkat, A. (2016). A Study on Various Methods of Updating Supply and Use Tables and Their Applications for Iran. *Iranian Journal of Economic Research*, 21(68), 207-239. (in Persian). https://doi.org/10.22054/ijer.2016.7501

Moradi, I., Ghaffari Ismaili, M., & Ahmadi, A. (2017). The effect of the growth of banking facilities on economic growth and investment in Iran. *Monetary and banking research*. 11(35), 1-24. (in Persian).

https://jmbr.mbri.ac.ir/browse.php?a_code=A-10-726-1&slc_lang=fa&sid=1

Robinson, S. (1991). Macroeconomics, financial variables, and computable general equilibrium models. *World development*, 19(11), 1509-1525.

Roe, A. R. (1985). The flow of funds as a tool of analysis in developing countries. G. *Pyatt and JI Round* (eds), 70-83.

Saidi, P., Abbasi, I. (2012). The effect of commercial bank facilities on economic growth (case study of Golestan province). *Management Quarterly*, 8(23), 14-22. (in Persian).

Sayehmiri, A., Omidi, M., & Parvizfar, E. (2019). A Meta-Analysis of Financial Development Influences on Economic Growth. *Quarterly Studies in Banking Management and Islamic Banking*, 4(11), 131-150. (in Persian). https://doi.org/10.22034/jifb.2020.209353.1164

Seifi pour, R (2010). Empirical Study on Effect Financial Development level on Economic Growth. *Financial Knowledge of Securities Analysis*, 3(5), 33-52. (in Persian).

Shahchera, M., & Mirhashmi Naini, S. (2011). Analysis of the effects of monetary policy shock on the facilities of Iran's banking network (1380-1388). *Economic Development Research Quarterly*, 1(4). 91-118. (in Persian).

Shaw, E. S. (1973). *Financial deepening in economic development*. New York: Oxford University Press.

Stone, R. (1966). The Social Accounts from A Consumer's Point of View: An Outline and Discussion of the Revised United Nations System of National Accounts. Review of Income and Wealth, 12(1), 1-33.

Temurshoev, U., & Timmer, M. P. (2011). Joint estimation of supply and use tables. *Papers in regional science*, 90(4), 863-882.

Tobin, J. (1969). A general equilibrium approach to monetary theory. *Journal of money, credit and banking*, 1(1), 15-29.

Torabi, T., Pikarjo, K., & Abron, N. (2010). The impact of financial development on growth rate in oil and non-oil developing countries. *Financial Knowledge of Securities Analysis*, 3(7). 139-163. (in Persian). https://jfksa.srbiau.ac.ir/article_4940.html

Touati, K., & Kherbachi, H. (2016). Assessing the impact of structural changes in the financial sector on the Algerian economy: A financial social accounting matrix approach. *les cahiers du cread*, 115 (10), 35-72.

United Nations Economic Commission for Africa, (UNECA). (2012), *Handbook of Supply and Use Tables: Compilation, Application, and Practices Relevant to Africa*, The African Center for Statistics

Vorhami, V., & Avaznia, J. (2017). Survey Simultaneous Effect of Deposit and Loan Rate on Economic Growth in selective Developing Countries. *Economic Strategy*, 6(20), 65-83. (in Persian). https://econrahbord.csr.ir/article_103330.html

Wong, K. S. K., & Lee, C. (2009). Financial social accounting matrix: concepts, constructions and theoretical framework. MPRA Paper No. 14641, posted 21 Apr 2009 13:55 UTC.

فصلنامه‌ی اقتصاد مقداری (بررسی‌های اقتصادی سابق) زمستان ۱۴۰۴ ۲۲(۴) ۱۵۱-۱۲۷



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 نوسانات بازار سهام، ارز و سکه بر ناآرامی اجتماعی در ایران: رهیافتی از الگوی TVP-QVAR

امیر جمشیدی* *، وحید امیدی ** و نرگس علی‌کرم‌زاده ***

* دانشجوی دکتری اقتصاد، گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد و علوم اجتماعی، دانشگاه شهید چمران اهواز، اهواز، ایران (نویسنده مسئول).
** استادیار اقتصاد، دانشکده علوم اقتصادی و اداری، دانشگاه قم، قم، ایران.
*** کارشناس ارشد علوم اقتصادی، دانشکده اقتصاد و علوم اجتماعی، دانشگاه الزهرا، تهران، ایران.

اطلاعات مقاله

تاریخ دریافت: ۲۱ خرداد ۱۴۰۲
تاریخ بازنگری: ۲ مهر ۱۴۰۲
تاریخ پذیرش: ۷ اردیبهشت ۱۴۰۳

ارتباط با نویسنده (گان) مسئول:
ایمیل:
amirjamshidi.eco@gmail.com
0009-0006-6022-3582

آدرس پستی:
همدان، خیابان خواجه رشید، کوچه گوهریان، بن بست موسوی، ساختمان رز واحد ۳.

طبقه‌بندی JEL: E44 ,G19 ,F31 ,D39

واژگان کلیدی:
ناآرامی اجتماعی، نوسان، بازار سهام، بازار ارز، بازار سکه.

قدردانی: از داوران محترم بابت پیشنهادات ارزنده شان در بهبود این مقاله تشکر می‌کنیم.
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 پژوهش‌های اقتصاد مقداری (بررسی‌های اقتصادی سابق)

چکیده

ناآرامی‌های اجتماعی در دهه‌های اخیر بصورت گسترده در اکثر کشورها از جمله ایران نمود پیدا کرده است که دلایل و عوامل ایجاد این ناآرامی‌ها نیز متفاوت از یکدیگر بوده است. عوامل اقتصادی همچون نابرابری، بیکاری، تورم و فقر که نتیجه بکارگیری سیاست‌های اقتصادی متفاوت بوده‌اند خود نارضایتی عمومی را به همراه داشته‌اند و در نهایت به ناآرامی‌های اجتماعی ختم می‌شوند. از سوی دیگر، در سالهای اخیر نوسانات ناشی از بازارهای مختلف در اقتصاد ایران عاملی برای بروز ناآرامی بوده است. به ویژه تشویق دولت به ورود سرمایه‌گذاران در بازار سهام و سقوط شاخص کل بورس اوراق بهادار تهران در سال ۱۳۹۹ موجب بروز نارضایتی در بین سرمایه‌گذاران و به تبع آن ناآرامی اجتماعی شد. از سوی دیگر، با توجه به اینکه بازار طلا و ارز به جهت شرایط تورمی و تحریمی اقتصاد ایران همواره به عنوان مأمنی امن برای سرمایه‌گذاران بوده است، بروز نوسان در این دو بازار با از بین بردن احساس امنیت سرمایه‌گذاران موجب بروز ناآرامی شده است. از سوی دیگر، با توجه به اینکه نوسان در بازار ارز می‌تواند نااطمینانی در فرآیند تولید را افزایش دهد، افزایش ناآرامی اجتماعی به واسطه نوسان در بازار ارز از این طریق نیز امر محتملی است. از این رو، در این مطالعه اثر نوسان در بازار طلا، ارز و سهام بر ناآرامی اجتماعی در ایران در بازه زمانی ۱۳۷۸/۱۰/۰۱ تا ۱۳۹۸/۰۴/۱۰ با استفاده از الگوی TVP-QVAR مورد بررسی قرار گرفته است. هدف این مطالعه پاسخ به این پرسش است که بازارهای یاد شده در طول زمان چگونه بر ناآرامی اجتماعی اثر گذاشته‌اند؟ همچنین، نقش کدام بازار و در چه بازه زمانی بیشتر بوده است؟ نتایج مطالعه انجام شده بیانگر آن است که نتیجه مطالعه انجام شده نشان می‌دهد که هر چند هر سه بازار در بروز ناآرامی اجتماعی در ایران نقش داشته‌اند، اما از سال ۱۳۹۳ به این سو نوسانات بازار سهام بیشترین اثر را در بلندمدت بر شاخص ناآرامی اجتماعی داشته است.

ارجاع به مقاله:
جمشیدی، امیر.، امیدی، وحید و علی‌کرم‌زاده، نرگس. (۱۴۰۴). بررسی اثر سرریز نوسانات بازار سهام، ارز و سکه بر ناآرامی اجتماعی در ایران: رهیافتی از الگوی TVP-QVAR. *فصلنامه اقتصاد مقداری (بررسی‌های مقداری سابق)*، ۲۲(۴)، ۱۵۱-۱۲۷.

doi 10.22055/jqe.2024.44036.2562

© 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

ارائه یک تعریف دقیق کمی و کیفی از بحران دشوار است و معمولا پژوهشگران نیز بر نشانه‌های بحران تکیه می‌کنند. بحران‌های اجتماعی خطرهایی هستند که تعادل، امنیت و سلامت اجتماعی را به‌طور جدی تهدید می‌نمایند. بحران‌ها هم ماهیت و هم منشا اجتماعی دارند و می‌توانند به‌صورت ناآرامی‌های اجتماعی، فشارهای برهم‌زننده سیاسی، شورش‌ها و اعتصاب جهت درخواست‌های اقتصادی ظاهر شوند. ناآرامی اجتماعی به نارضایتی عمومی و شیوه‌های رفتار نامتعارف و گاه خشونت‌آمیز افراد در جامعه اشاره دارد. ممکن است بعضی از جوامع با بحران‌های اقتصادی اجتماعی مواجه باشند اما نشانه‌های ناآرامی و نارضایتی به سرعت نمایان نشوند. لیکن پیامدهای سیاست‌های اقتصادی همراه با اَشکال گوناگون، زمینه‌های بروز آسیب‌های اجتماعی همچون جرم و جرائم، خشونت و اعتیاد را فراهم نمایند که بستر بروز ناآرامی‌های اجتماعی را مهیا می‌کنند (Raghfar, Sangarimohazab & Amini Abchoieh, 2022). ناآرامی‌های اجتماعی در دهه‌های اخیر به‌صورت گسترده در اکثر کشورها از جمله ایران نمود پیدا کرده است که دلایل و عوامل ایجاد این ناآرامی‌ها نیز متفاوت از یکدیگر بوده است. مطالعات نظری و تجربی گسترده‌ای جهت بررسی روابط بین عوامل اقتصادی و بروز ناآرامی‌های اجتماعی صورت گرفته است. عوامل اقتصادی همچون نابرابری، بیکاری،تورم و فقر که نتیجه به‌کارگیری سیاست‌های اقتصادی متفاوت بوده‌اند خود نارضایتی عمومی و به دنبال آن بی‌ثباتی اقتصاد کلان را همراه داشته‌اند که در نهایت به ناآرامی‌های اجتماعی ختم می‌شوند. در تئوری‌های اقتصادی از سرمایه‌گذاری به عنوان موتور محرک رشد اقتصادی یاد می‌شود. بر همین اساس بررسی موضوع سرمایه‌گذاری و همچنین عوامل تاثیرگذار بر آن از اهمیت ویژه‌ای برخوردار است. در بین تمامی متغیرهای اثرگذار بر سرمایه‌گذاری می‌توان از نرخ ارز، طلا و سهام به عنوان متغیرهای مهم و بنیادی نام برد. با توجه به شرایط اقتصاد ایران ارز، طلا و سهام به عنوان بازارهایی مهم جهت سرمایه‌گذاری افراد جهت حفظ ارزش دارائی‌ها مورد توجه بوده است. در واقع به دلیل وجود نااطمینانی به جهت تورم مزمن و شرایط تحریمی در اقتصاد ایران افراد همواه به دنبال حفظ ارزش دارایی خود هستند و بازارهای یاد شده از این نظر برای سرمایه‌گذاران دارای اهمیت هستند. با توجه به ارتباط دو سویه و منفی که بین سرمایه‌گذاری و ناآرامی اجتماعی برقرار

است و نیز اثر عوامل مذکور بر سرمایه‌گذاری، بررسی اثر نوسان در بازارهای ارز، طلا و سهام بر ناآرامی اجتماعی حائز اهمیت است.

نوآوری مطالعه انجام شده دارای چند بعد است: اولا بررسی انجام شده نشان می‌دهد تا کنون مطالعه‌ای در بعد داخلی و خارجی اثر نوسان در بازارهای مذکور بر ناآرامی اجتماعی را بررسی نکرده است. ثانیا استفاده از الگوی TVP-QVAR در بررسی جهت و میزان اثرگذاری نوسانات بازارها در طول زمان بر ناآرامی اجتماعی مسبوق به سابقه نیست.

مطالعه حاضر در شش بخش صورت گرفته است. پس از مقدمه در بخش دوم به مبانی نظری پرداخته شده است. در بخش سوم، پیشینه پژوهش و در بخش چهارم آن نیز روش‌شناسی و تحلیل نتایج ارائه شده است. در نهایت بخش پنجم و ششم به ترتیب دربرگیرنده نتیجه‌گیری و پیشنهاد است.

۲- مبانی نظری

بحران یا ناآرامی اجتماعی به معنای عام عبارت است از یک وضعیت ناپایدار که در آن ساختارهای یک جامعه دچار اخلال می‌شود. ناآرامی‌های اجتماعی می‌توانند جنبه‌های سیاسی، اجتماعی و اقتصادی داشته باشند و به بروز نااطمینانی منتهی شوند که آن هم عواقبی به دنبال دارد، از جمله عدم تمایل سرمایه‌گذاران داخلی و خارجی به سرمایه‌گذاری، تضعیف حقوق مالکیت، انتظارات تورمی، نوسان و عدم تعادل در بازارها (Yin & Song, [1] Hove , Tchana & Mama, 2016[3], Cucinelli and Soana, 2023[2], 2023[1], Tuladhar, 2005[4]). در تئوری‌های اقتصادی، سرمایه‌گذاری به عنوان موتور محرکه رشد اقتصادی شناخته می‌شود و لازمه نیل به توسعه اقتصادی و اجتماعی، داشتن رشد اقتصادی مناسب، مداوم و مستمر است. سرمایه‌گذاری برخلاف مصرف، بسیار نوسانی و نسبتاً بی‌ثبات است و ردپای چرخه‌های تجاری را می‌توان در نوسانات سرمایه‌گذاری جستجو کرد (Shakeri, 2013). با توجه به اینکه نرخ ارز عامل مهمی در تامین کالاهای سرمایه‌ای است

[1] Yin and Song

[2] Cucinelli and Soana

[3] Hove et al.

[4] Tuladhar

و نیز با توجه به رابطه بین سرمایه‌گذاری و ناآرامی‌های اجتماعی ارتباط بین نوسان در بازار ارز و ناآرامی‌های اجتماعی اجتناب ناپذیر است. نوسان نرخ ارز بیانگر وضعیت عدم تعادل در تراز پرداخت‌ها و اقتصاد است (Doojav, 2009). نوسان در بازار ارز اثرات مختلف و گسترده‌ای بر اقتصاد می‌گذارد. تغییرات مداوم در این بازار و همچنین اتخاذ سیاست‌های متنوع در این حوزه، به همراه آشفتگی ارزی، بطور مستقیم بر هزینه‌های بنگاه، خانوار و دولت اثرگذار است. همانطورکه (Bellemare5, 2015) بیان می‌کند، نوسان در بازار ارز با افزایش قیمت کالاهای وارداتی بر ناآرامی اجتماعی موثر است. به طور مشخص افزایش هزینه کالاها در سبد مصرفی خانوار موجب کاهش سطح رفاه شده و این طریق نارضایتی عمومی را دامن می‌زند. برای مثال در سال ۲۰۲۰ کاهش ارزش پول لبنان در میانه بحران اقتصادی این کشور به تظاهرات خیابانی انجامید (Barrett, Chen, Chivakul, and Igan, 20216). از سوی دیگر، نابسامانی در بازار ارز، با توجه به اهمیت نرخ ارز و نقش آن در بخش تولید از جهت تامین مواد اولیه نااطمینانی در فرآیند تولید را افزایش می‌دهد.

بازار دیگری که نوسان در آن می‌تواند ناآرامی اجتماعی را تشدید کند بازار سهام است. سرمایه‌گذاری در این بازار با ریسک‌های مختلفی مواجه است و عدم توجه و آگاهی به ساز و کار این بازار می‌تواند تبعات جبران ناپذیری برای سرمایه‌گذار داشته باشد. همانطورکه (Kahneman and Tversky[7], 1979) بیان کرده‌اند واکنش افراد به زیان در بازارها، به ویژه بازارهای مالی، شدیدتر از واکنش به سود است. لذا اگر نوسانات بازار به گونه‌ای باشد که تعداد زیادی از سرمایه‌گذاران را تحت تاثیر قرار دهد احتمال واکنش به این شرایط افزایش یافته در مقیاس بزرگتر می‌تواند به بروز ناآرامی اجتماعی بی‌انجامد. این موضع به ویژه زمانی اهمیت بیشتری می‌یابد که دولت در ترغیب مردم به سرمایه‌گذاری در بازار سهام نقش داشته باشد. به طور مشخص افزایش نوسان در بازار سهام موجب افزایش نااطمینانی از سرمایه‌گذاری انجام شده در این بازار شده و لذا موجب نارضایتی سرمایه‌گذاران می‌شود. از سوی دیگر، افزایش نوسان در بازارهای مالی به طور کلی بیانگر نااطمینانی در شرایط اقتصاد کلان است. لذا، می‌توان چنین بیان داشت که بازار سهام

[5] Bellemare

[6] Barrett et al

[7] Kahneman and Tversky

آئینه‌ای از شرایط اقتصاد کلان است که مشکلات در سایر بخش‌ها خود را در آن نمایان می‌کند. در اینصورت نوسان در بازار سهام نمایی از نااطمینانی در شرایط عمومی اقتصاد کشور است. از این رو، نوسان در این بازار برای سرمایه‌گذار بیانگر بروز نااطمینانی در شرایط اقتصاد کلان بوده که عاملی برای بروز ناخرسندی در آن‌ها است.

از سوی دیگر، نوسان در بازار طلا نیز بر بروز ناآرامی‌های اجتماعی مؤثر است. با توجه به اینکه طلا همواره به عنوان دارائی امن[8] در سبد سرمایه‌گذاری مورد توجه بوده است، نوسان در این بازار نشان دهنده بروز نااطمینانی در اقتصاد کلان است. در این شرایط نیز سرمایه‌گذاران احساس عدم امنیت نسبت به دارائی خود مواجه می‌شوند. به عبارت دیگر، با افزایش نوسان در بازار طلا دیگر نمی‌توان از آن به عنوان دارائی امن به منظور ایجاد تنوع در پرتفوی سرمایه‌گذار استفاده کرد.

۳- پیشینه پژوهش

۱-۳- مطالعات خارجی

هوله و همکاران(۲۰۲۲) به بررسی اثرات نابرابری‌های اقتصادی، سیاسی و اجتماعی بین گروه‌های هویتی مختلف که درگیری‌های خشونت آمیز در جوامع مختلف را در پی دارد در ۷۵ کشور می‌پردازند. نتایج آن‌ها نشان می‌دهدکه افزایش نابرابری اقتصادی و سیاسی منجر به فروپاشی همکاری بین جناح‌هایی می‌شود که در ابتدا به دنبال همکاری بودند. مکانیسم‌های خاصی از جمله جداسازی قدرت سیاسی و اقتصادی از طریق حاکمیت قانون و وفاداری به دولت یا جناح مسلط، می‌توانند این روند را به تاخیر بیندازند. (Houle, Ruck, Bentley & Gavrilets, 2022).

دادگر و محمودوند(۲۰۲۲) به بررسی ارتباط بین نابرابری و ناآرامی‌های اجتماعی در ۳۶ کشور توسعه‌یافته و ۱۷ کشور منا پرداخته‌اند. نتایج آن‌ها نشان می‌دهد که نابرابری منجر به ناآرامی و بی‌ثباتی سیاسی و اجتماعی شده و نرخ رشد اقتصادی را کاهش می‌دهد. (Dadgar & Mahmoodvand, 2022).

8 Safe-haven

سدیک و زو (۲۰۲۰) به بررسی ارتباط پاندمی‌های بزرگ در گذشته با رشد اقتصادی، نابرابری و ناآرامی اجتماعی پرداخته‌اند. نتایج آن‌ها نشان داد پاندمی‌هایی از جمله کووید-۱۹ می‌تواند منجر به افزایش ناآرامی‌های اجتماعی از طریق کاهش تولیدات و افزایش نابرابری بشود. (Sedik, Xu, 2020).

لاگی و همکاران(۲۰۱۱) به بررسی اثر تغییرات در قیمت مواد غذایی در شمال آفریقا و خاورمیانه می‌پردازند. نتایج آن‌ها نشان می‌دهد افزایش قیمت مواد غذایی بالاتر از یک آستانه مشخص، منجر به اعتراضات و ناآرامی‌های اجتماعی می‌گردد. (Lagi, Bertrand & Bar, 2011).

آستریو و سیریوپلوس(۲۰۰۰) به بررسی ارتباط بین نااطمینانی شرایط سیاسی-اجتماعی و شاخص عمومی بورس اوراق بهادار در یونان می‌پردازند. نتایج آن‌ها نشان می‌دهد ارتباطی قوی و منفی بین شرایط سیاسی- اجتماعی و بورس اوراق بهادار آتن برقرار است. (Asteriou & Siriopoulos, 2000).

۲-۳- مطالعات داخلی

موسوی و همکاران (۱٤۰٤) به بررسی اثرات نامتقارن شاخص‌های عمده اقتصاد کلان بر شاخص قیمت بازار سهام پرداخته‌اند. نتایج مطالعه حاکی از آن است که اثیر تورم، نرخ ارز، نقدینگی، تولید ناخالص داخلی بر شاخص قیمت بازار سهام مثبت و معنی‌دار بوده است. براساس سایر نتایج این مطالعه نیز اثر متغیرهای نرخ ارز و نرخ تورم بر شاخص قیمت بازار سهام نامتقارن بوده است.

امیری و همکاران (۱٤۰۳) به بررسی ویژگی پوشش ریسک و پناهگاه امن برای سه دارایی جایگزین سهام در بورس اوراق بهادار تهران شامل طلا، ارز و بیت‌کوین در دوره زمانی ۱۳۹٤ تا ۱۳۹۹ پرداخته‌اند. نتایج نشان می‌دهد که طلا، ارز و بیت‌کوین پناهگاه امن و قوی برای سهام در بورس اوراق بهادار محسوب می‌شوند ولی پوشش ریسک مناسبی برای این سهام نیستند. بر اساس نتایج این مطالعه، به‌طور کلی ترکیب سبد سرمایه‌گذاری متشکل از سهام، ارز، طلا و بیت‌کوین می‌تواند به مدیریت ریسک سرمایه‌گذاری و کاهش ریسک ناشی از نوسانات قیمت دارایی‌ها کمک شایانی نماید.

پیرپور و صمصامی (۱۴۰۳) رابطه بین نوسانات نرخ ارز و تورم را طی دوره ۱۳۵۳ تا ۱۴۰۱ مورد بررسی قرار داده‌اند. نتایج مطالعه نشان می‌دهد که نوسانات نرخ ارز اثر مثبت و معناداری بر تورم داشته است.

حسینی‌زاده آرانی و همکاران (۱۴۰۱) به تحلیل ریشه‌های اجتماعی شکل‌گیری و بروز نارضایتی‌های اجتماعی در ایران (مورد مطالعه: شهروندان تهرانی) پرداخته است. یافته‌های پژوهش نشان می‌دهند که اکثریت۸۰/۱ درصدی از شهروندان تهرانی در سطح کمی تمایل به مشارکت در اشکال غیر مدنی برای بروز اعتراضات اجتماعی داشته‌اند و صرفا ۷/۷ درصد در سطح زیاد مایل به شرکت در اشکال خشونت آمیز بروز نارضایتی‌های اجتماعی بودند. لذا، تمایلات خشونت‌طلبانه در بین شهروندان تهرانی در حد بسیار ضعیف بوده و اکثریت شهروندان مایل‌اند تا نارضایتی‌های خویش را در اشکال مسالمت‌آمیز بروز دهند. در بعد تحلیلی، یافته‌ها گویای آن بودند که متغیرهای احساس محرومیت نسبی، توقعات فزاینده، منزلت اجتماعی، عدم ارضاء نیازها، احساس بی‌عدالتی و بی‌هنجاری اجتماعی، ارتباط مثبت و معناداری با نارضایتی‌های اجتماعی و بروز آن‌ها دارند.

راغفر و همکاران (۱۴۰۱) به بررسی اثر توزیع درآمد بر ناآرامی‌های اجتماعی می‌پردازند. مدل این پژوهش براساس محیطی که دربردارنده دو عامل هوشمند شامل شهروندان و نیروهای نظامی است، با استفاده از داده‌های اقتصاد ایران شبیه‌سازی می‌شود. براساس نتایج بدست‌آمده از شبیه‌سازی، زمانی‌که سطح پاداش برای نیروی نظامی نازل است، احتمال پیروزی شهروندان طغیانگر بیشتر می‌شود. نتایج نشان می‌دهد هنگامی که درآمد نیروهای نظامی در سطح متوسط قرار دارد، احتمال جنگ داخلی و هنگامی که درآمد نیروهای نظامی بالاست احتمال پیروزی دولت بالاتر خواهد بود. داشتن شغل شایسته و کاهش نابرابری‌های درآمدی می‌تواند به ثبات اجتماعی و سیاسی کمک کند.

ربیعی (۱۴۰۱) به بررسی تأثیر فناوری اطلاعات و ارتباطات و توزیع درآمد (ضریب جینی) بر ناآرامی‌های اجتماعی در ایران در طول دوره زمانی ۲۰۱۸-۱۹۸٤ با استفاده از روش خود رگرسیون با وقفه‌های توزیع شونده (ARDL) پرداخته است. نتایج بدست آمده نشان داد که فناوری اطلاعات و ارتباطات و توزیع عادلانه درآمد، به طور معناداری، به افزایش ناآرامی‌های اجتماعی در ایران منجر شده است. همچنین نرخ تورم به طورمعنادار، باعث

افزایش ناآرامی‌های اجتماعی در ایران می‌شود؛ درحالی که تولید ناخالص داخلی سرانه حقیقی، تأثیر معناداری بر ناآرامی‌های اجتماعی در ایران نداشت.

عسگری و حسینی (۱۴۰۰) به بررسی عوامل موثر بر وقوع ناآرامی‌های اجتماعی در ایران پرداخته‌اند. یافته کلي پژوهش آن است که ناآرامي‌هاي اجتماعي در کشور از توالي مراحل «اختلال»، «تکانه»، «بي تعادلي» و «جرقه» به وجود مي‌آيد و عواملي همچون بيکاري، بي ثباتي اقتصادي و کاهش ارزش پول ملي، افزايش شکاف‌هاي طبقاتي، پايين بودن نرخ سرمايه اجتماعی، سیاست‌ها و طرح‌های دشمن و و سرویس‌های اطلاعاتی آن‌ها در زمینه براندازی نظام، نفوذ و عملکرد نفوذی‌ها، کارکرد مخرب فضای مجازی، فساد اقتصادی و سیاسی-اداری، غفلت جامعه اطلاعاتی، ضعف برخی اجزای فرهنگی- امنیتی، در این فرآیند نقش تعیین کننده داشته و خواهند داشت.

محمدزاده و همکاران (۱٤۰۰) بررسی همبستگي زماني- تناوبي بين قيمت نفت، طلا و سهام بازار بورس تهران، با استفاده از تحلیل چندگانه موجک (MWC) پرداخته‌اند. نتایج نشان می‌دهد سه سري زماني فوق، در سرتاسر دوره همبستگي معني‌داري دارند. همچنین رابطه بین بازار سهام در ایران و بازارهای بین‌المللی نفت خام و طلا در مقیاس‌های زمانی مختلف تغییر کرده است. بر اساس نتایج همبستگی موجک شاخص قیمت سهام و قیمت نفت خام، در تمام دوره همبستگي بالايي وجود دارد این موضوع نشان از همبستگی موقت بین شاخص قیمت سهام و قیمت نفت خام است که در کوتاه مدت نوسان می کند. همچنین بر اساس نتایج همبستگی موجک شاخص قیمت سهام و قیمت طلا، نواحی همبستگی زیادی در کل دوره وجود دارد این موضوع نشان از همبستگی موقت بین شاخص قیمت سهام و قیمت طلا است که در کوتاه مدت نوسان می‌کند.

ترکی و همکاران (۱۳۹۵) به بررسی بررسی تأثیر شاخص قیمت سهام بر نرخ ارز در بازارهای کشورهای منتخب عضو گروه D-۸ پرداخته‌اند. نتایج الگوی جالب توجهی درمورد رابطه این دوبازارنشان می‌دهد که گویای رابطه منفی میان بازارهای سهام وارز خارجی است و زمانی که نرخ ارز بسیار بالا و یا پایین باشد، این رابطه آشکارتر است.

امام جمعه‌زاده و همکاران(۱۳۹۳) به بررسی ارتباط بین جهانی‌شدن و توسعه ارتباطات و گسترش دامنه تماس‌های مردم و ملت‌ها و نقش آن در شکل‌گیری اعتراضات در سراسر خاورمیانه و شمال آفریقا و برخی کشورهای عربی می‌پردازد. آن‌ها دریافتند که جهانی شدن از طریق خودآگاهی مردم و با در اختیار قرار دادن فن‌آوری هایی که بتوانند با

جهان خارج در ارتباط باشند به مردم خاورمیانه و شمال افریقا این امتیاز را می‌دهد که علیه حاکمانشان به پاخیزند و تحولات عظیمی را به وجود آورند.

در مطالعات انجام شده پیرامون عوامل اثرگذار بر ناآرامی‌های اجتماعی عمدتا متغیرهایی چون توزیع درآمد، بیکاری، تورم، جهانی شدن، نابرابری و غیره پرداخته شده است. آنچه در این مطالعات مورد توجه قرار نگرفته اثرگذاری نوسانات ناشی از بازارهای مختلف بر ناآرامی اجتماعی است. به طور مشخص در مطالعات داخلی و خارجی این پرسش که سرریز نوسانات بازارهایی که در سبد سرمایه‌گذاری افراد نقش مهمی دارند چگونه می‌تواند ناآرامی اجتماعی را تحت تاثیر قرار دهد؟ مغفول بوده است. از این رو، مطالعه پیش روی می‌تواند این شکاف مطالعاتی را تا حدودی پوشش دهد.

۴- روش پژوهش

در این مطالعه از روش TVP-QVAR اتصال-فرکانس که توسط (Chatziantoniou, Gabauer & Gupta, 2021)[9] ارائه شده، استفاده شده است. به منظور محاسبه همه مقادیر ارتباطی ابتدا معادله QVAR(P) زیر برآورد می‌شود:

$$x_t = \mu_t(\tau) + \varphi_1(\tau)x_{t-1} + \varphi_2(\tau)x_{t-2} + \cdots + \varphi_p(\tau)x_{t-p} + u_t(\tau) \qquad (۱)$$

که در آن x_t و x_{t-1} بردارهای درونزای $N \times 1$ بعدی هستند. τ بین صفر تا یک بوده و بیانگر چندک مورد نظر است. همچنین p طول وقفه مدل QVAR را مشخص می‌کند. $\mu_t(\tau)$ بیانگر بردار میانگین شرطی و $\varphi_j(\tau)$ ماتریس ضرایب است. در نهایت $u_t(\tau)$ نیز بیانگر جزء اخلال است.

متعاقبا، تجزیه واریانس پیش‌بینی خطاهای تعمیم‌یافته (GFEVD)[10]، که جزء مهمی در رویکرد ارتباط محسوب می‌شود محاسبه شده است. تجزیه واریانس پیش‌بینی خطاهای عمومی می‌تواند به این صورت تفسیر شود که بیانگر اثر شوک در سری j بر متغیر i در قالب واریانس خطای پیش‌بینی بوده و به صورت زیر محاسبه می‌شود:

[9] Chatziantoniou et al. (2021)

[10] Generalized Forecast Error Variance Decomposition

$$\theta_{ij}(H) = \frac{(\Sigma(\tau)_{jj}^{-1} \sum_{h=0}^{H} \left(\left(\psi_h(\tau)\Sigma(\tau)\right)_{ij}\right)^2}{\sum_{h=0}^{H} \left(\psi_h(\tau)\Sigma(\tau)\psi_h'(\tau)\right)_{ij}} \quad (۲)$$

$$\tilde{\theta}_{ij}(H) = \frac{\theta_{ij}(H)}{\sum_{k=1}^{N} \theta_{ij}(H)} \quad (۳)$$

در معادلات فوق $\tilde{\theta}_{ij}(H)$ بیانگر سهم سری j در واریانس خطای پیش‌بینی سری i در افق H است.

با توجه به معادله (۳) خالص ارتباط دو به دوی متغیرها از عبارت زیر حاصل خواهد شد:

$$NPDC_{ij}(H) = \tilde{\theta}_{ij}(H) - \tilde{\theta}_{ji}(H) \quad (۴)$$

اگر $NPDC_{ij}(H) > 0$ به معنای آن است که سری j اثر بیشتری بر سری i دارد و بالعکس.

اثر کل هر متغیر به متغیرهای دیگر از رابطه زیر بدست می‌آید:

$$TO_i(H) = \sum_{i=1, i\neq j}^{N} \tilde{\theta}_{ji}(H) \quad (۵)$$

اثر کل هر متغیر از متغیرهای دیگر از رابطه زیر بدست می‌آید:

$$FROM_i(H) = \sum_{i=1, i\neq j}^{N} \tilde{\theta}_{ij}(H) \quad (۶)$$

با توجه به معادلات (۵) و (۶) اثر خالص هر متغیر بر سایر متغیرها از رابطه زیر به دست خواهد آمد:

$$NET_i(H) = TO_i(H) - FROM_i(H) \quad (۷)$$

همانطورکه مشخص است اگر $NET_i(H) > 0$ باشد سری i اثر خالص بر سایر متغیرها داشته و انتقال دهنده خالص شوک است.

حال با استفاده از رابطه زیر می‌توان شاخص ارتباط کل متغیرها را محاسبه کرد:

$$TCI(H) = N^{-1} \sum_{i=1}^{N} TO_i(H) = N^{-1} \sum_{i=1}^{N} FROM_i(H) \quad (۸)$$

این شاخص نشان دهنده اثر متوسط شوک یک سری بر دیگر سری‌ها است و هرچه بیشتر باشد ریسک بازار بیشتر است و بالعکس.

تا به اینجا معادلات تنها در قلمرو زمانی مورد محاسبه قرار گرفت. در ادامه همین فرآیند برای قلمرو فرکانس انجام خواهد شد. در اینصورت اگر تابع واکنش فرکانس به صورت $\Psi(e^{-i\omega}) = \sum_{h=0}^{\infty} e^{-i\omega h}\Psi_h$ در نظر گرفته شود به طوری که $i = \sqrt{-1}$ و ω نمایانگر فرکانسی باشد با چگالی طیفی از x_t در فرکانس ω، که می‌تواند با تبدیل فوریه[11] به شکل QVMA(∞) و به صورت زیر نوشته شود:

[11] Fourier transformation

$$S_x(\omega) = \sum_{h=-\infty}^{\infty} E(x_t x'_{t-h}) e^{-i\omega h} = \Psi(e^{-i\omega h}) \sum_t \Psi'(e^{+i\omega h}) \quad (۹)$$

در نتیجه فرکانس تجزیه واریانس پیش‌بینی خطاهای عمومی می‌تواند به صورت زیر فرمول-بندی شود:

$$\theta_{ij}(\omega) = \frac{(\Sigma(\tau))_{jj}^{-1} \left| \sum_{h=0}^{\infty} \sum_{h=0}^{\infty} (\Psi(\tau)(e^{-i\omega h}) \Sigma(\tau))_{ij} \right|^2}{\sum_{h=0}^{\infty} (\Psi(e^{-i\omega h}) \Sigma(\tau) \Psi(\tau)(e^{i\omega h})_{ii}} \quad (۱۰)$$

$$\tilde{\theta}_{ij}(\omega) = \frac{\theta_{ij}(\omega)}{\sum_{k=1}^{N} \theta_{ij}(\omega)} \quad (۱۱)$$

به طوری که $\tilde{\theta}_{ij}(\omega)$ نشان دهنده سهمی از طیف متغیر i است که در فرکانس داده شده ω بر شوک سری j اثرگذار است.

به منظور بررسی ارتباط کوتاه‌مدت و بلندمدت می‌توان همه فرکانس‌ها را در بازه مشخص

$$:d = (a, b): a, b \in (-\pi, \pi), a < b$$

$$\tilde{\theta}_{ij}(d) = \int_a^b \tilde{\theta}_{ij}(\omega) d\omega \quad (۱۲)$$

از اینجا به بعد می‌توان ارتباط بین متغیرها را مشابه حالت قبل اما در فرکانس‌های مشخص d به صورت زیر محاسبه کرد:

$$NPDC_{ij}(d) = \tilde{\theta}_{ij}(d) - \tilde{\theta}_{ji}(d) \quad (۱۳)$$

$$TO_i(d) = \sum_{i=1, i \neq j}^{N} \tilde{\theta}_{ji}(d) \quad (۱۴)$$

$$FROM_i(d) = \sum_{i=1, i \neq j}^{N} \tilde{\theta}_{ij}(d) \quad (۱۵)$$

$$NET_i(d) = TO_i(d) - FROM_i(d) \quad (۱۶)$$

$$TCI(d) = N^{-1} \sum_{i=1}^{N} TO_i(d) = N^{-1} \sum_{i=1}^{N} FROM_i(d) \quad (۱۷)$$

هرچند روابط ارائه شده در معادلات ۱۳ تا ۱۷ اطلاعاتی درباره بازه مشخصی ارائه می‌کند، اما چیزی در مورد اثر کل نمی‌گوید. به این منظور (Baruník & Křehlík, 2018)[۱۲] پیشنهاد می‌دهند که سهم هر فرکانس با توجه به کل سیستم با استفاده از رابطه $\Gamma(d) = \sum_{i,j=1}^{N} \tilde{\theta}_{ij}(d)/N$ وزن‌دهی شود. در اینصورت روابط فوق را می‌توان به صورت زیر بازنویسی کرد:

[12] Baruník and Křehlík (2018)

$$\widetilde{NPDC}_{ij}(d) = \Gamma(d).NPDC_{ij}(d) \quad (۱۸)$$
$$\widetilde{TO}_i(d) = \Gamma(d).TO_i(d) \quad (۱۹)$$
$$\widetilde{FROM}_i(d) = \Gamma(d).FROM_i(d) \quad (۲۰)$$
$$\widetilde{NET}_i(d) = \Gamma(d).NET_i(d) \quad (۲۱)$$
$$\widetilde{TCI}(d) = \Gamma(d).TCI(d) \quad (۲۲)$$

۵- تحلیل نتایج

۵-۱- داده‌های پژوهش

آمار توصیفی متغیرهای مورد استفاده در این مطالعه در **جدول ۱** قابل مشاهده است. همانطورکه ملاحظه می‌شود بیشترین میزان واریانس در بازه زمانی ۱۳۷۸/۱۰/۰۱ تا ۱۳۹۸/۰۴/۱۰ مربوط به بازار سهام بوده است. این موضوع به معنای آن است که این بازار نسبت به دو بازار دیگر دارای نوسان بیشتری بوده است. همچنین، چولگی شاخص همه متغیرها، غیر از نرخ ارز، مثبت است که نشان دهنده چولگی به راست است. از سوی دیگر شاخص کشیدگی همه متغیرها بیانگر میزان کشیدگی بیش از توزیع نرمال است. آماره JB نیز نشان می‌دهد هیچیک از متغیرها دارای توزیع نرمال نبوده و خود همبستگی و خطای ARCH/GARCH را نشان می‌دهند. این موضوع تاییدی بر امکان استفاده از مدل‌های TVP-VAR با واریانس زمانی متغیر است. از سوی دیگر، آماره ERS بیانگر آن است که همه متغیرها در سطح مانا بوده‌اند.

جدول ۱. آمار توصیفی[۱۳]
مأخذ: یافته‌های پژوهش

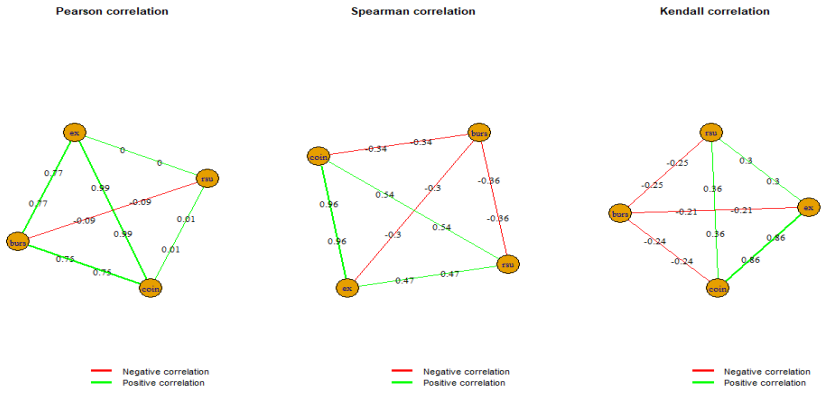
Table 1. Descriptive Statistics
Source:Research Findings

	rsui	Burs	coin	Ex
میانگین	۲۳/۴۳ ***	۳۶/۸۶ ***	۲/۰۶ ***	۰/۷۳ ***
انحراف معیار	۱۲۰/۳۵ ***	۱۵۱/۴۸ ***	۶/۹۲ ***	۱۰/۸۵ ***

[۱۳] در این جدول *ex* نرخ ارز، *coin* قیمت سکه، *Burs* شاخص کل بازار سهام و *rsui* شاخص ناآرامی اجتماعی است.

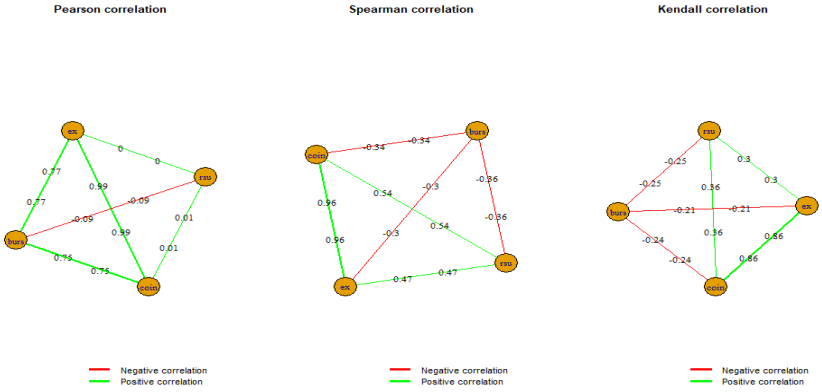
چولگی	۵/۲۹ ***	۵/۰۶ ***	۱/۸۲ ***	-۵/۹۷ ***
کشیدگی	۳۹/۸۱ ***	۳۴/۰۲ ***	۱۰/۶۲ ***	۶۰/۵۵ ***
JB	۷۷۶۳/۷۵ ***	۵۶۳۷/۳۷ ***	۳۷۸/۸۳***	۶۰/۵۵***
ERS	-۳/۴۰***	۰/۲۷***	-۳/۹۳ ***	-۴/۰۳ ***

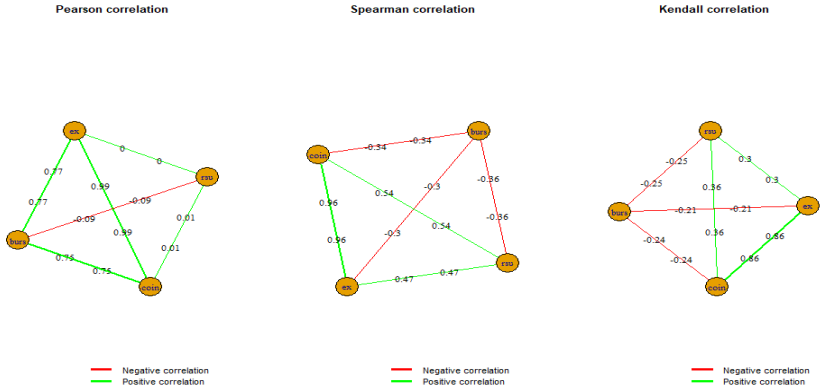
در

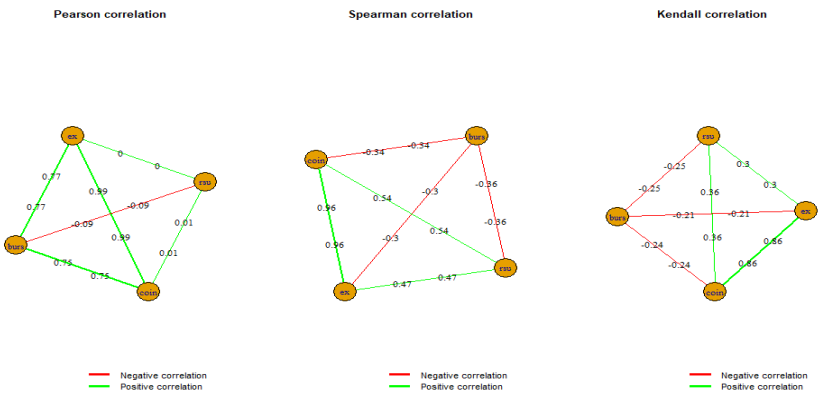


نمودار ۱ همبستگی بین متغیرهای الگو به سه روش پیرسون[۱۴]، اسپیرمن[۱۵] و کندال[۱۶] نشان داده است. در این نمودار همبستگی منفی با رنگ قرمز و همبستگی مثبت با رنگ سبز نشان داده شده است. همانطورکه ملاحظه می‌شود با توجه به روش کندال و اسپیرمن همبستگی بازار سرمایه با سه متغیر دیگر منفی بوده است. همچنین، همبستگی ناآرامی اجتماعی با بازار سرمایه در هر سه روش منفی بوده است. از سوی دیگر، همبستگی بین بازار ارز و سکه با ناآرامی اجتماعی مثبت بوده است.

[14] Pearson
[15] Spearman
[16] Kendall


Pearson correlation
Spearman correlation
Kendall correlation
ex
esu
burs
ecun
Negative correlation
Positive correlation


Pearson correlation
Spearman correlation
Kendall correlation
ex
esu
burs
ecun
Negative correlation
Positive correlation



نمودار ۱. همبستگی بین متغیرهای الگو
مأخذ: یافته‌های پژوهش
Figure 1. Correlation Between Model Variables

Source:Research Findings

۵- ۲ - نتایج مدل

جدول ۲ متوسط ارتباط و اثر بین متغیرهای مورد استفاده در مطالعه را به صورت کوتاه‌مدت، میان‌مدت و بلندمدت نشان می‌دهد. همانطورکه مشاهده می‌شود در کوتاه‌مدت بازار سرمایه به طور خالص به میزان ۱۰/۶۱ درصد بر سایر متغیرها اثرگذار بوده و ناآرامی اجتماعی معادل ۱۳/۲۱ درصد از بازار سرمایه، ارز و سکه اثر پذیرفته است. همچنین، به طور متوسط در کوتاه‌مدت ناآرامی اجتماعی ۵/۲۳ درصد از بازار سرمایه، ۸/۴۵ درصد از بازار سکه و ۸/۸۴ درصد از بازار ارز تأثیر پذیرفته است.

در میان‌مدت نیز همچنان بازار سرمایه بیشترین اثر را بر سایر متغیرها داشته است. همچنین، ناآرامی اجتماعی به میزان ۱/۲ درصد از بازار سرمایه، ۳/۸۹ درصد از بازار سکه و ۴/۲۲ درصد از بازار ارز اثر پذیرفته است که در مقایسه با کوتاه مدت میزان اثرگذاری این سه بازار بر ناآرامی اجتماعی کاهش یافته است.

در بلندمدت میزان اثر پذیری ناآرامی اجتماعی از سه بازار افزایش یافته و از میزان آن در کوتاه‌مدت گذشته است. همچنین، اثر پذیری آن از بازار سرمایه ۱۳/۹۲ درصد، از بازار سکه ۱/۶۴ درصد و از بازار ارز ۵/۵۴ درصد بوده است که نسبت به میان‌مدت افزایش چشمگیری را نشان می‌دهد.

نکته جالب توجه آنکه اثر پذیری ناآرامی اجتماعی از بازار سکه از کوتاه مدت به بلند مدت روند کاهشی داشته است. همین روند در مورد بازار ارز نیز تا حدودی قابل مشاهده است. اما در مورد اثر بازار سرمایه بر ناآرامی اجتماعی در بلندمدت افزایش قابل ملاحظه‌ای مشاهده می‌شود. در واقع، در بلندمدت بیشترین اثر از سه بازار مورد بررسی مربوط به بازار سرمایه بوده است.

جدول ۲..متوسط شاخص ارتباط کل در کوتاه مدت، میان مدت و بلندمدت
مأخذ: یافته‌های پژوهش

کوتاه‌مدت

Table 2. Average total Relationship index in the short, medium and long term
Source:Research Findings

Short Term

	Burs	coin	ex	rsu	From
burs	۱۱/۲۳	۱۱/۱۴	۱۱/۱۳	۱/۲۰	۲۳/۴۸
coin	۱۴/۴۱	۳۱/۶۹	۳۱/۱۵	۳/۸۹	۴۹/۴۴
ex	۱۴/۴۴	۳۱	۳۱/۵۳	۴/۲۲	۴۹/۶۶
rsu	۵/۲۳	۸/۴۵	۸/۸۴	۴۴/۶۵	۲۲/۵۲
To	۳۴/۰۸	۵۰/۵۸	۵۱/۱۳	۹/۳۱	۱۴۵
Net	۱۰/۶۱	۱/۱۴	۱/۴۶	-۱۳/۲۱	TCI=۳۶/۲۸

میان مدت

Medium Term

	Burs	coin	ex	rsu	From
burs	۱/۶۳	۱/۳۷	۱/۳۷	۰/۱۵	۲/۸۹
coin	۱/۷۶	۳/۸۸	۳/۸۱	۰/۴۸	۶/۰۵

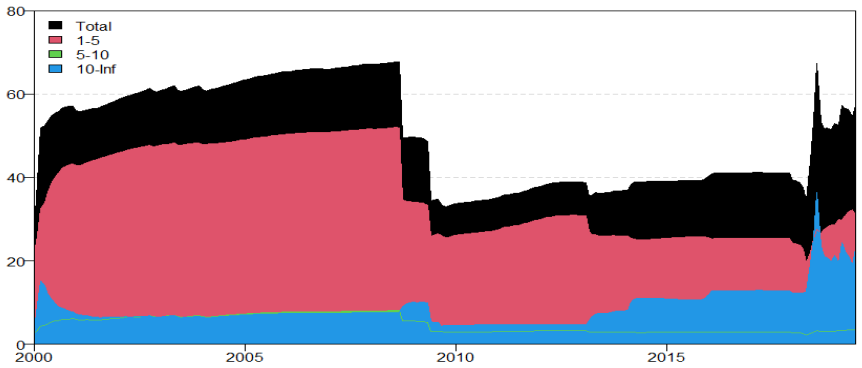
ex	۱/۷۶	۳/۷۸	۳/۸۴	۰/۵۲	۶/۰۶
rsu	۱/۳۳	۱/۴۳	۱/۴۶	۵/۸۵	۴/۲۱
To	۴/۸۵	۶/۵۸	۶/۶۴	۱/۱۴	۱۹/۲۲
Net	۱/۹۶	۰/۵۳	۰/۵۹	-۳/۰۷	TCI=۴/۸

بلندمدت

Long term

	Burs	**coin**	**ex**	**rsu**	**From**
burs	۵۳/۶۵	۳/۲۴	۳/۲۴	۰/۶۶	۷/۱۳
coin	۱/۵۸	۳/۴۹	۳/۴۳	۰/۴۳	۵/۴۵
ex	۱/۵۸	۳/۴۰	۳/۴۶	۰/۴۶	۵/۴۵
rsu	۱۳/۹۲	۱/۶۴	۱/۶۸	۵/۵۴	۱۷/۲۳
To	۱۷/۰۸	۸/۲۸	۸/۳۵	۱/۵۵	۳۵/۲۶
Net	۹/۹۵	۲/۸۳	۲/۹۰	-۱۵/۶۸	TCI=۸/۸۲

در **نمودار ۲** مجموع ارتباط بین متغیرها در طول زمان به صورت کوتاه مدت (قرمز)، میان مدت (سبز)، بلند مدت (آبی) و اثر کل (سیاه) نشان داده شده است. همانطورکه مشاهده می‌شود از ابتدای دوره تا سال ۲۰۱۸ ارتباط کوتاه مدت غالب بوده است. در سال ۲۰۱۸ و با خروج آمریکا از برجام ارتباط بلند مدت بین متغیرهای مدل افزایش یافته است. با این حال در بازه زمانی پس از شوک وارد شده همچنان قابل مشاهده است که ارتباط کوتاه مدت برقرار بوده است.

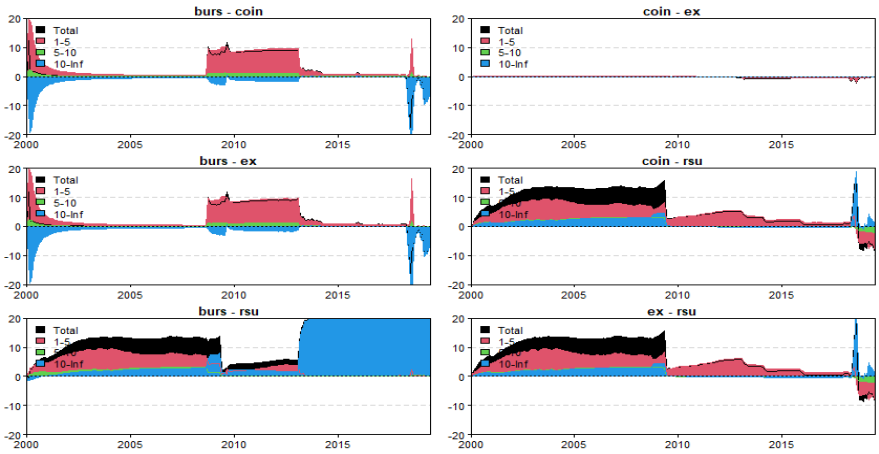


نمودار ۲. روند شاخص ارتباط کل در کوتاه مدت، میان مدت، بلند مدت و کل.
مأخذ: یافته‌های پژوهش

Figure 2. The Trend of Total Relationship index in Short term, Medium term, Long term and Total.
Source:Research Findings

نمودار ۳ اثر خالص هریک از متغیرها بر یکدیگر را نشان می‌دهد. همانطور که مشخص است در بازه زمانی مورد بررسی ناآرامی اجتماعی همواره از نوسانات بازارهای سکه، سرمایه و ارز اثر پذیرفته است. به طور مشخص از سال ۲۰۱۳ اثر بازار سرمایه بر ناآرامی اجتماعی از سویی افزایش قابل ملاحظه‌ای یافته و از سوی دیگر ماهیت یافته است. همانطور که ملاحظه می‌شود ا بازار سرمایه بر ناآرامی اجتماعی در بلندمدت بیشترین اثر را داشته است. بنابراین، با توجه به اهمیت بازار سرمایه به عنوان یک متغیر کلیدی که با جذب و تجمیع سرمایه‌های سرگردان و انتقال آن به سرمایه‌گذاری و تولید، نقش بسیار مهمی در ثبات اقتصاد کلان ایفا می‌کند و از طرفی اهمیت ثبات و تعادل بازار سرمایه، توجه به آن را دوچندان می‌نماید. لذا، سیاست‌گذار در عرصه سیاست‌گذاری همواره باید بر بازار سرمایه به عنوان یک بازار کلیدی و پر اهمیت، نگاه ویژه‌ای داشته باشد. به عبارت دیگر با توجه به اثرگذاری قابل توجه بازار سرمایه بر ناآرامی اجتماعی، در بلندمدت ایجاد ثبات و امنیت در بازارسرمایه موضوعی است که نباید از آن غافل ماند. نکته جالب توجه آنکه از سال ۲۰۰۹ به بعد اثر نرخ ارز و سکه بر ناآرامی اجتماعی کاهش یافته و تنها در سال ۲۰۱۸ و با خروج آمریکا از برجام شوک بلندمدتی را تجربه کرده است. همچنین، همانطورکه مشاهده می‌شود اثر دو بازار ذکر شده در کوتاه مدت و میان مدت بر ناآرامی اجتماعی پس از خروج آمریکا از برجام منفی و در

بلند مدت مثبت بوده است. می‌توان گفت به دلیل وجود جانشینی و همچنین سهولت تحرک و جابجایی سرمایه در بین بازارهای مذکور منجر به آن شده که بخشی از بار روانی ناشی از کاهش سرمایه افراد در بازار سرمایه به دلیل وجود شوک و نوسان در آن، با افزایش قیمت سکه و ارز جبران شده است. با این حال اثر بلندمدت نوسان این دو بازار بر ناآرامی اجتماعی همچنان مثبت بوده است. همانطور که اشاره گردید تحریم‌های اقتصادی و به‌طور مشخص خروج آمریکا از برجام در سال ۲۰۱۸ نقش تعیین‌کننده‌ای در ایجاد نوسان و نااطمینانی در بازارهای مذکور بالاخص بازار سرمایه داشته و به دنبال آن ناآرامی اجتماعی نیز تحت تاثیر قرار گرفته است. لذا، با توجه به موارد گفته شده توجه هرچه بیشتر بر موضوع تحریم‌های اقتصادی و کاهش تحریم‌پذیری اقتصاد ایران از اهمیت ویژه‌ای برخوردار می‌گردد. به عبارت دیگر می‌توان با برقراری ارتباط سازنده و ایجاد تعامل، تحریم‌های اقتصادی را کاهش داد و بازارهای همچون بازار سرمایه را از شوک‌های خارجی در امان نگه داشت.

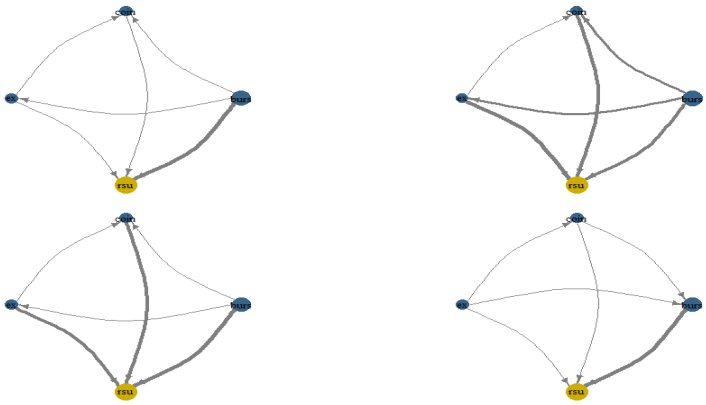


نمودار ۳. خالص اثر گذاری/اثرپذیری متغیرهای الگو در کوتاه مدت، میان مدت، بلند مدت و کل.
مأخذ: یافته‌های پژوهش

Figure 3. Net Impact/Effectiveness of pattern variables in the short term, medium term, Long term and total.

Source:Research Findings

نمودار ٤ ارتباط بین متغیرهای موجود در مدل را به صورت گراف در بازه زمانی کوتاه مدت، میان مدت، بلند مدت و کل نشان می‌دهد. نمودار بالا-راست بیانگر اثر کل است و نشان دهنده آن است که به طور کلی بازار سرمایه بیشترین اثر را بر ناآرامی اجتماعی طی دوره مورد بررسی داشته است. نمودار بالا-چپ اثر کوتاه مدت را نشان می‌دهد و بیانگر آن است که در این بازه زمانی نوسان هر سه بازار بر ناآرامی اجتماعی تقریبا یکسان بوده است. نمودار پایین-راست نشان دهنده آن است که در میان مدت اثر بازار سرمایه از سایر بازارها قوی‌تر بوده است و در نهایت نمودار پایین-چپ در بلند مدت بیانگر اثر قوی هرسه بازار بر ناآرامی اجتماعی است. نکته حایز اهمیت آنکه اثر نوسان هر سه بازار بر ناآرامی اجتماعی در کوتاه مدت و بلند مدت تقریبا مشابه بوده است.



نمودار ٤. گراف جهت‌دار اثرگذاری/اثرپذیری متغیرهای الگو در کوتاه مدت، میان مدت، بلند مدت و کل
مأخذ: یافته‌های پژوهش

Figure 4. Directional graph of impact /effectiveness of model variables in short term, medium term, long term and total.

Source:Research Findings

۶- نتیجه‌گیری

در سالهای اخیر بروز برخی ناآرامی‌های اجتماعی موجب شده است این سوال به وجود بیاید که این تحولات از بعد اقتصادی تحت تأثیر چه متغیرهایی قرار دارد. با توجه به اینکه اقتصاد

ایران تقریبا در ۵۰ سال گذشته با تورم مزمن و بیش از دو رقمی با میانگین نزدیک به ۲۰ درصد مواجه بوده انتظار بر آن است که افراد برای حفظ ارزش دارایی خود، ریال را به دارایی دیگری تبدیل کنند، کما اینکه این اتفاق نیز افتاده است و به دنبال وجود انتظارات تورمی، همواره افراد در پی حفظ ارزش دارایی خود در قبال کاهش ارزش ریال در بازارهای مختلف از جمله بازار طلا، ارز و سهام فعالیت می‌کنند. موضوع دیگر نااطمینانی یا به عبارت دیگر عدم ثبات است که به دنبال انتظارات تورمی بروز کرده و اقتصاد ایران را بالاخص در بعد اقتصاد کلان دچار نوسان نموده است. بازار دارایی‌های مختلف نیز متاثر از این نااطمینانی دچار نوسان می‌شوند. از این روی، انتظار می‌رود افزایش نوسان و نااطمینانی در بازار سایر دارائی‌ها به دلیل افزایش احتمال زیان امکان بروز ناآرامی اجتماعی را فراهم آورد. با توجه به این موضوع در این مطالعه اثر سه بازار ارز طلا و سهام، به سبب اقبال عمومی در نگهداری دارائی به صورت پرتفویی از آنها، بر ناآرامی اجتماعی در بازه ۱۳۸۷/۱۰/۰۱ تا ۱۳۹۸/۰۴/۱۰ با استفاده از الگوی TVP-QVAR مورد بررسی قرار گرفت. نتایج به دست آمده نشان دهنده آن است که نوسان شاخص بورس در این بازه اثرات بلندمدتی بر شاخص ناآرامی داشته است. همچنین، اثر نوسان شاخص بورس از نوسان سایر بازارها شدیدتر نیز بوده است. همچنین، هرچند در کوتاه‌مدت اثر هر سه بازار بر شاخص ناآرامی اجتماعی تقریبا برابر بوده اما در میان‌مدت و بلندمدت اثر نوسان شاخص بورس اثر بیشتری داشته است.

با توجه به نتایج حاصل شده می‌توان توصیه سیاستی به شرح زیر برای سیاستگذار ارائه داد:

- با توجه به اینکه اثر بازار بورس در بازه زمانی مورد بررسی بلند مدت بوده و ماندگاری بیشتری دارد، سیاستگذار باید توجه ویژه‌ای به کاهش نوسان در این بازار داشته باشد.
- هرچند نوسانات بازارهای سکه و ارز نیز بر ناآرامی اجتماعی اثرگذارند اما این اثرگذاری در کوتاه‌مدت از بین خواهد رفت. لذا، در اولویت‌بندی بازارها جهت اعمال کنترل باید به این موضوع توجه داشت.

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

Acemoglu, D., Johnson, S., & Robinson, J. A. (2001). The colonial origins of comparative development: An empirical investigation. *American economic review, 91(5), 1369-1401.*

Agrawalla, R. K., & Tuteja, S. K. (2007). Causality Between Stock Market Development and Economic Growth. Journal of Management Research, 7(3), 158-168.

Amiri, H. , Pourjavan, A. and Zahedi, M. (2025). Gold, Currency and Bitcoin as Hedge or Safe Haven for Stocks: Evidence from Tehran Stock Exchange (TSE) using Smooth Transition Regression (STR) Models. *Quarterly Journal of Quantitative Economics (JQE)*, 21(4), 220-272. doi: 10.22055/jqe.2023.39758.2458 (in persian)

Asgari, M., & Hosseini, S. H. (2021). Explaining the Process and Introducing the Causes of Social Turmoil in I. R. of Iran. *Defence Studies*, *19*(2), 145-178. *Dor:* 20.1001.1.17351723.1400.19.74.5.8 (in persian)

Asteriou, D., & Siriopoulos, C. (2000). "The Role of Political Instability in Stock Market Development and Economic Growth: The Case of Greece," *Economic Notes, 29(3), 355-374.*

Barrett, P., Chen, S., Chivakul, M., & Igan, D. O. (2021). Pricing protest: the response of financial markets to social unrest. *IMF Working Papers, 2021(079).*

Baruník, J., & Křehlík, T. (2018). Measuring the frequency dynamics of financial connectedness and systemic risk. *Journal of Financial Econometrics, 16(2), 271-296.*

Bellemare, M. F. (2015). Rising food prices, food price volatility, and social unrest. *American Journal of agricultural economics, 97(1), 1-21.*

Chatziantoniou, I., Gabauer, D., & Gupta, R. (2023). Integration and risk transmission in the market for crude oil: New evidence from a time-varying parameter frequency connectedness approach. *Resources Policy, 84, 103729.*

Cucinelli, D., & Soana, M. G. (2023). Systemic risk in non-financial companies: Does governance matter?. *International Review of Financial Analysis, 87, 102601.*

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.*

Doojav, G. O. (2009). Exchange rate pass-through to inflation in Mongolia. *Monetary Policy and Research Department of the Bank of Mongolia. 1-10*

Edwards, F. R. (1988). Policies to curb stock market volatility. *In Proceedings-Economic Policy Symposium-Jackson Hole (pp. 141-184). Federal Reserve Bank of Kansas City.*

Emam Jome Zade, S. J., Rostam Jabri, S., & Mohammad Zade Ebrahimi, F. (2014). Arab Spring Developments Domino in the Globalization and Development of Communications, and Farzad Mohammad Zade Ebrahimi. *Political Science Quarterly*, *10*(28), 141-162. (in Persian).

Fukuyama, F. (2013). What is governance?. *Governance, 26(3), 347-368.*

Hoseynizadeh arani, S. S., moradi, A., vosoghi asl, A., & mehtari, M. (2022). An Analysis of the Social Roots of the Formation and Occurrence of Social Dissatisfaction in Iran (Case Study: Tehran Citizens). *National Security, 12(43), 227-260.* Dor:20.1001.1.33292538.1401.12.43.8.7(in Persian).

Houle, Ch., Ruck, D. J., Bentley R. A. and Gavrilets S. (2022) Inequality between identity groups and social unrest. *Journal of the Royal society Interface, 188(19).*

Hove, S., Tchana, F. T., & Mama, A. T. (2017). Do monetary, fiscal and financial institutions really matter for inflation targeting in emerging market economies?. *Research in International Business and Finance, 39, 128-149.*

Howells, P. G., & Bain, K. (2008). *The economics of money, banking and finance: a European text. Pearson Education.*

Kahneman, D., & Tversky, A. (1979). Prospect Theory: An Analysis of Decision under Risk. *Econometrica, 47(2), 263-291.*

Kaufmann, D., Kraay, A., & Mastruzzi, M. (2011). The worldwide governance indicators: Methodology and analytical issues1. *Hague journal on the rule of law, 3(2), 220-246.*

Lagi, M., Bertrand, K. Z., & Bar-Yam, Y. (2011). The food crises and political instability in North Africa and the Middle East. *arXiv preprint arXiv:1108.2455*.

Levine, R., & Zervos, S. (1996). Stock market development and long-run growth. *The world bank economic review, 10(2), 323-339.*

Mckinnon, R. I. (1973), "Money and Capital in Economic Development", *The Brookings Institution, Washington, DC.*

Mishkin, F. S. & S. G. Eakins (2011), *Financial Markets and Institutions, Seventh Edition.*

Mohammadzadeh, S., shahiki tash, M. N., & zinati, K. (2021). Investigation Time–frequency co-movement between the Tehran Stock Price Index and prices of oil and gold using Multiple Wavelet Coherence. *Quarterly Journal of Quantitative Economics (JQE)*, 18(2), 57-70. doi: 10.22055/jqe.2020.14340.1942 (in Persian).

Musavi, S. , Negahdari, E. , Asadpoor, A. A. & kamali, M. (2025). Investigating the asymmetric effects of major macroeconomic indicators on the stock market price index in the main trading partner countries of Iran: a quantile regression approach. *Quarterly Journal of Quantitative Economics (JQE)*, 22(3), 115-137. doi: 10.22055/jqe.2023.42705.2534. (in Persian).

Pirpour, H. and Samsami Mazrae Akhoond, H. (2024). 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 (JQE)*, Article in Press -. doi: 10.22055/jqe.2024.45713.2599. (in Persian).

Rabiei M. The Study of ICT and Income Distribution Effects on Social Unrest in Iran. QJER 2022; 22 (1) : 7. Dor:20.1001.1.17356768.1401.22.1.2.7.(in Persian)

Raghfar, H., SangariMohazab, K., & Amini Abchoieh, M. (2022). Simulation of The Impact of Income Distribution on Social Unrest Using Agent-based Modeling Approach. *Journal of Economic Research and Policies, 30(101), 57-84.* Dor: 10.52547/qjerp.30.101.57. (in Persian).

Saadia - Sedik, T., & Xu, R., (2020). A Vicious Cycle: How Pandemics Lead to Economic Despair and Social Unrest. *IMF Working Paper. No. 2020/216.*

Schumpeter, J. A. (1932), The Theory of Economic Development, Trans. *R. Opie, Harvard University Press, Cambridge, MA.*

Shahabadi, A., Kazem Naziri, M., & Jamshidi, A. (2020). The Effect Doing Business on Investment in the Selected Countries MENA. *Journal of International Business Administration, 3(2), 61-80.* Doi:10.22034/jiba.2020.10747 (in Persian).

Shakeri, A. (2013). *Theories and policies*. Tehran: Rafee Publications (in Persian).

Torki, L., Noshadi, E., & Rezaei, A. (2016). The effect of stock price index on foreign exchange rate markets in the selected countries (D-8) : use of Quantile Regression. *Quarterly Journal of Quantitative Economics*, 13(2), 1-19. doi: 10.22055/jqe.2016.12367 (in Persian).

Tuladhar, A. (2005). Governance structures and decision-making roles in inflation targeting central banks. *International Monetary Fund. Working Paper No. 2005/183.*

Yin, J., & Song, H. (2023). Does the perception of smart governance enhance commercial investments? *Evidence from Beijing, Shanghai, Guangzhou, and Hangzhou. Heliyon, 9(8).*



فصلنامه‌ی اقتصاد مقداری

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

اثر نااطمینانی درآمدهای نفتی بر مالیات‌های غیرمستقیم با استفاده از منطق فازی

مسعود سعادت‌مهر *، مصطفی شکری**

* استادیار اقتصاد، گروه اقتصاد، دانشکده مدیریت، اقتصاد و حسابداری، دانشگاه پیام نور، تهران، ایران (نویسنده‌ی مسئول).

** استادیار گروه اقتصاد، دانشکده مدیریت و اقتصاد، دانشگاه لرستان، خرم‌آباد، ایران.

اطلاعات مقاله

تاریخ دریافت: ۵ مرداد ۱۴۰۲
تاریخ بازنگری: ۶ مهر ۱۴۰۲
تاریخ پذیرش: ۵ اسفند ۱۴۰۲

طبقه‌بندی JEL: *H20, O13, Q33*

واژگان کلیدی:
نااطمینانی، درآمدهای نفتی، مالیات غیرمستقیم، منطق فازی

ارتباط با نویسنده (گان) مسئول:

آدرس پستی:
تهران، بلوار ارتش، دانشگاه پیام نور، دانشکده مدیریت، اقتصاد و حسابداری ، گروه اقتصاد

ایمیل:
m.saadatmehr@pnu.ac.ir
0000-0002-6560-1507

اطلاعات تکمیلی:

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 ها هیچگونه حمایت مالی برای تحقیق، تألیف و انتشار این مقاله دریافت نکرده اند.

چکیده

تأثیر درآمدهای نفتی بر درآمدهای مالیاتی در تحقیقات مختلفی مورد بررسی و تحلیل قرار گرفته است و در این خصوص دو دیدگاه متفاوت و متضاد وجود دارد. بر اساس دیدگاه اول، دولتها با هدف حداکثرسازی رفاه جامعه و رضایت افکار عمومی تلاش می‌کنند تا درآمدهای نفتی را برای هزینه‌های عمومی بکار گرفته و درآمدهای مالیاتی را کاهش دهند. با این کار، افزایش درآمدهای نفتی با کاهش درآمدهای مالیاتی جایگزین می‌شود. از دیدگاه دوم، دولت‌ها در کشورهای نفت خیز با سرمایه‌گذاری درآمدهای نفتی در سایر بخش‌های اقتصادی باعث رشد این بخش‌ها می‌شوند و از این طریق به افزایش درآمدهای مالیاتی کمک می‌کنند. این بحث که کدام دیدگاه می‌تواند در یک کشور درست باشد از اهمیت بالایی در برنامه ریزی و بودجه برخوردار است. از این‌رو، تحقیق حاضر به بررسی میزان تاثیرپذیری درآمدهای مالیاتی و به طور خاص، مالیات‌های غیرمستقیم از نااطمینانی درآمدهای نفتی در اقتصاد ایران پرداخته است. این کار با استفاده از روش رگرسیون فازی برای دوره زمانی۱۴۰۰-۱۳۷۰ انجام شده است. نتایج نشان داد هم درآمدهای نفتی و هم نااطمینانی در درآمدهای نفتی تاثیر منفی بر جذب مالیاتهای غیرمستقیم در اقتصاد ایران دارد با این تفاوت که تاثیر نااطمینانی درآمدهای نفتی بسیار بیشتر از تاثیر خود درآمدهای نفتی است.

ارجاع به مقاله:
سعادت‌مهر، مسعود و شکری، مصطفی. (۱۴۰۴). اثر نااطمینانی درآمدهای نفتی بر مالیات‌های غیرمستقیم با استفاده از منطق فازی. *فصلنامه اقتصاد مقداری (بررسی‌های سابق)*، ۲۲(۴)، ۱۷۴-۱۵۲.
doi 10.22055/JQE.2024.44415.2568

© 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

درآمدهاي مالياتي، يكي از مهم‌ترين منابع تأمين مالي دولت‌ها در اقتصاد بسياري از كشورها به شمار می‌رود که شامل مالیات‌های مستقیم و غیرمستقیم است. از طرف دیگر، بودجه دولت سالانه بر مبنایی پیش‌بینی درآمدها و هزینه‌های دولت در ابتدای سال تصویب می‌شود. هر چه پیش‌بینی‌ها به واقعیات نزدیک‌تر باشد دولت کمتر دچار عدم تعادل در بودجه می‌شود. عواملی مانند تغییرات نرخ ارز، نرخ تورم، درآمدهای نفتی و اشتغال از جمله متغیرهایی هستند که احتمال می‌رود روی درآمدهای مالیاتی دولت تاثیر بگذارند. در این بین، در اقتصاد ایران چون یک اقتصاد وابسته به نفت است، تاثیر درآمدهای نفتی بر درآمدهای مالیاتی از اهمیت بالاتری برخوردار خواهد بود؛ زیرا با پیش‌بینی تغییرات درآمدهای نفتی می‌توان درآمدهای مالیاتی را بهتر پیش‌بینی نمود و بودجه‌ریزی را به واقعیت نزدیک‌تر نمود.

نااطمینانی همیشه در بازار نفت وجود داشته و در بیشتر مواقع، اقتصاد کشورهای نفتی را تحت تاثیر قرار داده است. به گونه ای که زمینه وقوع بحران در اقتصاد این کشورها به وجود آورده است (Abounoori & Kianpisheh, 2016). بنابراین، در تصمیم گیری‌های اقتصادی علاوه بر مدیریت آثار تکانه‌های نفتی بر اقتصاد باید اثرات این تکانه‌ها و احتمال وقوع آن‌ها در سیاستگذاری‌ها لحاظ شود(Mehregan, Haghani, & Salmani, 2012). درآمدهای نفتی از حاصل ضرب مقدار فروش نفت در قیمت آن به دست می‌آید؛ لذا نااطمینانی درآمدهای نفتی به نااطمینانی در مقدار فروش نفت و نااطمینانی در قیمت نفت مرتبط است. همچنین، تحریم‌های اقتصادی یکی از مهمترین عوامل موثر در ایجاد نوسان در مقدار فروش نفت در ایران است که به چالش‌های سیاسی کشور و روابطش در سطح بین الملل مرتبط است. قیمت نفت نیز تحت تاثیر نوسانات عرضه و تقاضای جهانی تعیین می‌شود که باعث نااطمینانی در درآمدهای نفتی می‌شود. از طرف دیگر، در اقتصاد ایران وابستگی دولت به درآمدهای نفتی باعث شده تا نقش مالیات در اقتصاد کشور کمرنگ شود. اگرچه در برنامه‌های توسعه کشور تاکید بر کاهش وابستگی به درآمدهای نفتی بوده است، اما در عمل این وابستگی کاهش محسوسی نیافته است(Jafari Samimi & Lal Khazri, 2016: 37).

رابطه بین درآمدهای حاصل از منابع طبیعی (به‌ویژه درآمدهای نفتی) و درآمدهای مالیاتی در مطالعات مختلفی بررسی شده است. راس (Ross, 2015) و مک‌گویرک (McGuirk, 2013)، بورنهورست و همکاران(Bornhorst et al., 2009) ، توماس و تروینو (Thomas & Treviño, 2013)، کریولی و گوپتا(Crivelli & Gupta, 2014) ، جیمز (James, 2015)و ماویچ (Mawejje, 2019) بر وجود رابطه منفی بین درآمدهای نفتی و درآمدهای مالیاتی تأکید داشته‌اند. از طرف دیگر، کنبلمن (Knebelmann, 2017)، اسمیت (Smith, 2004) و باتلهال و همکاران (Botlhole et al., 2012) نشان داده‌اند که رابطه مثبتی بین درآمدهای نفتی و درآمدهای مالیاتی وجود دارد. بنابراین در خصوص رابطه درآمدهای نفتی و درآمدهای مالیاتی، نظریه منسجمی وجود ندارد. از طرفی تجربه سالیان گذشته نشان داده که یکی از چالش‌های اقتصاد ایران، انحراف در برنامه‌ها و سیاست‌های مصوب (مانند برنامه‌های توسعه یا قانون بودجه سالانه) بوده است، که از عوامل ایجادکننده آن نیز می‌توان به نوسان و نااطمینانی در متغیرهای اثرگذاری مانند درآمدهای نفتی اشاره کرد. با توجه به اینکه این موضوع در اقتصاد ایران، به طور خاص بررسی نشده لذا، تحقیق حاضر به این موضوع پرداخته است. این کار در پنج بخش انجام شده است. پس از مقدمه در بخش دوم، ادبیات تحقیق با استفاده از مطالعات تجربی بیان شده است. در بخش سوم، متدولوژی و مدل تحقیق بیان شده و بخش چهارم به تجزیه و تحلیل نتایج پرداخته است. بخش پنجم نیز به جمع‌بندی و نتیجه‌گیری اختصاص یافته است.

۲- ادبیات تحقیق

مالیات یک نوع هزینه اجتماعی است که شهروندان یک جامعه برای بهره برداری و استفاده از امکانات موجود آن را به دولت می پردازند و بخش مهمی از درآمد دولت را تشکیل می‌دهد. در یک تقسیم‌بندی کلی، مالیات‌ها را به دو دسته مستقیم و غیرمستقیم تقسیم می‌کنند. مالیات مستقیم به مالیاتی گفته می‌شود که بدون واسطه و مستقیماً از درآمد یا دارایی مودیان مالیاتی توسط مامورین مالیاتی اخذ می‌شود. در این نوع مالیات، پرداخت کننده مالیات مشخص است به عبارتی می‌توان گفت مالیات، مودی محور است و پایه های آن، مالیات بر دارایی و مالیات بر درآمد هستند. مالیات غیرمستقیم به مالیاتی اطلاق می‌شود که پرداخت کننده مشخصی ندارد و بر کالاها و خدماتی که افراد مختلف استفاده

می‌کنند وضع می‌شود و مصرف‌کننده آن کالا و خدمات، بار مالیاتی آن را به دوش می‌کشد. مالیات غیرمستقیم شامل مالیات بر مصرف، مالیات بر واردات و مالیات بر ارزش افزوده می‌باشد. مالیات غیرمستقیم تعداد افراد زیادی را تحت پوشش خود قرار می‌دهد و هر فردی که کالا یا خدماتی را دریافت می‌کند مالیات آن را که به قیمت نهایی افزوده شده است، پرداخت می‌نماید. برخلاف مالیات‌های مستقیم که امکان فرار مالیاتی وجود دارد، در مالیاتهای غیرمستقیم چون مالیات به قیمت نهایی کالاها و خدمات اضافه شده است، مصرف کننده مجبور به پرداخت آن خواهد بود و امکان فرار مالیاتی به حداقل ممکن می‌رسد.

تأثیر درآمد حاصل از منابع طبیعی (نفت، معادن و...) بر درآمد مالیاتی غیرمنابع طبیعی در مبانی نظری مورد بررسی و تحلیل قرار گرفته است. در ادبیات این موضوع، یک اجماع کلی در خصوص رابطه بین درآمد حاصل از منابع طبیعی و درآمدهای مالیاتی وجود ندارد. از نظر جیمز دولت با هدف حداکثر سازی رفاه جامعه، درآمد حاصل از منابع طبیعی را برای افزایش هزینه‌های عمومی یا کاهش مالیات‌های غیرمنابعی به کار می‌گیرد (James, 2015). بنابراین افزایش درآمد حاصل از منابع طبیعی به طور کامل و یا بخشی با کاهش درآمد مالیاتی غیرمنابعی جایگزین می‌شود. براساس نظریه نفرین منابع، وفور منابع طبیعی در یک کشور ممکن است باعث ایجاد بیماری هلندی شود. در بیماری هلندی، درآمد هنگفت حاصل از صادرات منابع طبیعی به بخش‌های تولیدی صدمه می‌زند و به تبع آن با با افزایش نرخ ارز، دستمزدها افزایش یافته و بخش‌های تجاری عمدتاً کشاورزی و صنعت قابلیت رقابت خود را در بازار جهانی از دست می‌دهند. در نتیجه، درآمدهای مالیاتی دولت از این بخش‌ها کاهش یافته و سبب وابستگی بیشتر کشور به درآمدهای حاصل از منابع طبیعی می‌شود. بدین ترتیب اقتصاد کشور در برابر تغییر قیمت در مواد خام بسیار آسیب‌پذیر می‌شود. از طرف دیگر، در کشورهایی که دولت به منابع طبیعی وابستگی ندارد و مخارج خود را از محل مالیات شهروندان تأمین می‌کند، بیشتر خود را در برابر مردم پاسخگو می‌داند. در حالی که در کشورهای سرشار از منابع طبیعی، دولت که منبع مطمئنی برای مخارجش دارد خود را بی‌نیاز از شهروندان می‌یابد. به طوری که، رابطه مردم و دولت از هم گسسته شده و متعاقب آن فساد و سرکوب و بدرفتاری رواج می‌یابد. راس و مک‌گویرک نشان دادند که درآمدهای بادآورده از منابع طبیعی باعث کاهش نرخ‌های مالیات در بخش غیرمنابعی می‌شود همچنین این درآمدها باعث می‌شود تا حمایت دولت از

بخش‌های دیگر به فراموشی سپرده شود و منجر به کاهش پایه‌های مالیاتی گردد(Ross, 2015 ; McGuirk, 2013). با این حال، مکانیسم‌های متعددی می‌تواند منجر به ارتباط مثبت بین درآمد منابع طبیعی و درآمد مالیاتی شود. از جمله این مکانیسم‌ها، پیوندهای مستقیم و غیرمستقیم بین بخش منابع و بقیه اقتصاد است که منجر به رشد فعالیت‌های بخش غیرمنابعی و گسترش پایه‌های مالیاتی غیرمنابعی می‌شود(Knebelmann, 2017). به اعتقاد اسمیت، رهبران دولت‌ها در کشورهای نفت خیز با سرمایه‌گذاری درآمدهای نفتی در سایر بخش‌های اقتصادی و رشد این بخش‌ها به افزایش درآمدهای مالیاتی کمک می‌کنند(Smith, 2004). از نظر کنبلمن توسعه بخش‌های نفت و گاز می‌تواند به رشد فعالیت‌های رسمی در اقتصادهایی که ارتباط مستقیم یا غیرمستقیم با آنها دارند، کمک کند. رشد فعالیت‌های رسمی، به‌ویژه در کشورهای در حال توسعه، منجر به افزایش درآمد مالیاتی غیرمنابعی می‌شود(Knebelmann, 2017).

مطالعات تجربی انجام شده، پاسخ قطعی به رابطه بین درآمدهای نفتی و درآمدهای مالیاتی نداده است. برخی از مطالعات تجربی مانند بورنهورست و همکاران (۲۰۰۹)، توماس و ترووینو (۲۰۱۳)، کریولی و گوپتا (۲۰۱۴)، جیمز (۲۰۱۵) و ماویچ (۲۰۱۹) به این نتیجه رسیده‌اند که بین درآمدهای منابع طبیعی به ویژه نفت و گاز و درآمدهای مالیاتی رابطه منفی وجود دارد. در مقابل، تحقیقات دیگری انجام شده که این رابطه منفی را رد نموده‌اند. به طور مثال، باتلهال و همکاران نشان دادند که رابطه منفی بین درآمدهای نفتی و درآمدهای مالیاتی بیشتر در کشورهایی وجود دارد که سازمان‌های مالیاتی ضعیفی دارند(Botlhole, Asafu Adjaye, & Carmignani, 2012). همچنین، کنبلمن این رابطه منفی را رد نموده و ادعا داشته که هیچ‌گونه شواهدی در خصوص جایگزینی درآمدهای منابع طبیعی با درآمدهای مالیاتی وجود ندارد؛ در عوض، شواهد ضعیفی از وجود رابطه مثبت بین درآمدهای نفتی و درآمدهای مالیاتی وجود دارد(Knebelmann, 2017). براساس مطالعه کریولی و کوپتا تاثیر منفی درآمدهای حاصل از منابع طبیعی بر درآمدهای مالیاتی از طریق کاهش مالیات‌های غیر مستقیم خود را نشان می‌دهد (Crivelli & Gupta, 2014). در مطالعه جمیز برای اقتصاد آمریکا، این رابطه منفی با کاهش در نرخ های مالیات بر درآمد و فروش نمایان می‌شود(James, 2015). ادبیات موجود این نگرانی را ایجاد کرده که یک رابطه درون‌زا بین درآمد منابع و درآمد غیرمنبعی (درآمد مالیاتی) وجود دارد. درون‌زایی به دلیل علیت معکوس در رابطه بین درآمد دولت مبتنی بر منابع و درآمد مالیاتی

غیرمنبعی ایجاد می‌شود. از یک سو، افزایش درآمد منابع، دولت‌ها را به جایگزینی درآمدهای مالیاتی سنتی با درآمد منابع برای تأمین مالی هزینه‌های عمومی سوق می‌دهد و از سوی دیگر، دولت‌هایی که مدیریت مالیاتی ضعیفی دارند، بیشتر به درآمد حاصل از مالیات بخش نفت و گاز متکی هستند که وصول مالیات آن آسان‌تر است.

علاوه بر درآمدهای نفتی که می‌تواند بر درآمدهای مالیاتی تاثیر مثبت یا منفی بگذارد، نااطمینانی در درآمدهای نفتی خود عاملی است که قادر است درآمدهای مالیاتی را تحت تاثیر قرار دهد. نااطمینانی در درآمدهای نفتی می‌تواند به علت شوک‌های قیمت نفت یا اکتشافات میادین عظیم نفتی باشد. کنبلمن برای شناسایی رابطه درآمدهای نفتی و درآمدهای مالیاتی از شوک‌های قیمت نفت، که ماهیت موقتی دارند، استفاده نموده است(Knebelmann, 2017). می‌توان انتظار داشت که تأثیر شوک‌های موقت قیمت نفت بر پایه‌های مالیاتی و نرخ مالیات متفاوت از اکتشافات نفتی عظیم باشد که اندازه بخش نفت را به طور نسبتاً دائمی افزایش می‌دهند. مدل بهینه مالیه عمومی بارو (۱۹۷۹) نشان می‌دهد که دولت‌ها باید نرخ مالیات را در پاسخ به شوک‌های مخارج دائمی دولت در مقابل شوک‌های مخارج موقت دولت تغییر دهند. با پیروی از منطق مشابه، می‌توان انتظار داشت که دولت‌ها نرخ‌های مالیات را در واکنش به اکتشافات عظیم نفتی تغییر دهند نه در پاسخ به شوک‌های موقتی مانند شوک‌های قیمت نفت. علاوه بر این، تداوم شوک‌های وارده به بخش نفت نیز می‌تواند اثرات متفاوتی بر پایه مالیاتی داشته باشد(Abdelwahed, 2020). کنبلمن نشان داد است که رابطه بین بخش نفت و اقتصاد غیرنفتی، درآمد مالیاتی غیرنفتی بیشتری را در طول سال‌های افزایش قیمت نفت ایجاد می‌کند. با این حال، می‌توان انتظار داشت که اکتشافات نفتی عظیم پیوند مستقیم و غیرمستقیم قوی‌تر و پایدارتری با بخش‌های مختلف اقتصاد غیرنفتی ایجاد کند(Knebelmann, 2017). سرریزهای مثبت اکتشافات نفتی به اقتصاد غیرنفتی از طریق این پیوندهای مستقیم و غیرمستقیم می‌تواند به طور بالقوه پایه مالیاتی غیرمنابعی را گسترش داده و وصول مالیات را افزایش دهد (Abdelwahed, 2020).

رابطه بین درآمدهای نفتی و درآمدهای مالیاتی و مخارج دولت توسط برخی محققان در اقتصاد ایران بررسی شده است. کشاورز حداد و همکاران (۱۳۹۹) در یک تحقیق به بررسی تاثیر ناطمینانی درآمدهای نفتی بر نوسانات متغیرهای کلان در اقتصاد ایران پرداخته‌اند. نتایج نشان می‌دهد که نااطمینانی درآمدهای نفتی باعث ایجاد نوسان در تولید

ناخالص داخلی بدون نفت، نرخ ارز و شاخص بازار سهام می‌شود (Keshavarz Haddad, Abounoori, & Jahani, 2020). امامی میبدی و اعظمی (۱۳۹۳) در یک تحقیق تاثیر نااطمینانی درآمدهای نفتی را بر مخارج دولت در ایران بررسی نموده‌اند. نتایج نشان داد که نااطمینانی درآمدهای نفتی سبب کاهش مخارج دولت می‌شود(Emami Meybodi & Azami, 2014). تمیزی (۱۳۹۷) عوامل تعیین کننده درآمدهای مالیاتی در ایران را به روش اقتصاد سنجی بیزینی بررسی نموده است نتایج حاکی از آنست که ارزش افزوده بخش نفت تاثیر منفی بر درآمدهای مالیاتی دولت دارد(Tamizi, 2018). سعادت‌مهر (۱۴۰۰) در یک تحقیق تاثیر متغیرهای کلان اقتصادی را بر درآمدهای مالیاتی در اقتصاد ایران بررسی کرده است. نتایج نشان می‌دهد که درآمدهای نفتی در کنار متغیرهای تولید سرانه بدون نفت و اشتغال تاثیر مثبت و معنی‌داری بر درآمدهای مالیاتی دولت در ایران دارند(Saadatmehr, 2021). اعظمی و همکاران (۱۴۰۱) عوامل موثر بر درآمدهای مالیاتی در ایران را با استفاده از رگرسیون کوانتایل بررسی نموده‌اند. نتایج نشان داد که درآمدهای نفتی تاثیر منفی بر درآمدهای مالیاتی در ایران دارند(Azami, Noferesti, & Arabmazar, 2022). سپهردوست و همکاران (۱۴۰۱) تاثیر شوک‌های نفتی را بر درآمدهای مالیاتی در ایران به روش خودرگرسیونی بیزی بررسی نموده‌اند. نتایج نشان می‌دهد که کاهش درآمدهای نفتی، علاوه بر کاهش درآمدهای مالیاتی مستقیم و غیرمستقیم، کاهش تولید ناخالص ملی و سایر درآمدهای دولت را نیز به دنبال دارد(Sepehrdoost, Mohtashami, & Fatemi Zardan, 2022). اعظمی و همکاران (۱۴۰۱) در یک تحقیق به بررسی اثرات نامتقارن عوامل موثر بر درآمدهای مالیاتی در ایران با رویکرد رگرسیون کوانتایل پرداخته‌اند. بر اساس نتایج حاصل، درآمدهای نفتی تاثیر منفی بر درآمدهای مالیاتی در اقتصاد ایران دارد(Azami, Noferesti, & Arabmazar, 2022). کریمی و همکاران (۱۴۰۲) تاثیر تکانه‌های نفتی را بر درآمد و مخارج دولت در ایران بررسی کرده‌اند. این تحقیق با استفاده از داده‌های فصلی به روش (VAR) انجام شده است. نتایج حاکی از تاثیر منفی تکانه‌های نفتی بر درآمدهای مالیاتی دولت است. نتایج تابع عکس العمل نشان می‌دهد که اثرات مذکور ماندگاری کمی داشته و در دوره‌های بعدی معکوس شده و به سرعت از بین می‌روند(Karimi, Karimi Potanlar, & Jafari Samimi, 2023).

وجوه تمایز پژوهش حاضر نسبت به مطالعات دیگر این است که تحقیقات قبلی تنها تاثیر درآمدهای نفتی را بر درآمدهای مالیاتی بررسی نموده‌اند در حالی که در این

تحقیق هم تاثیر درآمدهای نفتی و هم تاثیر نااطمینانی درآمدهای نفتی بر درآمدهای مالیاتی بررسی شده است. همچنین در این تحقیق، تاثیر نااطمینانی درآمدهای نفتی بر مالیات‌های غیرمستقیم مد نظر بوده که تاکنون به صورت خاص در هیچ مطالعه‌ای انجام نشده است. وجه تمایز دیگر این پژوهش اینست که به روش رگرسیون فازی انجام شده است که برخلاف روش رگرسیون کلاسیک که برای هر متغیر یک عدد مشخص را به عنوان ضریب تخمین می‌زند، یک بازه را به عنوان ضریب تاثیرگذاری برای هر متغیر برآورد می‌نماید.

۳- متدولوژی

۳-۱- مدل تحقیق

این پژوهش از نوع تحقیقات کاربردی بوده که به دنبال بررسی تاثیر نااطمینانی درآمدهای نفتی بر جذب مالیات‌های غیرمستقیم در ایران در دوره زمانی ۱۴۰۰-۱۳۷۰ است. آمار و اطلاعات مورد نیاز تحقیق به روش اسنادی یا کتابخانه‌ای جمع‌آوری شده‌اند. این پژوهش به دنبال بررسی تاثیر نااطمینانی درآمدهای نفتی بر جذب مالیات‌های غیرمستقیم در ایران در دوره ۱۴۰۰-۱۳۷۰ است. الگوی پژوهش حاضر برگرفته از عبدالواحد (۲۰۲۰) است که بر اساس مطالعات تمیزی (۱۳۹۷) و توتونچی‌ملکی و همکاران (۱۳۹۹) برای اقتصاد ایران تعدیل شده است(Abdelwahed, 2020; Tamizi, 2018; Totunchi Melki et al., 2020). بر این اساس متغیرهای درآمدهای نفتی، نااطمینانی درآمدهای نفتی، تولید ناخالص داخلی بدون نفت، واردات، نرخ باسوادی، ارزش افزوده بخش‌های سه‌گانه خدمات، کشاورزی و صنعت، نرخ تورم، نرخ ارز، رشد بودجه عمرانی دولت و حجم اقتصاد زیرزمینی به عنوان متغیرهای مستقل و نسبت مالیات‌های غیرمستقیم دولت به تولید ناخالص داخلی به عنوان متغیر وابسته وارد مدل گردیده است. مدل پایه پژوهش به صورت رابطه (۱) نشان داده شده است.

$$T = f(Y.Oil.UnOil.IMP.ER.EDU.INF.Indus.AGR.UnderG.AVS.GCB) \quad (۱)$$

در رابطه (۱)، T نشانگر نسبت مالیات‌های غیرمستقیم به تولید ناخالص داخلی، Y بیانگر تولید ناخالص داخلی بدون نفت، Oil و UnOil به ترتیب نشانگر درآمدهای نفتی و نااطمینانی در درآمدهای نفتی هستند. در این پژوهش، منظور از نااطمینانی درآمدهای نفتی، ریسک ناشی از نوسانات غیرمنتظره در درآمدهای نفتی است که با استفاده از الگوی

GARCH برای درآمدهای واقعی نفت محاسبه شده است. با توجه به این که در اقتصاد ایران، درآمدهای نفتی به تنهایی خود یک متغیر اثرگذار است؛ لذا از متغیر تولید ناخالص داخلی تفکیک شده به عنوان دو متغیر جداگانه وارد مدل شده‌اند. با این کار، این امکان فراهم شده است تا تاثیر هر کدام از آنها به طور مجزا بر مالیات‌های غیرمستقیم سنجیده شود. IMP معرف واردات، ER نشانگر نرخ ارز مؤثر واقعی، EDU نرخ باسوادی به عنوان شاخص فرهنگی و Inf نرخ تورم می‌باشند. از شاخص بهای کالاها و خدمات مصرفی (CPI) به منظور تورم استفاده شده است. Indus ارزش افزوده بخش صنایع و معادن، AGR ارزش افزوده بخش کشاورزی، UnderG حجم اقتصاد زیرزمینی، AVS نسبت ارزش افزوده بخش خدمات و GCB شاخص رشد بودجه عمرانی دولت است. داده‌های تحقیق به غیر از حجم اقتصاد زیرزمینی که از مطالعه زروکی و همکاران (۱۴۰۱) مستخرج شده است، از پایگاه داده بانک مرکزی جمع‌آوری شده‌اند. اقتصاد زیرزمینی از طریق محاسبه اختلاف بین دو روش محاسبه GDP یعنی روش درآمد و روش مخارج برآورد شده است؛ زیرا در صورت وجود اقتصاد غیر رسمی، محاسبه شده GDP از روش درآمد یا محاسبه شده آن از روش مخارج متفاوت بوده به طوری که GDP در روش مخارج به مراتب بیشتر است. متغیرهای پولی با توجه به شاخص قیمت بر مبنای سال پایه ۱۳۹۵ به صورت متغیرهای حقیقی تعدیل شده‌اند. همه متغیرها جهت دستیابی به نتایج کاربردی‌تر، به صورت لگاریتم طبیعی وارد مدل فازی شده‌اند.

۲-۳- روش‌شناسی رگرسیون فازی

در منطق کلاسیک یا ارسطویی هر پدیدای بر مبنای یک سیستم دوتایی بیان می‌شود مانند سیاه یا سفید، صحیح یا غلط، صفر یا یک، اما در منطق فازي هر پدیده با یک عدد که بین صفر و یک است، نشان داده می‌شود. به طور مثال اگر رنگ سفید را با عدد یک و رنگ سیاه را با عدد صفر نشان دهیم، آنگاه رنگ زرد عددي بین صفر و یک است(Salmani et al., 2017). لطفی‌زاده (۱۹٦۵) برای اولین بار نظریه سیستم‌هاي فازي را مطرح نمود. به اعتقاد وی، باید به دنبال ساخت مدل‌هایی بود که ابهام را به منزله‌ی بخشی از سیستم بپذیرند برخلاف دیگران که معتقدند باید تقریب‌ها را دقیق‌تر کرد تا بهره‌وري افزایش

یابد(Khodayi, 2009). تاناکا و همکاران برای اولین بار رگرسیون با ضرایب فازي را معرفی کردند(Tanaka & Ishibuchi, 1992; Tanaka, 1987). مدل‌های رگرسیون با ضرایب فازی را مدل‌های رگرسیون امکانی[1] نیز می‌گویند؛ زیرا که در این مدل‌ها، خطای مدل در قالب توزیع‌های امکانی ضرایب مدل در نظر گرفته می‌شود(Taheri, M. & Machinchi, 2008: 208). در رگرسیون فازي، فرض بر این است که که متغیرها و مشاهدات، دقیق بوده و ابهام در مدل و ضرایب رگرسیون است. صورت کلی مدل رگرسیون فازي، به صورت رابطه (۲) است:

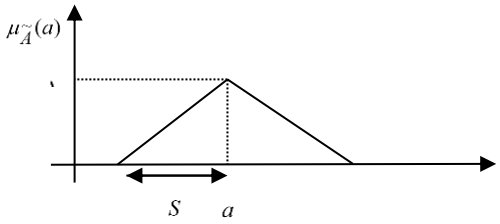
$$\tilde{Y} = f(X,A) = \widetilde{A_0} + \widetilde{A_1}X_1 + \widetilde{A_2}X_2 + \cdots + \widetilde{A_p}X_p \qquad (۲)$$

هدف، برآورد پارامترهاي مدل یعنی $\tilde{A}_0, \tilde{A}_1, \tilde{A}_2, \ldots, \tilde{A}_P$ است. براي برآورد پارامترها از تابع عضویت مثلثی متقارن رابطه (۳) استفاده شده است.

$$\tilde{A}(X) = \begin{cases} 1 - \dfrac{a-x}{s}. & a - s \le x \le a \\ 1 - \dfrac{a-x}{s}. & a < x \le a + s \end{cases} \qquad (۳)$$

هر عدد مثلثی را می‌توان به صورت $\tilde{A}= (a, s)$ نشان داد. یک عدد مثلثی فازی به صورت **نمودار ۱** قابل نمایش است.

[1]. Possible regression



نمودار ۱. عدد مثلثی فازی Ã

ماخذ: (تاناکا و همکاران، ۱۹۹۲)

Figure 1. Fuzzy triangular number Ã

Source: (Tanaka at el, 1992)

a مقدار میانه و s پهنای Ã را مشخص می‌کند. پارامتر s گستره عددي فازی است که نشان دهنده‌ی میزان فازی بودن عدد است. یعنی هر چه مقدار s بیشتر باشد میزان فازی بودن عدد نیز بیشتر است. بنابراین خروجی رگرسیون رابطه (۲) را می‌توان به صورت رابطه‌ی (٤) نشان داد.

$$\tilde{Y} = (a_0.s_0) + (a_1.s_1)X_1 + (a_2.s_2)X_2 + \cdots + (a_p.s_p)X_p \qquad (۴)$$

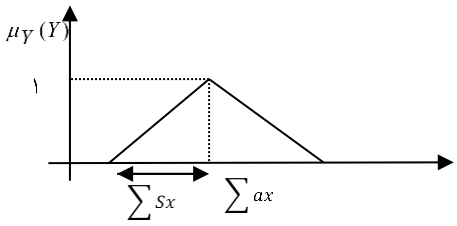
تابع عضویت متغیر خروجی رگرسیون رابطه (۳) به صورت رابطه (۵) بدست می‌آید:

$$\mu_Y(Y) = \{\max(\min\{\tilde{A}_X\})\{X/Y\} = f(X.A)\} = \varphi \qquad (۵)$$

با جایگزینی رابطه (۵) در (۳)، معادله (٦) به دست می‌آید:

$$\mu_Y(Y) = \begin{Bmatrix} 1 - \dfrac{|Y - \sum_{t=1}^{n} a_t X_t|}{\sum_{t=1}^{n} S_t |X_t|} \\ 1 \quad . \; X_t = 0 \; . \; Y_t = 0 \end{Bmatrix} \qquad (۶)$$

$\mu_Y(Y)$ به صورت نمودار ۲، قابل نمایش است:



نمودار ۲. تابع عضویت $\mu_Y(Y)$

ماخذ: (تاناکا و همکاران، ۱۹۹۲)

Figure 2. Membership function

Source: (Tanaka at el, 1992)

داده‌هاي غير فازي می‌توانند به یک مدل برنامه‌ريزي خطی تبدیل شوند. در این حالت، هدف رگرسیون، تعیین مقادیر بهینه پارامترهاي Ã است، به طوری که مجموعه فازي خروجی مدل رگرسیون شامل (Y_i) داراي درجه عضویت بزرگتر یا مساوي h باشد یعنی :

$$\mu_Y(Y_i) \geq h \qquad (۷)$$

متغیر h عددی بین صفر و یک است. با افزایش مقدار h ، میزان فازی بودن خروجی‌ها نیز افزایش می‌یابد. در این پژوهش h=۰/۵ در نظر گرفته شده است. بنابراین می‌توان با توجه به مطالب مذکور، تابع هدف و قیدهای تابع برنامه‌ریزی خطی فازی را به صورت روابط (۸) ، (۹) و (۱۰) نشان داد(Salmani et al., 2017; Korepazan Dezfuli, 2004):

$$min \sum_{i=1}^{p} \sum_{j=1}^{n} S_i X_{ij} = 0 \quad (۸)$$

$$Y_i \leq \sum_{i=1}^{p} a_i X_{ij} + (1-h)\, p \sum_{i=1}^{p} S_i X_{ij} \quad (۹)$$

$$Y_i > \sum_{i=1}^{p} a_i X_{ij} + (1-h)\, p \sum_{i=1}^{p} S_i X_{ij} \quad (۱۰)$$

رابطه (۸) تابع هدف و رابطه‌های (۹) و (۱۰) قیدهای مدل برنامه‌ریزی فازی هستند. با توجه به مباحث مطرح شده در این بخش شکل رگرسیون فازی مدل پژوهش حاضر که در معادله (۱) ارائه شده است به صورت رابطه (۱۱) خواهد بود:

$$T = \tilde{A}_0 + \tilde{A}_1 Y + \tilde{A}_2 Oil + \tilde{A}_3 UnOil + \tilde{A}_4 IMP + \tilde{A}_5 ER + \tilde{A}_6 EDU + \tilde{A}_7 INF + \tilde{A}_8 Indus + \tilde{A}_9 AGR + \tilde{A}_{10} UnderG + \tilde{A}_{11} AVS + \tilde{A}_{12} GCB \quad (۱۱)$$

با توجه به رابطه (۴)، معادله (۱۱) را می‌توان به صورت رابطه (۱۲) نوشت:

$$\begin{aligned} T = {} & (a_\circ, s_\circ) + (a_1, s_1) Y + (a_2, s_2) Oil + (a_3, s_3) UnOil + (a_4, S_4) IMP \\ & + (a_5, s_5) ER + (a_6, s_6) EDU + (a_7, s_7) INF + (a_8, s_8) Indus \\ & + (a_9, s_9) AGR + (a_{10}, s_{10}) UnderG + (a_{11}, s_{11}) AVS + (a_{12}, s_{12}) GCB \end{aligned} \quad (۱۲)$$

در رابطه (۱۲)، a مقدار میانه و S پهنای A را مشخص می‌کند، پارامتر s، گستره یا پهنای عددی فازی است که نشان دهنده میزان فازی بودن است. یعنی هر مقدار که این پارامتر بیشتر باشد، میزان فازی بودن عدد نیز بیشتر است. برای هر متغیر متوسط اثرگذاری برابر مقدار a_i، حداقل اثرگذاری برابر $(a_i - s_i)$ و حداکثر اثرگذاری برابر $(a_i + s_i)$ خواهد بود.

۴- تخمین و تحلیل یافته‌ها

قبل از تخمین مدل لازم است سری زمانی نااطمینانی درآمدهای نفتی برای اقتصاد ایران استخراج شود. این کار با کاربرد الگوی GARCH برای درآمدهای نفتی کشور انجام شد. در ابتدا آزمون ریشه واحد بر روی سری درآمدهای نفتی انجام گرفت. نتایج نشان داد که این متغیر، پایا از مرتبه صفر می‌باشد. لذا متغیر درآمدهای نفتی در سطح وارد مدلسازی GARCH گردید. از بین انواع مدل‌های GARCH مدل GARCH(1,1) بر اساس معیار آکائیک و معنی‌دار بودن ضرایب انتخاب شد. نتایج برآورد مدل به صورت معادله ارائه می‌گردد:

$$\sigma^2 = 0.009 + 0.69\ \varepsilon_{t-1}^2 + 0.12\ \sigma_{t-1}^2 \quad (۱۳)$$
$$\text{t: } 44.77 \quad 3.18 \quad 1.97$$

رابطه (۱۳)، شرط لازم و کافی برای همگرایی مدل GARCH را بر اساس مبانی نظری تأمین می‌کند. زیرا شرط لازم برای اینکه این مدل پایای ضعیف باشد، این است که مجموع ضرایب مدل GARCH کوچکتر از یک باشد که در رابطه برآوردی نیز مجموع ضرایب برابر با ۰/۸۱ بوده و کوچکتر از یک است. شرط کافی برای مدل GARCH این است که عرض از مبدأ مثبت بوده و ضریب واریانس شرطی جمله اختلال مثبت و معنی‌دار باشد که رابطه برآورد شده این شرط را نیز تأمین نموده است. پس از مدلسازی سری نااطمینانی درآمدهای نفتی، روابط بین متغیرهای مستقل و وابسته با استفاده از رگرسیون فازی امکانی و با در نظر گرفتن عدد مثلثی متقارن، مورد بررسی قرار گرفت. در این بخش با بهره‌گیری از برنامه نرم‌افزاری MATLAB ضرایب فازی (s_i و a_i) برآورد گردید. نتایج بدست آمده از برآورد مدل فازی در جدول (۱) ارائه شده است.

جدول ۱. نتایج برآورد مدل براساس رگرسیون فازی

مأخذ: نتایج پژوهش

Table 1. Model estimation results based on fuzzy regression

Source: Research results

نام متغیر	نماد	ضرایب فازی	
		s	a
عرض از مبدا	C	۲٫۰۰۹	۲۹٫۰۴۳
تولید ناخالص داخلی بدون نفت	Y	۰٫۰۰۰۱	۱٫۹۷۰۹
درآمدهای نفتی	Oil	۰٫۰۲۹۷	- ۰٫۰۲۳۷
نااطمینانی در درآمدهای نفتی	UnOil	۰٫۰۰۳۹	- ۰٫۰۹۷۱
واردات	IMP	۰٫۰۰۰۷	۰٫۰۳۵۴
نرخ ارز	ER	۰٫۰۰۱۲	- ۰٫۰۷۴۲
نرخ باسوادی	EDU	۰٫۰۰۳۱	۰٫۵۶۶۰
نرخ تورم	INF	۰٫۰۰۰۹	- ۰٫۰۹۵۳
ارزش افزوده بخش صنایع و معادن	Indus	۰٫۰۰۱۰	۰٫۸۴۳۱
ارزش افزوده بخش کشاورزی	AGR	۰٫۰۰۱۷	- ۰٫۰۹۷۳
ارزش افزوده بخش خدمات	AVS	۰٫۰۰۳۰	۰٫۹۷۱۶
حجم اقتصاد زیرزمینی	UnderG	۰٫۰۰۸۷	- ۰٫۰۷۶۸
رشد بودجه عمرانی دولت	GCB	۰٫۰۰۷۶	۱٫۰۱۱۴

با توجه به **جدول ۱**، تولید ناخالص داخلی بدون نفت با ضریب فازی (۰٫۰۰۰۱، ۱٫۹۷۰۹) تأثیری مثبت و قابل توجه بر جذب مالیات‌های غیرمستقیم در اقتصاد ایران دارد. در تحلیل این ضریب می‌توان گفت که افزایش سطح رفاه جامعه می‌تواند موجب کاهش فرار مالیاتی شود. از طرف دیگر با افزایش تولید و درآمد ملی، قدرت خرید مردم افزایش می‌یابد و تقاضای کالاها و خدمات نیز بیشتر می‌شود و از این طریق مالیات‌های غیرمستقیم تحت تاثیر قرار می‌گیرد. به تعبیر دیگر با افزایش درآمد ملی، سطح رفاه جامعه افزایش یافته و چون تنوع کالاها و خدمات مصرفی نیز بیشتر می‌شود، درآمد مالیات بر معاملات که یکی از اجزاء مهم مالیات‌های غیرمستقیم است، افزایش می‌یابد. این یافته با نتایج مطالعات Totunchi Melki et al (2020) و Saadatmehr (2021) مطابقت دارد.

همان‌طور که در **جدول ۱** مشاهده می‌شود متغیر درآمدهای نفتی با ضریب فازی (۰٫۰۲۹۷، ۰٫۰۲۳۷-) تأثیر اندکی بر جذب مالیات‌های غیرمستقیم در اقتصاد ایران دارد. علّت کوچک بودن این ضریب طبق روش‌شناسی تحقیق، وجود عدد صفر در بازه برآورد شده است. هر چند متوسط اثرگذاری این متغیر، منفی است (۰٫۰۲۳۷-) اما چون ضریب فازی مثلثی متقارن شامل عدد صفر و حتی بازه‌ای از اعداد مثبت نیز می‌شود، لذا نمی‌تواند از عوامل مهم و تاثیرگذار بر جذب مالیات‌های غیرمستقیم دولت ایران باشد. در تحلیل ابهامی که این ضریب دارد، می‌توان به این مورد اشاره کرد که با افزایش درآمدهای نفتی، انگیزه دولت برای جذب مالیات‌های غیرمستقیم تا حدود زیادی، کاهش می‌یابد، زیرا که دولت بودجه خود را از درآمد حاصل از فروش نفت، تأمین می‌کند و با احساس بی نیازی، انگیزه برای تأمین بودجه از سایر منابع درآمدی، کاهش می‌یابد. بازه منفی ضریب فازی این متغیر با مطالعات Ross (2015) و McGuirk (2013) مطابقت دارد. از طرف دیگر بازه اعداد مثبت این ضریب نیز موید این نکته است که مالیات بر واردات بیشتر متأثر از درآمدهای حاصل از فروش نفت است. این یافته نیز همسو با مطالعات Smith (2004) و Knebelmann (2017) است. طبق عدد فازی بدست آمده، هیچ کدام از دو اثر فوق در جذب مالیات‌های غیرمستقیم در ایران، غالب نیستند و ابهام ضریب فازی بدست آمده هم همین نکته است.

طبق **جدول ۱** ضریب فازی متغیر نااطمینانی درآمدهای نفتی (UnOil) برابر (۰٫۰۰۳۹، ۰٫۰۹۷۱ -) است که نشان می‌دهد این متغیر، تاثیری منفی و قابل توجه بر جذب درآمدهای مالیات غیر مستقیم در ایران دارد. این ضریب فازی نشان می‌دهد که حداکثر اثرگذاری این متغیر در جذب مالیات‌های غیرمستقیم برابر ۰٫۰۹۳۲ - و حداقل اثر آن نیز ۰٫۱۰۱۰ - است. متوسط تأثیر این متغیر بر درآمدهای مالیاتی غیرمستقیم ۰٫۰۹۷۱ - است. این نتیجه با مبانی نظری سازگار است؛ زیرا محیط نااطمینانی بویژه در کشورهای جهان سوم، از آن جهت که پیش‌بینی سودآوري در بخش‌هاي تجاري و غيرتجاري را با مشکل مواجه نموده و همین طور هزینه کالاهاي وارداتی را بیشتر می‌کند، لذا با کاهش حجم واردات، میزان مالیات بر واردات که حجم بالای از مالیات‌های غیرمستقیم دولت را شامل می‌شود، کاهش می‌دهد. متغیر واردات (IMP) با ضریب فازی (۰٫۰۰۰۷ ، ۰٫۰۳۵۴) تاثیر

مثبتی بر جذب مالیات‌های غیرمستقیم دارد. این ضریب مطابق پشتوانه نظری موضوع نیز هست زیرا هر چه میزان واردات به کشور بیشتر باشد، درآمد حاصل از مالیات بر واردات که از اجزاء مهم مالیات‌های غیرمستقیم است نیز افزایش خواهد یافت. این یافته تایید کننده نتایج مطالعه Totunchi Melki et al (2020) است.

نتایج حاصل در **جدول ۱**، نشان می‌دهد که نرخ ارز (ER) با ضریب فازی (۰٫۰۰۱۲ ، ۰٫۰۷۴۲ -) تأثیری منفی بر جذب مالیات‌های غیرمستقیم دارد. در تحلیل این ضریب می‌توان گفت که نرخ ارز از طریق کانال واردات، بر مالیات‌های غیرمستقیم دولت تاثیر می‌گذارد؛ زیرا افزایش نرخ ارز موجب کاهش حجم واردات و به تبع آن کاهش درآمد مالیات بر واردات می‌گردد. این یافته همسو با نتایج مطالعه Tamizi (2018) است. نتایج همچنین نشان می‌دهد که متغیر نرخ باسوادی (EDU) با ضریب فازی (۰٫۰۰۳۱ ، ۰٫۵۶۶۰) تأثیری مثبت بر جذب مالیات‌های غیرمستقیم دارد. به طوری که یک درصد افزایش در نرخ باسوادی، جذب مالیات‌های غیرمستقیم را به اندازه ۰٫۵۶۶۰ درصد افزایش می‌دهد. این یافته با نتایج تحقیق Tamizi (2018) مطابقت دارد. ضریب حداکثر اثرگذاری نرخ باسوادی در جذب مالیات‌های غیرمستقیم در ایران برابر ۰٫۵۶۹۱ و ضریب حداقل اثرگذاری آن ۰٫۵۶۲۹ است.

نرخ تورم (INF) که بالا بودن آن نشان دهنده ناکارآمدی و ضعف در سیاست‌های اقتصادی کشور است با ضریب فازی (۰٫۰۰۰۹ ، ۰٫۰۹۵۳) تأثیری منفی بر جذب مالیات‌های غیرمستقیم دارد. به طوری که یک درصد افزایش در نرخ تورم، ۰٫۰۹۵۳ درصد جذب مالیات‌های غیرمستقیم را کاهش می‌دهد. در تحلیل این ضریب می‌توان گفت که تورم باعث کاهش قدرت خرید افراد جامعه شده و از این طریق درآمدهای مالیاتی بخش مالیات بر معاملات مانند مالیات بر ارزش افزوده را تحت تاثیر قرار می‌دهد. از طرف دیگر در شرایط تورمی، انگیزه تعویق در پرداخت مالیات توسط مؤدیان نیز افزایش می‌یابد و این موضوع می‌تواند وصول درآمدهای مالیاتی را دچار مشکل کند. این یافته، نتایج مطالعه Bargi Osgooee & Shokri (2018) را تایید می‌کند.

متغیرهای سه‌گانه ارزش افزوده بخش‌های کشاورزی، صنعت و خدمات نیز با ضرایب فازی (۰٫۰۰۱۷ ، ۰٫۰۹۷۳ -)، (۰٫۰۰۱۰ ، ۰٫۸۴۳۱) و (۰٫۰۰۳۰ ، ۰٫۹۷۱۶) به ترتیب اثری منفی، مثبت و مثبت بر جذب مالیات‌های غیرمستقیم داشته‌اند. این یافته با نظریه‌ی

مشکل بودن وضع مالیات بر بخش کشاورزی و دریافت سهل‌تر آن از بخش صنعت و خدمات سازگار است. همچنین حجم اقتصاد زیرزمینی (UnderG) با ضریب فازی (۰٫۰۰۸۷ ، ۰٫۰۷۶۸ -) اثری منفی بر جذب مالیات‌های غیرمستقیم داشته است، زیرا افزایش حجم اقتصاد زیر زمینی یا اقتصاد سایه، فرار مالیاتی و اجتناب مالیاتی را گسترش و طبیعتاً درآمدهای مالیاتی دولت را کاهش خواهد داد. این یافته همسو با نتیجه مطالعه Graei Nejad Chapardar (2012) و Totunchi Melki et al (2020) است.

متغیر رشد بودجه عمرانی دولت (GCB)، با ضریب فازی (۰٫۰۰۷۶ ، ۱٫۰۱۱۴) اثر مثبت بر جذب مالیات‌های غیرمستقیم داشته است. در تحلیل این ضریب می‌توان گفت که با رشد هزینه‌های عمرانی دولت، تقاضا برای کالاها و خدمات توسط شرکت‌های پیمانکاری دولتی و غیردولتی افزایش یافته و از این طریق مالیات بخش مبادله کالاها و خدمات نیز افزایش خواهد یافت. از طرف دیگر، هرگاه مخارج دولت بیشتر شود، دولت در پی جبران کسری بودجه، اقدام به افزایش درآمدهای خود خواهد کرد و به دلیل اینکه از بین درآمدهای دولت، مالیات بیش از سایر درآمدها در اختیار خود دولت است، بنابراین انگیزه برای جذب منابع مالیاتی بیشتر خواهد شد. لذا افزایش مخارج دولت می‌تواند اثری مثبت بر جذب درآمدهای مالیاتی داشته باشد. این یافته از نتایج تحقیقات Tamizi (2018) و Totunchi Melki et al (2020) پشتیبانی می‌کند.

۵- نتیجه‌گیری و پیشنهادات

یکی از مشکلات اصلی اقتصاد ایران، نااطمینانی درآمدهای نفتی است که تحت تاثیر عوامل مختلف سیاسی اقتصادی به ویژه در روابط بین الملل ایجاد می‌شود که هم به طور مستقیم و هم از طریق تاثیر بر درآمدهای مالیاتی، ساختار بودجه دولت را تحت تاثیر قرار می‌دهد. از آنجا که رابطه بین نااطمینانی درآمدهای نفتی و درآمدهای مالیاتی به ویژه مالیاتهای غیرمستقیم در اقتصاد ایران به طور خاص بررسی نشده است و از طرفی نظریه منسجمی در این خصوص وجود ندارد لذا، تحقیق حاضر به بررسی این موضوع اختصاص یافت. این کار با بکار گیری روش رگرسیون فازی با استفاده از داده های سالیانه ۱۴۰۰-۱۳۷۰ انجام شد. یافته‌های مدل فازی نشان داد که نااطمینانی درآمدهای نفتی تاثیر منفی بر جذب مالیاتهای

غیرمستقیم در اقتصاد ایران دارد. به طوری که یک درصد افزایش در نااطمینانی درآمدهای نفتی، مالیات های غیرمستقیم را به طور متوسط ۰٫۰۹۷ درصد کاهش می‌دهد. به بیان دیگر افزایش نااطمینانی و ریسک درآمدهای نفتی که می‌تواند ناشی عوامل مختلفی از جمله نوسانات جهانی قیمت نفت، تحریم‌ها و محدودیت‌های فروش نفت و تهدیدها در روابط بین الملل باشد، از طریق تاثیر در مالیات‌های غیر مستقیم می‌تواند باعث افزایش کسری بودجه و مشکلات ناشی از آن شود. این نتیجه با یافته‌های Crivelli, E. & Gupta(2014) سازگار است. همچنین نتایج نشان داد که متغیر درآمدهای نفتی، تأثیری کوچک و غیرقابل توجه بر جذب مالیات‌های غیرمستقیم در اقتصاد ایران دارد. به طوری که یک درصد افزایش در درآمدهای نفتی، ۰٫۰۲۳ درصد مالیات های غیرمستقیم را کاهش می‌دهد. برای توضیح این نتیجه می‌توان گفت؛ با افزایش درآمدهای نفتی، انگیزه دولت برای جذب مالیات‌های غیرمستقیم تا حدود زیادی کاهش می‌یابد به طوری که دولت بودجه خود را از درآمد حاصل از فروش نفت تأمین نموده و با احساس بی‌نیازی، انگیزه دولت برای تأمین بودجه از سایر منابع درآمدی کاهش می‌یابد. این نتیجه با یافته‌های Knebelmann (2017) کاملا سازگار است. همان‌طور که گفته شد هم درآمدهای نفتی و هم نااطمینانی در درآمدهای نفتی تاثیر منفی بر جذب مالیات‌های غیرمستقیم در اقتصاد ایران دارند با این تفاوت که تاثیر نااطمینانی بسیار بیشتر از تاثیر خود درآمدهای نفتی است و این نتیجه، اهمیت تدوین سیاستگذاری‌ها را در راستای کاهش نااطمینانی در درآمدهای نفتی نشان می‌دهد. بنابراین به سیاستگذارن و برنامه‌ریزان پیشنهاد می‌گردد در تدوین سیاست های بودجه‌ای نااطمینانی درآمدهای نفتی را لحاظ نمایند. همچنین بر لزوم تنش‌زدایی در روابط بین الملل در راستای کاهش نااطمینانی درآمدهای نفتی تاکید می‌شود.

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.

Reference

Abdelwahed, L. (2020) More oil, more or less taxes? New evidence on the impact of resource revenue on domestic tax revenue. *Resources Policy*, 68 (10), 17-47.

Abounoori, A., & Kianpisheh, A. (2016). The impact of oil price volatility on the financial markets in Iran. *Iranian Journal of Energy,* 19(3), 75-100. http://necjournals.ir/article-1-908-en.html [In Persian]

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*), *Available Online.* https://doi.org/10.22055/jqe.2022.39481.2451 [In Persian]

Bargi Osgooee, M.M. & Shokri, M. (2018). The Economic Factors Affecting FDI Absorption in Iran with Emphasis on the Role of Income Tax (Fuzzy Approach). *Economic Growth and Development research (EGDR),* 9(33), 109-120. https://doi.org/10.30473/egdr.2018.4605 [In Persian]

Bornhorst, F., Gupta, S. & Thornton, J. (2009). Natural resource endowments and the domestic revenue effort. *European Journal of Political Economy*, 25(4), 439-446.

Botlhole, T., Asafu-Adjaye, J. O. H. N. & Carmignani, F. (2012). Natural resource abundance, institutions and tax revenue mobilisation in Sub-Sahara Africa. *South African Journal of Economics*, 80(2), 135-156.

Crivelli, E. & Gupta, S. (2014). Resource blessing, revenue curse? Domestic revenue effort in resource-rich countries. *Eur. J. Polit. Econ.* 35, 88–101.

Emami Meybodi, A. & Azami, A. (2014). The Effect of Oil Revenue Uncertainty on Fiscal Policy:Iran Case Study. *Theories of Financial Economics*, 2(1), 123-138. http://tfe.raja.ac.ir/article-1-35-fa.html [In Persian]

Graei Nejad, G. & Chapardar, E. (2012). Investigating factors affecting tax revenues in Iran. *Financial Economics*, *6*(20), 69-92. https://doi.org/20.1001.1.25383833.1391.6.20.3.3 [In Persian]

Jafari Samimi, A. & Lal Khazri, H. (2016). The role of reforming the tax system in the Iranian Islamic model of progress. *Publication of the progress model*, Tehran. [In Persian]

James, A. (2015). US state fiscal policy and natural resources. *American Economic Journal: Economic Policy*, *7*(3), 238-257.

Karimi, H., Karimi Potanlar, S. & Jafari Samimi, A. (2023). The Impact of Oil Shocks on Government Revenues and Expenditures in Iran (Time-Varying Parameter Approach). *Economic Growth and Development research* (EGDR), Available Online. doi: 10.30473/egdr.2023.65805.6639 [In Persian]

Knebelmann, J. (2017). *Natural resources' impact on government revenues* (No. 2017/10). WIDER Working Paper.

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

Khodayi, I. (2009). Fuzzy linear regression and its applications in social science research. *Iranian Journal of Social Studies,* 3(4), 82-99. https://www.noormags.ir/view/en/articlepage/853446/ [In Persian]

Korepazan Dezfuli, A. (2004), *Principles of the Theory of Fuzzy Sets and its Applications in Modeling Water Engineering Problems*. Tehran, Jihad University Press, second edition. [In Persian]

Mawejje, J. (2019). Natural resources governance and tax revenue mobilization in sub saharan Africa: The role of EITI. *Resources Policy*, 62, 176-183.

McGuirk, E. F. (2013). The illusory leader: natural resources, taxation and accountability. *Public choice*, 154, 285-313.

Mehregan, N., Haghani, M. & Salmani, Y. (2012). Asymmetric Effects of Oil Price Shocks on Economic Growth of OPEC and OECD by focusing on Shocks Setting and Regime Changes. *Quarterly Journal of Economic Modelling*, 6(4), 1-20. https://eco.firuzkuh.iau.ir/article_555452.html [In Persian]

Pordel, P. & Esfandiari, M. (2024). The Effect of Economic Policy Uncertainty on Oil Prices (Case Study: OPEC Countries). *Quarterly Journal of Quantitative Economics (JQE)*, *21*(1), 63-85. doi: 10.22055/jqe.2022.39326.2441[In Persian]

Ross, M. L. (2015). What have we learned about the resource curse?. *Annual review of political science*, 18, 239-259.

Saadatmehr, M. (2021). Investigation of the impact of macroeconomic variables on government tax revenues in Iran. *Journal of Iran's Economic Essays; an Islamic approach (JIEE)*, 18(35), 169-191. https://doi. org/10.30471/IEE.2021.6290.1885 [In Persian]

Salmani, B., Zolghadr, H. & Shokri, M. (2017). The Economic Factors Affecting Internet Diffusion in Iran Using the Fuzzy Regression.

Quarterly Journal of Applied Theories of Economics, 4(3), 91-116. https://ecoj.tabrizu.ac.ir/article_6754.html?lang=fa [In Persian]

Sepehrdoost, H., Mohtashami, S. & Fatemi Zardan, Y. (2022). The Impact of Oil Shocks on Iranian Tax Revenue Using the BVAR Model. *Quarterly Journal of Applied Economic Studies in Iran, 11(41), 129-169.* https://doi.org/10.22084/AES.2021.23376.3229 [In Persian]

Smith, B. (2004). Oil wealth and regime survival in the developing world, 1960–1999. *American Journal of Political Science*, 48(2), 232-246.

Taheri, M. & Machinchi, M. (2008). *An introduction to probability and fuzzy statistics*. Publications of Shahid Bahonar University of Kerman. [In Persian]

Tamizi, A.R. (2018). Investigating determinants of tax revenues in Iran: A Bayesian Econometric Approach. *Quarterly Journal of Quantitative Economics(JQE)*, 15(1), 225-244. https://doi.org/10.22055/jqe.2018.22887.1690 [In Persian]

Tanaka, H. & Ishibuchi, H. (1992). Possibility regression analysis based on linear programming. *Jurnal of Eropan research*. 2 (3), 44-60.

Tanaka, H. (1987). Fuzzy data analysis by possibility linear models. *Fuzzy Sets and Systems*, 24(3), 363- 375.

Thomas, M. A. H., & Trevino, M. J. P. (2013). *Resource dependence and fiscal effort in Sub-Saharan Africa*. International Monetary Fund.

Totunchi Melki, S., Mousavi Jahrami, Y. & Mehrara, M. (2020). Evaluation of the Most Important Factors Affecting the Income of Taxes in the Economy of Iran with the Approach of TVP DMA Models. *Journal of Tax Research*, 27(44), 71-100. http://taxjournal.ir/article-1-1781-fa.html [In Persian]

فصلنامه‌ی اقتصاد مقداری (بررسی‌های اقتصادی سابق) زمستان ۱۴۰۴ ۲۲(۴) ۲۱۵-۱۷۵



فصلنامه‌ی اقتصاد مقداری

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

انتخاب مدل بهینه برای پیش بینی بازدهی دارایی: مقایسه مدل‌های ARIMA-GARCH و MIDAS

سعید صدرزاده مقدم*، کامبیز هژبر کیانی **، کامبیز پیکارجو***، علیرضا مرادی****

*دانشجوی دکتری گروه اقتصاد، دانشکده مدیریت و اقتصاد، واحد علوم و تحقیقات، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران.

**استاد گروه اقتصاد، دانشکده مدیریت و اقتصاد، واحد علوم و تحقیقات، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران. (نویسنده مسئول)

***استادیار گروه اقتصاد، دانشکده مدیریت و اقتصاد، واحد علوم و تحقیقات، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران.

****استادیار گروه اقتصاد،دانشکده علوم انسانی، واحد کرمانشاه، دانشگاه آزاد اسلامی، کرمانشاه، ایران.

اطلاعات مقاله

تاریخ دریافت: ۱ شهریور ۱۴۰۲
تاریخ بازنگری: ۳ فروردین ۱۴۰۳
تاریخ پذیرش: ۱۹ خرداد ۱۴۰۳

ارتباط با نویسنده (گان) مسئول:
ایمیل:kianikh@yahoo.com
0000-0002-0191-2138

آدرس پستی:
تهران- انتهای بزرگراه شهید ستاری- میدان دانشگاه- بلوار شهدای حصارک- دانشگاه آزاد اسلامی واحد علوم وتحقیقات . صندوق پستی : ۱۴۵۱۵/۷۷۵

طبقه‌بندیJEL: *G17،C89،C22*

واژگان کلیدی:
مدل میداس، خودرگرسیون میانگین متحرک، واریانس ناهمسان شرطی، بیت‌کوین، داده‌های پرتواتر

اطلاعات تکمیلی:

این مقاله برگرفته از رساله دکتری سعید صدرزاده مقدم در رشته اقتصاد به راهنمایی آقای دکتر کامبیز هژبرکیانی و مشاوره آقای دکتر کامبیز پیکارجو و آقای دکتر علیرضا مرادی در دانشگاه آزاد اسلامی واحد علوم و تحقیقات تهران 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.

دانشگاه شهید چمران اهواز
فصلنامه علمی پژوهش‌های اقتصاد مقداری (بررسی‌های اقتصادی سابق)

چکیده

در این مطالعه به منظور بررسی و مقایسه دو رویکرد مدل‌سازی در اقتصادسنجی از نظر دقت پیش‌بینی، سری زمانی قیمت بیت‌کوین برای بازه زمانی ۲۰۱۵ تا ۲۰۲۳ میلادی انتخاب شده است. بیت‌کوین بعنوان محبوب‌ترین و شناخته شده‌ترین رمزارز، در سالیان اخیر تبدیل به یک دارایی مهم برای بسیاری از سرمایه‌گذاران بازارهای مالی و حتی مردم عادی گردیده، لذا مطالعات بسیاری برای کشف ساختار قیمتی و تغییرات این دارایی در طول زمان در حال انجام می‌باشد. نوسانات بسیار بالای این رمزارز پیچیدگی‌های زیادی در این مطالعات ایجاد کرده است. رویکرد مدل‌سازی برای داده‌های با تواترهای زمانی متفاوت (MIDAS) بعنوان یک رویکرد جدید در مدل‌سازی در سالیان گذشته مطرح و با توجه به حذف محدودیت‌های مهم در مدل‌سازی اقتصادسنجی، به صورت روزافزون در حال بررسی و مطالعه است. در این مطالعه میزان دقت پیش‌بینی مدل خودرگرسیون جمعی میانگین متحرک همراه با واریانس ناهمسان شرطی و مدل‌سازی با رویکرد داده‌های ترکیبی با تواتر زمانی متفاوت مقایسه شده است. مدل‌سازی انجام شده در این تحقیق براساس داده‌های درون روزانه‌ای قیمت بیت‌کوین (با تواتر بالا – ۵ دقیقه‌ای) بر روی متغیرهای بازدهی روزانه و هفتگی بیت‌کوین صورت گرفته است. ابتدا یک مدل خودرگرسیون جمعی میانگین متحرک با وجود اثرات ناهمسانی در واریانس شرطی و با در نظر گرفتن انواع مدل‌های گارچ و توزیع‌های متفاوت در هریک و سپس مدل داده‌های با تواتر زمانی متفاوت با توابع وزنی مختلف برآورد گردیده است. درنهایت با تقسیم بازه نمونه‌گیری به دو بخش، پیش‌بینی بازدهی سری زمانی بیت‌کوین با استفاده از هر دو رویکرد انجام و با اطلاعات واقعی مقایسه شده است. نتایج نشان می‌دهد مدل سازی با رویکرد داده‌های با تواتر زمانی متفاوت نتایج بهتری در خصوص پیش‌بینی بازدهی هر دو سری زمانی بازدهی روزانه و هفتگی بیت‌کوین ارائه می نماید. محاسبات و برآوردها توسط زبان برنامه نویسی R انجام شده است.

ارجاع به مقاله:
صدرزاده مقدم, سعید , هژبر کیانی, کامبیز , پیکارجو, کامبیز و مرادی, علیرضا . (۱۴۰۴). انتخاب مدل بهینه برای پیش بینی بازدهی دارایی : مقایسه مدل‌های ARIMA-GARCH و MIDAS. . *فصلنامه اقتصاد مقداری (بررسی‌های مقداری سابق)*، ۲۲(۴)، ۲۱۵-۱۷۵.

10.22055/jqe.2024.44610.2572

© 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

اهمیت پیش‌بینی دقیق بازدهی دارایی‌ها، به‌ویژه در مورد دارایی‌های نوظهور مانند رمزارزها، یکی از موضوعات اصلی و با اهمیت در این حوزه است. بیت‌کوین، که به سرعت به یکی از مهم‌ترین دارایی‌های مالی در سطح جهانی تبدیل شده است، نقش محوری در تصمیم‌گیری‌های سرمایه‌گذاری و استراتژی‌های مدیریت ریسک دارد. پیش‌بینی‌های دقیق بازدهی بیت‌کوین می‌تواند به سرمایه‌گذاران کمک کند تا فرصت‌های سرمایه‌گذاری را شناسایی کرده و از نوسانات قیمتی به نفع خود استفاده کنند. علاوه بر این، درک بهتری از روند بازار می‌تواند به کاهش ریسک‌های مالی و افزایش ثبات در بازارهای مالی کمک کند. بنابراین، توسعه مدل‌های پیش‌بینی که قادر به مقابله با پیچیدگی‌های بازارهای رمزارز هستند، از اهمیت بالایی برخوردار است و می‌تواند تأثیرات مثبتی بر اقتصاد جهانی داشته باشد. پیش‌بینی مقادیر آینده یک سری زمانیِ اقتصادی یا مالی همواره موردتوجه محققین بوده و روش‌های متنوعی نیز در این حوزه بکار گرفته‌شده و یا در طول سال‌های گذشته ابداع گردیده است. مفهوم پیش‌بینی متناظر بر آینده و رویدادهای دوره زمانی آتی است،که غیرقطعی بودن و نقص در اطلاعات از ویژگی‌های اصلی آن است. رویکردهای پیش‌بینی به دو گروه رویکردهای کمی و کیفی تقسیم می‌شوند. این تقسیم‌بندی بر اساس میزان وابستگیِ رویکرد پیش‌بینی، به الگوها و روش‌های ریاضیاتی و آماری است. روش‌های کمی پیش‌بینی که بر اساس محاسبات صرفاً ریاضی صورت می‌گیرند به دو گروه روش‌های کمیِ رگرسیونی و روش‌های کمیِ غیررگرسیونی تقسیم می‌شوند. مواردی مانند میانگین ساده، تعدیل نمایی و ... در گروه روش‌های ریاضیاتی غیررگرسیونی قرار می‌گیرند. در گروه مقابل و در حوزه روش اقتصادسنجی، الگوهای رگرسیونی علّي و غیرعلّي وجود دارند که مدل‌های خود رگرسیون با واریانس ناهمسان شرطی، خودرگرسیون جمعی میانگین‌متحرک از روش‌های علی در حوزه پیش‌بینی متغیرهای اقتصادی هستند (Brockwell et al,2002). یک مدل خودرگرسیون میانگین‌متحرک متشکل از دو فرآیند خودرگرسیون و میانگین‌متحرك است که با تحلیل روند تغییرات گذشته و حال یک سری زمانی، ساختار درونی آن را کشف و امکان پیش‌بینی مقادیر آینده را برای محقق فراهم می‌نماید. لذا یکی از الگوهای مهم و کاربردی در اقتصادسنجی، مدل‌سازی سری‌های زمانی با استفاده از مقادیر گذشته و با وقفه سری‌زمانی می‌باشد که در این مطالعه، به‌عنوان یک روش سنتی مدل‌سازی و پیش‌بینی مقادیر آتی سری‌زمانی

معرفی می‌شود. در فرآیند توسعه مدل‌های پیش‌بینی بازارهای مالی، از زمان‌های اولیه، که مدل‌های ساده رگرسیونی برای تحلیل داده‌های مالی استفاده می‌شدند، تا دوران کنونی که مدل‌های پیچیده‌تر و دقیق‌تری بکار گرفته می شـود، طراحی مدل مناسـب با چالش‌های خاص خود همراه بوده است. مدل‌های خـودرگرسـیون بـا واریانس ناهمسان شرطی و خودرگرسـیون جمعی میانگین‌متحرک، که در دهه‌های اخیر مورد اسـتفاده قرار گرفته‌اند، نمونه‌هایی از تلاش‌های علمی برای فهم بهتر و پیش‌بینی رفتار بازارهای مالی هسـتند. با این حال، این مدل‌ها نیز با محدودیت‌هایی، به‌ویژه در برخورد با داده‌های با تواترهای زمانی متفاوت مواجه بودند. بعبارت دیگر یکی از محدودیت‌های مهم در مدل‌سـازی که تا سـالیان اخیر، محققین این حوزه ملزم به رعایت و پیروی از آن بودند، لزوم تواتر یکسـان در متغیرهای مدل بود. محققین به‌منظور مدل‌سـازی متغیرهای سـری زمانی با تواترهای زمانی متفاوت، بایستی ابتدا تمام متغیرها را هم‌تواتر کرده و سپس وارد مدل نمایند. برای اینکار دو راهکار وجود دارد. یکسان‌سازی تواتر متغیرها به سمت متغیر با تواتر زمانی بالاتر و یا یکسـان‌سـازی به سـمت متغیر با تواتر زمانی پایین‌تر. که روش اول هم‌فزونی زمانی[1] و روش دوم جداسـازی زمانی[2] نام‌گذاری شـده اسـت(Bayat & Noferesti, 2015).

هم‌فزونی زمـانی عبـارت اسـت از کـاهش تواتر یـک متغیر از طریق میـانگین‌گیری یـا مجموع‌یابی آن در طول زمان که موجب برآورد مدل در پایین‌ترین تواتر زمانی خواهد شـد. لذا با هم‌فزونی زمانی مجموعه اطلاعاتی در دسـترس کوچک شـده و سـری زمانی هم‌فزون شـده نسـبت به سـری زمانی ابتدایی هموارتر می‌شـود. این اثر در تبدیل به تواترهای زمانی بزرگتر (مانند ماه به سـال نسـبت به فصـل به سـال) شـدیدتر رخ داده و به همین دلیل در زمان مواجهه با حجم نمونه کم اسـتفاده از هم‌فزونی زمانی توصـیه نمی‌شـود. در روش جداسـازی مدل در بالاترین تواتر زمانی تخمین زده می‌شـود لذا فرض می‌شـود که سـری زمانی در بستر با تواتر بالا تولید می‌شود در حالیکه بصورت سیستماتیک متغیرها تنها در برخی از مقاطع زمانی مشاهده شده‌اند. بعبارت دیگر مشاهدات مفقود شده در این روش بازیابی می‌شـوند. مزیت این روش نسـیت به روش هم‌فزونی عدم از دسـت‌دادن اطلاعات مربوط به متغیر با تواتر زمانی بالا اسـت(Silvestrini & erdas,2008). در اکثر موارد به‌کارگیری این روش‌ها موجب کاهش کارایی مدل برآورد شـده و از دسـت رفتن اطلاعات

[1] Temporal Aggregation

[2] Temporal Disaggregation

مفید می‌گردد. تا سال‌ها یافتن الگویی که بتواند از متغیرهای با تواتر بالا، به‌منظور پیش‌بینی متغیرهایی با تواتر پایین استفاده نموده و پیش‌بینی مناسبی از متغیر کم تواتر را ممکن نماید، چالشی اساسی بود. این محدودیت‌ها منجر به توسعه مدل‌های جدیدی گردید که قادر به ادغام داده‌های با تواتر بالا و پایین برای ارائه پیش‌بینی‌های دقیق‌تر باشند. روش داده‌های ترکیبی با تواتر زمانی متفاوت به‌عنوان یک رویکرد جدید و نوآورانه در مدل‌سازی متغیرهای اقتصادی توسط کلاین و سوجو[3] (۱۹۸۹) ارائه و بعدها توسط گیسلز (۲۰۰٤) توسعه یافت (Ghysels,2004). مدل‌های داده‌های با تواتر زمانی متفاوت به مدل‌هایی گفته می‌شود که در آنها متغیرها با تواترهای زمانی مختلف وارد مدل می‌شوند. این مدل‌ها به دو دسته الهام گرفته شده از هم‌فزونی زمانی و جداسازی زمانی تقسیم می‌شوند. مدل‌های معرفی شده توسط گیسلز نمونه تکامل یافته روش هم‌فزونی زمانی و مدل‌های حالت-فضا[4] نیز حالت توسعه یافته روش جداسازی زمانی است. در یک مدل حالت-فضا تمام متغیرهای با تواتر زمانی بالا مدل‌سازی شده و از طریق یک فیلتر کالمن[5] پارامترهای مدل برآورد می‌شود. لذا در این مدل‌ها هرچه تعداد متغیرهای مدا بیشتر باشد و یا اختلاف میان تواتر زمانی متغیرها بالاتر باشد پیچیدگی‌های مدل افزایش می‌یابد. مزیت اصلی مدل‌های رگرسیون با داده‌های تواتر زمانی متفاوت نسبت به مدل‌های حالت-فضا استفاده از پارامترهای کمتر و در نتیجه فرم خلاصه‌تر و پیچیدگی‌های محاسباتی کمتر است. مطالعات اندرو و همکاران (۲۰۱۲) نشان داد که دقت پیش‌بینی به استفاده از مدل‌های رگرسیون با داده‌های زمانی متفاوت نسبت به مدل‌های حالت-فضا افزایش می‌یابد(Andreou et al, 2012). در این مطالعه با استفاده از اطلاعات یک سری‌زمانی، تلاش شده است رویکردهای سنتی در پیش‌بینی در مقابل رویکرد نوین معرفی‌شده مورد آزمون قرار گیرد. این سؤال اصلی مطرح می‌شود که آیا روش‌های سنتی اقتصادسنجی نسبت به رویکردهای نوین، ازنظر خطای کمتر و دقت بالاتر در پیش‌بینی، مدل‌های بهتری را ارائه می‌دهد یا خیر؟ به شکل خاص در این مطالعه مدل سنتی خودرگرسیون جمعی میانگین‌متحرک در مقابل رویکرد مدل‌سازی داده‌های ترکیبی با تواتر زمانی متفاوت مقایسه شده است. در این مقایسه از داده‌های تواتر زمانی بالا سری زمانی

[3] Klien & Sojo (1989).

[4] Stat-Space

[5] Kalman Filter

بیت کوین (داده‌های میان روزانه ۵ دقیقه‌ای) استفاده شده و بر اساس معیارهای نمایش‌دهنده‌ی میزان خطای پیش‌بینی و بررسی برتری مدل‌ها نسبت به یکدیگر، مقایسه میان دو رویکرد انجام‌شده است.

۲- پیشینه تحقیق

۲-۱- مطالعات انجام شده با مدل‌های ARIMA و GARCH

مطالعات مربوط به پيش‌بيني در علم اقتصاد در طول دهه‌های آغازین قرن بیستم بسیار مورد توجه محققین قرار گرفت. در سال‌های اخیر الگوهاي سري‌زماني به منظور پيش‌بيني تناسب بیشتری نشان داده‌اند، چرا که متغيرهاي اقتصادي سري‌زماني، تمام اطلاعات مربوط به خود را در بردارند و مي توان قوي‌ترين منبع براي توضيح هر متغير را خود متغير دانست(Moshiri, 2001). ارائه‌ي الگوهاي متفاوت در اين حوزه نيز دال بر اهميت پيش‌بيني‌هاي سري زماني است. البته در مورد برخي از سري‌ها مانند قيمت سهام، اين توجه بيشتر مشهود است. به عنوان مثال وو و لو (۱۹۹۳)، قيمت سهام در آمريكا را برای بازه‌های زمانی متفاوت با استفاده از مدل‌های اقتصادسنجی پيش‌بيني كردند. نتايج مطالعه‌ي آنها نشان داد كه در پيش‌بيني كوتاه‌مدتِ قيمت سهام، شبكه‌ي عصبي مصنوعي[6] در مقايسه با روش ARIMA پيش‌بينی‌های دقيق‌تري را ارايه مي‌كند، اما در بلندمدت فرآيند ARIMA توانايي بالاتری برای پيش‌بيني دارد (Wu and Lu, 1993). رينگ وود و همكاران (۱۹۹۳)، مصرف هفتگي برق در كشور انگلستان را با استفاده از مدل‌هايی مختلف پيش‌بيني كردند. نتايج اين مطالعه نشان داد كه پيش‌بيني سری زمانی مصرف انرژی براساس يک فرآيند AR دقيق‌تر از مدل‌سازی اين سری زمانی بر اساس يک فرآيند ARIMA است، اما در مقابل فرآيند ARIMA خطاي كمتری در مقايسه با مدل AR دارد (Ringwood et al, 1993). غفاری و فرهادی (۱۳۹٤) در مقاله‌ای به مقايسه دقت پيش‌بيني چهار مدل GARCH[7]، ARIMA، ARIMA-GARCH و مدل حالت-فضا در تخمين و پيش‌بيني شاخص قيمت بورس اوراق بهادار تهران (تپيكس) پرداختند. آنها در اين مطالعه از داده‌هاي روزانه برای پيش‌بينی درون و برون‌نمونه‌ای استفاده كردند. همچنين براي بررسي بيشتر و افزايش دقت پيش‌بيني مدل‌هاي بكار گرفته شده در تحقيق،

[6] Artificial Neural Networks (ANN).

[7] Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity (GARCH).

شبیه‌سازي با روش مونت کارلو[8] براي دو دوره زماني ميان‌مدت و کوتاه‌مدت با استفاده از برون‌داده و نيز براي يک مقايسه کلي با درون‌داده انجام دادند. دقت پيش‌بيني نتايج مدل‌ها با استفاده از معيار RMSE ارزيابي شد. نتايج اين مطالعه نشان داد که مدل GARCH برای پیش‌بینی‌های برون‌نمونه‌ای و در سه دوره زماني (بلندمدت، ميان‌مدت و کوتاه‌مدت) از دقت پيش‌بيني بيشتري نسبت به ساير مدل‌ها برخوردار است، اما در هنگام مقايسه با پیش‌بینی‌های درون نمونه‌ای، مدل ARIMA مدل مناسب‌تري است(Ghafari & Farhadi, 2015). پهلوانی و روشن (۱۳۹٤) در مقاله‌ای به مقایسه کارایی پیش‌بینی مدل ARIMA و مدل ترکیبی ARIMA-GARCH با استفاده از سری زمانی نرخ ارز در ایران پرداختند. در این مطالعه از داده‌های نرخ دلار منتشر شده توسط بانک مرکزی ج.ا.ا برای بازه زمانی یک‌سال استفاده شد. آنها با محاسبه بازدهی دلار و تقسیم بازه زمانی داده‌های جمع‌آوری شده به دو بخش، پیش‌بینی‌های درون و برون‌نمونه‌ای را انجام و قدرت پیش‌بینی مدل‌های مذکور را بر اساس معیارهای MAE، RMSE مورد مقایسه قرار گرفت. نتایج نشان داد که مدل ترکیبی EGARCH(2,1) - ((7,2),(12)) ARIMA دارای کمترین میزان خطا در پیش‌بینی مقادیر درون و برون نمونه‌ای سری زمانی بازدهی دلار است(Pahlevani & Roshan, 2015). صالحی فر (۱۳۹۸) در مطالعه‌ای به منظور بررسی بازدهی و ریسک رمزارز بیت‌کوین در مقایسه با بازارهای رقیب (طلا، ارز و بورس) از مدل‌های GJR-GARCH و GARCH آستانه استفاده کرد. وی با استفاده از داده‌های روزانه بیت‌کوین و شاخص‌های مرتبط با بازارهای رقیب در یک بازه زمانی ۵ ساله، بازدهی لگاریتمی را برای هر یک از شاخص‌ها محاسبه و نوسانات بازدهی را مدل‌سازی کرد. یافته‌های مطالعه نشان داد اگرچه بازده و ریسک بیت‌کوین نسبت به سایر فرصت‌های سرمایه‌گذاری مانند ارز، طلا، سکه و بورس در داخل کشور به طور قابل ملاحظه‌ای بیشتر است، اما نمی‌توان رفتار آن را از نظر ریسک و بازدهی با بازارهای رقیب مرتبط دانست. همچنین برخلاف سایر دارایی‌ها، در معاملات بیت‌کوین اثر اخبار مثبت بیشتر از اخبار منفی است. درنهایت فرضیه دایربرگ[9] مبنی بر اینکه بیت‌کوین چیزی بین طلا و ارز است، مورد تایید قرار نگرفت(Salehifar, 2019). باریوریا (۲۰۱۷) در مطالعه‌ای نوسانات قیمت بیت کوین را با استفاده از مدل‌های خانواده GARCH و درنظر گرفتن توزیع خطای نرمال مدل‌سازی کرد و نتیجه گرفت مدل

[8] Monte Carlo Simulation

[9] Dyhrberg, 2016

AR (1)-CGARCH (1, 1) بهترین عملکرد برای پیش بینی نوسان قیمتی بیت کوین دارد (Bariviera,2017). کاتانیا، گراسی و راوازولو (۲۰۱۹) توانایی چندین مدل تک‌متغیره و دومتغیره را برای پیش‌بینی برخی رمزارزها مانند بیت‌کوین، لایت‌کوین، ریپل و اتریوم مقایسه کردند. نتایج نشان داد که ترکیب مدل‌های تک‌متغیره، بهبود قابل‌توجهی در پیش‌بینی‌های نقطه‌ای، برای دو رمزارز بیت‌کوین و اتریوم بوجود می‌آورد (Catania, Grassi & Ravazzolo, 2019). ئیجینگ هووا (۲۰۲۰) در مطالعه‌ای دقت مدل‌های ARIMA و مدل ترکیبی شبکه عصبی مصنوعی با حافظه کوتاه‌مدت طولانی[10] را در پیش‌بینی قیمت رمزارزهای بیت‌کوین و اتریوم مقایسه نمود. در این مطالعه با جمع‌آوری ۱۰ هزار داده مربوط به دو رمز ارز بیت‌کوین و اتریوم، مدل ARIMA(1,1,0) برای هر دو سری زمانی انتخاب و پیش‌بینی‌های به‌دست‌آمده از این مدل را با نتایج شبیه‌سازی در شبکه عصبی مقایسه شد. نتایج نشان داد که هر دو مدل دقت کافی در پیش‌بینی قیمت بیت‌کوین و اتریوم را دارند. با اینکه مدل شبکه عصبی زمان طولانی‌تر و منابع بیشتر (ازنظر قدرت پردازش سیستم) برای آموزش و شبیه‌سازی صرف می‌کند، اما کارایی بالاتری در پیش‌بینی نسبت به مدل ARIMA نشان می‌دهد. بر اساس نتایج مدل شبکه عصبی با تعداد داده‌های کمتر، پیش‌بینی‌های بهتری ارائه می‌کند و مدل ARIMA برای بازه‌های زمانی طولانی‌تر نسبت به بازه‌های نزدیک‌تر پیش‌بینی‌های بهتری ارائه می‌نماید (Yiqing Hua, 2020). چگنی و گردعزیز (۱۳۹۹) به مقایسه کارایی دو روش پیش‌بینی ANN و روش ARIMA ، در پیش‌بینی قیمت سهام در بازار سهام ایران پرداختند. بدین منظور از داده‌های دو شرکت دارویی البرز دارو و جام دارو استفاده و مدل‌های ARIMA و ANN برای هر دو شرکت برآورد شد. نتایج نشان داد که مدل ANN پیش‌بینی بهتری از قیمت سهام در مقایسه با روش ARIMA دارد (Chegeni & Gord, 2020). عباسی (۱۴۰۰) به منظور معرفی بهترین مدل GARCH با عملکرد بهینه در افق‌های زمانی، از سری زمانی قیمت نفت‌خام وست تگزاس اینترمدیت[11] استفاده نمود. در این مطالعه نوسانات قیمت روزانه و هفتگی نفت‌خام براساس الگوهای GARCH تک‌رژیمی (GJR-،GARCH(1,1) HYGARCH،FIGARCH،EGARCH،GARCH) و مدل‌های تغییر رژیم (MRS-GARCH و MMGARCH) پیش‌بینی و مدل‌سازی شدند. نتایج حاکی از دقت بالای مدل MRS-

[10] Long-Short Term Memory (LSTM)

[11] West Texas Intermediate

GARCH بر حسب داده‌های هفتگی برای پیش‌بینی‌های درون‌نمونه‌ای و برتری مدل‌های GARCH تک‌رژیمی برای پیش‌بینی‌های برون‌نمونه‌ای بود(Abasi, 2021).

۲-۲- مطالعات انجام شده با مدل‌های MIDAS

کلمنتس و گالوائو (۲۰۰۸) برای پیش‌بینی رشد تولید کل در ایالت متحده، از رویکرد MIDAS استفاده کردند. آن‌ها نتیجه گرفتند که استفاده از رویکرد مدل‌سازی MIDAS نسبت به مدل AR و خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی[12] منجر به کاهش خطای مجذور میانگین مربعات می‌شود و با در نظرگرفتن شاخص‌های ماهیانه، این رویکرد برای پیش‌بینی‌های کوتاه‌مدت کاربرد دارد (Clements & Galvao,2008). برکچیان و رضایی (۱۳۹۵) در مطالعه‌ای دقت پیش‌بینی مدل ARDL و مدل MIDAS را برای پیش‌بینی نرخ تورم فصلی ایران مورد مقایسه قرار دادند. نتایج مطالعه نشان داد که به‌کارگیری مدل MIDAS با استفاده از مشاهدات ماهیانه نرخ تورم برای پیش‌بینی تورم فصلی، اغلب منجر به نتایج دقیق‌تری نسبت به مدل‌های ARDL می‌شوند. این بهبود به‌ویژه در پیش‌بینی‌های یک گام به جلو خود را بهتر نشان می‌دهد (Barakchian & Rezaei, 2016). پیش بهار و همکاران (۱۳۹۸) ضمن بررسی عوامل موثر بر رشد ارزش‌افزوده بخش کشاورزی، به پیش‌بینی مقادیر آتی با استفاده از مدل MIDAS پرداخته و برآوردها را با نتایج به‌دست‌آمده از پیش‌بینی الگوی ARIMA مقایسه نمودند. مقایسه نتایج به‌دست‌آمده برای رشد ارزش‌افزوده بخش کشاورزی در مقایسه با داده‌های واقعی، حاکی از قدرت پیش‌بینی الگوی MIDAS نسبت به مدل‌سازی با الگوی ARIMA بود (Pishbahar et al, 2019). دشتبان و همکاران (۱۳۹۸) با به‌کارگیری یک الگوی تلاطم تصادفی با اثرات اهرمی و داده‌های ترکیبی با تواتر متفاوت، به بررسی اثر نااطمینانی نرخ ارز بر جریان گردشگری در ایران پرداختند. آن‌ها با استفاده از داده‌های فصلی و سالیانه برای بازه زمانی ۱۳٦۸ الی ۱۳۹٤، ابتدا نااطمینانی نرخ ارز را با یک الگوی تلاطم تصادفی با اثر اهرمی استخراج و سپس با استفاده از روش داده‌های ترکیبی با تواتر زمانی متفاوت اثر تلاطم نرخ ارز واقعی را بر جریان گردشگری در ایران برآورد نمودند. نتایج نشان داد تلاطم نرخ ارز واقعی و تولید ناخالص داخلی بر ورود گردشگران خارجی به ایران، به‌ترتیب اثرات منفی و مثبت داشته است (Dashtban et al, 2019). فنگ‌ما و همکاران (۲۰۲۰) با رویکرد MIDAS و استفاده از الگوهای تغییر جهت مارکوف در

[12] Autoregressive Distributed Lag (ARDL).

برآورد ضرایب، به مدل‌سازی نوسانات رمزارزها پرداختند. آن‌ها با استفاده از داده‌های میان روزانه و تجزیه واریانس تحقق‌یافته[۱۳] رمزارزها، چهار مدل ترتیبی (با اضافه کردن مرحله‌ای متغیر و شرایط به مدل) معرفی و بر اساس میزان خطا در پیش‌بینی‌های برون‌نمونه‌ای، مدل بهینه برای پیش‌بینی واریانس تحقق‌یافته را انتخاب نمودند. نتایج این مطالعه نشان‌دهنده بهبود قابل‌توجه قدرت پیش‌بینی برای بازه زمانی دو هفته و یک‌ماهه، در صورت استفاده از مدل تکمیلی بود (Feng Ma et al, 2020). نوفرستی و سزاوار (۲۰۲۱) به منظور پیش‌بینی متغیرهای کلان اقتصادی جهت ارزیابی دقیق سیاست‌های اقتصادی و لزوم واکنش سریع به شوک‌های وارده و برنامه‌ریزی متناسب، یک الگوی کلان‌سنجی داده‌های ترکیبی با تواتر زمانی متفاوت را براساس چارچوب الگوي عرضه کل- تقاضاي کل و متشکل از چهار بازار عمده بازار کالاها و خدمات، پول، ارز و کار طراحی نمودند. نتایج مطالعه نشان داد که استفاده از مشاهدات جدید در متغیرهاي با تواتر بالا در الگو، منجر به بهبود دقت نتایج در پیش‌بینی متغیرهاي درون‌زاي الگو خواهد شد. همچنین نتایج مطالعه میزان تاثیر سیاست های مالی اجرا شده توسط دولت را بر بخش های مختلف اقتصاد را نشان می‌دهد (Noferesti & Sezavar, 2021).

همانگونه که مشاهده می شود اغلب مطالعات انجام شده در خصوص پیش‌بینی سری‌های زمانی مبتنی بر مدل‌سازی‌های اقتصادسنجی براساس الگوهای ARIMA و مدل‌های مبتنی بر ناهمسانی واریانس شرطی (GARCH،ARCH) انجام شده و در برخی از موارد مقایسه مدل‌های مذکور با الگوریتم های شبیه سازی شبکه عصبی صورت گرفته است. در اغلب این مطالعات یک مدل پایه با چند توزیع خطا و یا چند مدل از خانواده مدل‌های ARIMA-GARCH با یک توزیع خطا مورد بررسی قرار گرفته است. همچنین مطالعات انجام شده در حوزه مدل‌سازی MIDAS مخصوصاً در ادبیات داخلی، براساس داده‌های با تواترهای زمانی متفاوت سالیانه، فصلی و نهایتا ماهیانه است. حال آنکه داده‌های موجود در بازارهای مالی مانند بازار سهام و رمزارزها بصورت میان‌روزانه نیز در دسترس است. مدل‌های MIDAS امکان بررسی میزان اهمیت و همچنین تاثیر داده‌های میان‌روزانه در دقت پیش‌بینی‌های روزانه و هفتگی را فراهم می‌نماید. بنابراین بررسی این موضوع که آیا اطلاعات اضافی بدست آمده بعلت تواتر زمانی بالای داده‌های میان‌روزانه با مدل‌سازی MIDAS

[13] Realized Variance (RV)

می‌تواند موجب افزایش محسوس میزان دقت پیش‌بینی‌ها نسبت به رویکردهای سنتی مدل‌سازی اقتصادسنجی شود چالش مهمی است.

لذا در این مطالعه ضمن ترکیب مدل‌سازی خودرگرسیون جمعی میانگین‌متحرک با فرض ناهمسانی واریانس شرطی که حالت‌های مختلف مدل‌های GARCH شامل (gjrGARCH،eGARCH،sGARCH) و توزیع‌های مختلف (توزیع نرمال[۱۴]، توزیع چوله نرمال[۱۵]، توزیع تی‌استیودنت[۱۶] ،توزیع چوله تی‌استیودنت[۱۷] و توزیع خطای تعمیم یافته[۱۸]) در نظر گرفته شده، از رویکرد جدید مدل‌سازی MIDAS نیز استفاده‌شده است. همچنین به منظور بررسی جامع در بخش مدل‌سازی MIDAS، سه مدل با توابع وزن‌دهی آلمون[۱۹]، آلمون نمایی[۲۰] و بتا[۲۱] مورد برآورد قرار گرفته است. داده‌های مورد استفاده در این مطالعه، داده‌های پرتواتر میان‌روزانه (سری زمانی قیمت بیت کوین بصورت ۵ دقیقه‌ای) است که بازدهی روزانه و هفتگی، از طریق این داده‌ها محاسبه و مدل‌سازی داده‌های با تواتر متفاوت براین اساس انجام شده است. به‌عبارت‌دیگر مقایسه انجام‌شده در این مطالعه مقایسه‌ای میان روش‌های سنتی پیش‌بینی در اقتصادسنجی و رویکردهای نوین در این حوزه است با این تفاوت که در استفاده از روش‌های سنتی، تجمیعی از الگوهای استفاده‌شده تاکنون بکار گرفته‌شده است.

۳- روش شناسی تحقیق

در دهه‌های اخیر، علاقه محققین برای استفاده از مدل‌های اقتصادسنجي به منظور پیش‌بیني متغیرها در انواع بازارهاي مالي و غیر مالي افزایش یافته است. براي هر بازار بخصوص، باید مدل مناسب با وضعیت آن بازار انتخاب شود، در این راستا اقتصاددانان و محققان زیادي دست به مقایسه مدل‌هاي مناسب‌تر براي بازارهاي مختلف زدند. اغلب این

[14] Normal Distribution
[15] Skew Normal Distribution
[16] t-Student distribution
[17] Skew t-Student distribution
[18] Generalized error distribution (GED)
[19] Almon weight function
[20] Exponential Almon weight function
[21] Beta weight function

مدل‌ها با تحلیل الگوها و روند داده‌های گذشته تلاش می‌کنند رفتارهای آینده را پیش‌بینی و اطلاعات مورد نیاز برای تصمیم‌گیری‌های موثر را فراهم نمایند. در این راستا یکی از عوامل موثر در توسعه مدل‌های پیش‌بینی مواجهه با خصوصیات منحصربه‌فرد داده‌ها مانند بازه زمانی جمع‌آوری یا ویژگی‌های ذاتی مانند نوسانات بالا است که موجب تلاش برای طراحی مدل‌های جدید شده است.در این بخش ابتدا رویکردهای پایه‌ای تجزیه تحلیل سری‌های زمانی ارائه و سپس یک رویکرد جدید در مدل‌سازی سری‌های زمانی برای داده‌های با تواتر زمانی متفاوت مورد بررسی قرار گرفته است.

۱-۳- مدل‌های خودرگرسیون میانگین متحرک هم انباشته(ARIMA)

باکس و جنکینز (۱۹۷۶) در کتاب خود با عنوان؛ تجزیه تحلیل سری‌های زمانی، پیش‌بینی و کنترل[۲۲]، شکل جدیدی از مدل‌سازی برای پیش‌بینی متغیرهای اقتصادی را معرفی نمودند. در این رویکرد با استخراج ساختار حاکم بر گذشته یک سری زمانی، می‌توان نسبت به توضیح و پیش‌بینی مقادیر آینده اقدام نمود(Box & Jenkins,1976). در حالت کلی مدل‌سازی سری‌های زمانی، فرض مانایی[۲۳] به‌عنوان اولین گام مطرح می‌شود. در صورت نامانا[۲۴] بودن سری زمانی، برای مدل‌سازی ابتدا باید سری زمانی را با رویکردهایی مانند تفاضل‌گیری مانا کرد. اگر یک سری زمانی با d مرتبه تفاضل‌گیری تبدیل به سری زمانی مانا شود، آن را سری زمانی هم‌انباشته از مرتبه d نامیده و مدلسازی از طریق مدل خودرگرسیون میانگین متحرک انباشته ARIMA(p,d,q) که شکل کلی آن به‌صورت روابط

$$\Delta^d y_t = \alpha + \beta_1 \Delta^d y_{t-1} + \ldots + \beta_p \Delta^d y_{t-p} + \varepsilon_t + \gamma_1 \varepsilon_{t-1} + \ldots + \gamma_q \varepsilon_{t-q} + v_t \quad (۱)$$

$$\beta(L)\Delta^d y_t = \alpha + \gamma(L)\varepsilon_t + v_t \quad (۲)$$

است، انجام خواهد شد. که در اینجا y_t سری زمانی مورد بررسی در زمان t که با وقفه‌های خود (y_{t-1})، جمله اختلال (ε_t) و وقفه‌های جمله اختلال (ε_{t-1}) ارتباط دارد. مانایی یک سری زمانی از طریق آزمون‌های دیکی فولر[۲۵] و یا فیلیپس پرون[۲۶] بررسی و فرضیه وجود

---

[22] Time Series Analysis: Forecasting and Control

[23] Stationary

[24] Non-Stationary

[25] Dicky-Fuller

[26] Phillips-Perron

ریشه واحد[۲۷] در سری زمانی آزمون می‌شود. پس از شناسایی ساختار مانایی سری زمانی، با استفاده از روش سه مرحله‌ای باکس جنکینز، مدل بهینه برای پیش‌بینی مقادیر آتی انتخاب می‌گردد. باکس-جنکینز یک روش استاندارد سه مرحله‌ای برای ساخت یک مدل ARIMA معرفی کردند.

(۱) شناسایی و انتخاب نوع مدل : مرتبه‌های p و q برای مدل‌های AR ، MA یا ARMA تعیین می‌شود.
(۲) برآورد ضرایب : ضرایب مدل‌های انتخاب شده برآورد می‌شود.
(۳) بررسی مدل : باقیمانده‌های مدل برآورد شده، تجزیه و تحلیل می‌شود.
مرحله برآورد شامل یک فرآیند بهینه‌سازی با استفاده از معیارهای خطا مانند معیار اطلاعات آکائیک (AIC)، بیزین (BIC) و یا معیار حنان‌کوین (HQIC) است. در این پژوهش از معیار AIC استفاده شده است.

$$AIC = -2ln(\hat{L}) + 2k \qquad (۳)$$

در اینجا $\ln(\hat{L})$ مقدار تابع درستنمایی و K درجه آزادی است. مدلی که کمترین مقدار AIC را داشته باشد بعنوان مدل بهتر در میان مدل‌های مورد بررسی انتخاب می‌شود. روش‌های متفاوتی برای محاسبه تابع درستنمایی وجود دارد که در این پژوهش از برآوردگر حداکثر درستنمایی[۲۸] استفاده شده که با وجود افزایش زمان محاسبات، نتایج دقیق‌تری را ارئه می‌دهد. در نهایت در مرحله بررسی مدل و بررسی باقیمانده‌های آن، در صورتیکه نتایج نشان دهد باقیمانده‌ها حالت استاندارد ندارند، مراحل قبلی تا زمان رسیدن به مدل بهینه تکرار می‌شود.

۲-۳- ناهمسانی واریانس مشروط و مدل‌های (GARCH)

در اغلب سري‌هاي زماني اقتصادی و مالی، دلايلي برای وجود واريانس ناهمسان مشاهده می‌شود. بروز ناهمسانی واریانس، به همراه یک همبستگی خطی میان واریانس‌های شرطی در سری زمانی، باعث شد محققاني نظير انگل چگونگي مدل‌سازي نوسانات شرطي (واريانس شرطي) را بررسی نمایند. در تحلیل و کشف رابطه ساختاری یک سری زمانی، همواره جزئی به‌عنوان خطا موردنظر قرار می‌گیرد که مطابق با فروض اولیه در مدل‌سازی،

[27] Unit Root
[28] Maximum Likelihood Estimator

متغیری با واریانس ثابت در طول زمان تعریف می‌شود. حال‌آنکه سری‌های زمانی معمولاً در طول زمان نوسانات شدیدی را تجربه می‌کنند. این موضوع فرض واریانس ثابت یا بعبارتی واریانس همسان را مورد تردید قرار می‌دهد. انگل، نشان داد که مي‌توان به‌صورت هم‌زمان میانگین و واریانس شرطي يك سري زمانی را مدل‌سازي كرد. هدف اصلي مدل‌سازي نوسانات، استفاده از يك فرايند ARMA به‌منظور شناسايي هرگونه روند پايدار، در تغييرات جزء خطا است. در صورتیکه یک سری زمانی خودرگرسیون مرتبه اول (p=۱) را در نظر بگیریم:

$$var(y_t) = E[(y_{t-1} - \alpha_0 - \alpha_1 y_t)^2] = E_t(\varepsilon_{t+1})^2 \quad (۴)$$

در اینجا $E_t(\varepsilon_{t+1})^2$ یک فرآیند خودرگرسیون از مرتبه p در نظر گرفته می‌شود و براساس رابطه

$$\hat{\varepsilon}_t^2 = \beta_0 + \beta_1 \hat{\varepsilon}_{t-1}^2 + \cdots + \beta_p \hat{\varepsilon}_{t-p}^2 + u_t \quad (۵)$$

برآورد خواهد شد.

در صورتیکه $\beta_1 = \beta_2 = \cdots = \beta_p = 0$ باشد، واریانس جمله اختلال ثابت و برابر با β_0 خواهد بود. در غیر این صورت واریانس شرطی y_t مطابق با فرآیند خودهمبسته معرفی‌شده در (٤) تغییر می‌کند. به این الگو واریانس ناهمسان شرطی خودرگرسیونی گفته می‌شود. جملات اختلال می‌توانند از الگوهای مختلفی پیروی نمایند. لذا شکل‌های متفاوتی از الگوی ARCH وجود دارد. الگوی معرفی‌شده توسط انگل برای واریانس شرطی توسط بولرسلف(۱۹۸٦) توسعه داده شد(Balerslov,1986). در این مدل الگوی واریانس شرطی از اجزای $ARCH(\varepsilon_{t-i}^2)$ و نیز $GARCH(\sigma_{t-i}^2)$ به‌صورت ترکیبی، با مرتبه‌های متفاوت بصورت رابطه

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \sum_1^q \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_1^p \beta_i \sigma_{t-i}^2 \quad (۶)$$

تعیین می‌شود.

که در آن σ_t واریانس شرطی ε_t است. گلاستن، جگنزان و رانکل (۱۹۹۳) فرض عدم تقارن اثر شوک‌های مثبت و منفی بر واریانس‌های شرطی را مطرح کردند(Glosten, Jaganathan & Runkle,1993). مدل‌های GARCH با این ویژگی به مدل‌های GJR-

GARCH مشهور است. در این الگو $\varepsilon_{t-1} = 0$ یک آستانه[۲۹] در نظر گرفته می‌شود که شوک‌های بزرگتر از شوک آستانه، تاثیرات متفاوتی نسبت به شوک‌های کوچکتر از شوک آستانه دارند. مدل GARCH در این حالت به صورت رابطه

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \gamma_1 d_{t-1} \varepsilon_{t-1}^2 + \beta_1 \sigma_{t-1}^2 \quad (۷)$$

خواهد بود.

در اینجا d_{t-1} یک متغیر مجازی است که با ازای $\varepsilon_{t-1} < 0$ برابر با یک و به ازای $\varepsilon_{t-1} \geq 0$ برابر با صفر می‌باشد(Enders, 1948). از دیگر مشکلات مدل‌های GARCH، تضمین مثبت بودن تمامی ضرایب است. نلسون (۱۹۹۱) به منظور بررسی اثر عدم تقارن در اطلاعات یا چولگی‌هایی که اغلب در بازده‌های مالی مشاهده می شوند، مدل GARCH نمایی[۳۰] را معرفی کرد که شرط نامنفی بودن پارامترها حذف و معادله واریانس شرطی به‌شکل رابطه

$$ln\sigma_t^2 = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{p} \alpha_i (|\varepsilon_{t-i}| + \gamma_i \varepsilon_{t-i}) + \sum_{j=1}^{q} \beta_j \, ln(\sigma_{t-j}^2) \quad (۸)$$

معرفی می‌شود(Nelson,1991).

از دیگر خصوصیات مدل‌های GARCH خصوصیت لپتوکورتوسیس[۳۱] توزیع تجربی بازده‌های مالی است. محققان اغلب به‌منظور ایجاد توزیع‌های دنباله‌دار، از توزیع خطای تعمیم‌یافته (GED) یا توزیع t استیودنت استفاده می‌کنند که علاوه بر فرض گوسی سنتی، خطاهای ε_t براساس توزیع GED یا توزیع t استیودنت توزیع می شود. تابع چگالی احتمال توزیع t استیودنت با در نظر گرفتن درجه آزادی ν و با این فرض که برای وجود گشتاور مرتبه دوم، باید درجه آزادی بزرگتر از دو باشد، به‌صورت رابطه

$$f(\varepsilon_t) = \frac{\Gamma\left(\frac{\nu+1}{2}\right)}{\sqrt{\pi}\Gamma\left(\frac{\nu}{2}\right)} (\nu-2)^{-\frac{1}{2}} (h_t)^{-\frac{1}{2}} \left[1 + \frac{\varepsilon_t^2}{h_t(\nu-2)}\right]^{-\frac{(\nu+1)}{2}} \quad (۹)$$

است. تابع توزیع GED نیز به‌صورت رابطه

[29] Threshold

[30] Exponential GARCH (eGARCH).

[31] Leptokurtosis

$$f(\varepsilon_t)=\frac{\nu\, exp\left[-\left(\frac{1}{2}\right)\left|\frac{\varepsilon_t}{\lambda h_t^{\frac{1}{2}}}\right|^{\nu}\right]}{h_t^{1/2}\lambda 2^{\left(1+\frac{1}{\nu}\right)}\Gamma\left(\frac{1}{\nu}\right)} \qquad (۱۰)$$

تعریف می‌شود.

در اینجا ν پارامتری است که ضخامت دنباله توزیع را در مقایسه با توزیع نرمال نشان می‌دهد. زمانیکه $\nu = 2$ باشد توزیع GED تبدیل به توزیع نرمال استاندار خواهد شد. برای $\nu < 2$ و $\nu > 2$ توزیع GED به ترتیب دنباله ضخیم‌تر و نازک‌تر از توزیع نرمال خواهد داشت.

۳-۳- مدل‌سازی داده‌های ترکیبی با تواتر زمانی متفاوت (MIDAS)

در روش‌های سنتی مدل‌سازی سری‌های زمانی برای پیش‌بینی متغیرهای اقتصادی، تمام متغیرهای درگیر در الگو لزوماً از تواتر زمانی یکسانی برخوردارند، به‌عنوان‌مثال چنانچه متغیر وابسته فصلی باشد، متغیرهای توضیح دهنده نیز باید فصلی باشند. حال چنانچه در یک رابطه رگرسیونی متغیرهایی وجود داشته باشند، که تواترهای زمانی یکسانی نداشته و به‌صورت سالیانه، فصلی، ماهیانه و ... مشاهده و جمع‌آوری‌شده باشند، بر اساس الگوهای سنتی امکان برآورد ضرایب در این رگرسیون وجود نخواهد داشت، مگر آنکه کلیه متغیرهای مدل با استفاده از روش‌هایی، در یک تواتر زمانی تجمیع و سپس ضرایب رگرسیون برآورد شود. بعنوان مثال داده‌های فصلی و یا ماهیانه با استفاده از تجمیع زمانی به داده‌های سالیانه تبدیل شوند. ایده برآورد مدل رگرسیون داده‌های با تواترهای زمانی متفاوت، اولین بار توسط کلاین و سوجو(۱۹۸۹) ارائه و بعدها توسط گیسلز(۲۰۰۴) توسعه یافت. این رویکرد امکان انجام برآورد رگرسیون، بدون توجه به تواتر متفاوت در متغیرها را فراهم می‌نماید. ساخت الگویی با این رویکرد دو مزیت عمده را در مدل‌سازی اقتصادسنجی ایجاد می‌نماید. نخست آنکه قرار گرفتن متغیرهای با تواتر زمانی بالا (پُرتواتر به‌عنوان متغیرهای توضیح‌دهنده) در کنار متغیرهای با تواتر زمانی پایین (کم تواتر به‌عنوان متغیرهای وابسته) در یک مدل و در کنار همدیگر، این امکان را فراهم می‌کند تا پیش‌بینی‌های دقیق‌تری برای متغیر وابسته در آینده‌ای نزدیک ارائه شود. دومین مزیت در زمان ارائه اطلاعات جدید برای متغیر با تواتر زمانی بالا فراهم می‌شود. گیسلز، سینکو و والکانو (۲۰۰۶) رگرسیون ساده MIDAS را به شکل روابط زیر (۱۱) تا (۱۳)تعریف کردند(Ghysels, Sinko & Valkanov,2006).

$$y_t = \beta_0 + \beta_1 B\left(L^{1/m};\theta\right) x_{t-h}^{(m)} + \varepsilon_t \quad (۱۱)$$

$$B\left(L^{1/m};\theta\right) = \sum_{j=1}^{K} b(k;\theta)\, L^{(j-1)/m} \quad (۱۲)$$

$$L^{s/m} x_{t-1}^{(m)} = x_{t-1-\frac{s}{m}}^{(m)} \quad (۱۳)$$

که t واحد زمانی مربط به متغیر وابسته (کم‌تواتر) y_t است و m تواتر زمانی مربوط به متغیر توضیح‌دهنده $x_t^{(m)}$ (پُرتواتر) است که ارتباط میان این دو متغیر را از طریق تعداد مشاهده متغیر پُرتواتر در بازه زمانی متغیر کم‌تواتر مشخص می‌کند. به‌عنوان‌مثال اگر متغیر وابسته (کم‌تواتر) بصورت سالیانه و متغیر توضیح دهنده (پُرتواتر) بصورت فصلی جمع‌آوری شود، مقدار m برابر با ٤ خواهد بود. یعنی برای هر مقدار در هر سال از متغیر کم تواتر، ٤ مشاهده (٤ فصل) برای متغیر پُرتواتر وجود دارد. k تعداد وقفه بهینه برای متغیر پُرتواتر است که در مدل وارد و مشخص می‌شود که متغیر وابسته با چند وقفه از متغیر پُرتواتر در ارتباط است. به‌صورت بنیادی اگر به ازای هر مقدار از متغیر کم تواتر، کلیه مقادیر متغیر پُرتواتر در مدل رگرسیون وارد شود، تعداد ضرایب موردنیاز برای برآورد افزایش خواهد یافت. به‌عنوان‌مثال به ازای هر مقدار از y_t باید ٤ مقدار از متغیر x_t در نظر گرفته شده و ٤ ضریب مشخص برآورد شود. با در نظر گرفتن یک بازه ۱۰ ساله برای برآورد مدل مشاهده می‌شود که نیاز به برآورد ٤۰ ضریب برای متغیر توضیح‌دهنده خواهد بود. این موضوع مدل رگرسیون را ازنظر فرم و درجه آزادی با مشکلات جدی مواجه می‌نماید. لذا در مدل MIDAS به‌منظور حل این موضوع و ارائه فرم خلاصه‌شده رگرسیون از توابع وزن‌دهی استفاده‌شده

است. $b(k;\theta)$ تابع وزن‌دهی چندجمله ای، برای اعمال وزن‌های خاص به وقفه‌های x_t است، که به تعداد وقفه k و بردار θ وابسته می‌باشد و در حالت کلی بصورت رابطه

$$b(k;\theta) = f\left(\frac{k}{k^{max}}, \theta \Big/ \sum_{i=1}^{k^{max}} f\left(\frac{k}{k^{max}}, \theta\right)\right) \quad (۱۴)$$

تعریف می شود. گیسلز ضمن معرفی فرم کلی برای تابع وزن‌دهی مطابق با معادله شماره ۱۳، نمونه‌هایی از توابع وزن‌دهی مانند تابع وزن‌دهی آلمون، تابع وزن دهی آلمون نمایی، تابع وزن‌دهی بتا، به ترتیب روابط

$$\beta . b(k;\theta) = \sum_{k=0}^{k\ max} \sum_{p=0}^{P} \theta_p . k^p \quad (۱۵)$$

$$b\left({}^{k}/_{m}; \theta_1; \theta_2\right) = \frac{F\left({}^{k}/_{m}, \theta_1, \theta_2\right)}{\sum_{k=1}^{k\ max} F\left({}^{k}/_{m}, \theta_1, \theta_2\right)} \quad (۱۶)$$

را معرفی نمود. در تابع وزن دهی آلمون ضـــرایب و وزن‌ها بصـــورت یک پارامتر مشترک برآورد می‌شود.

که در رابطه

$$b\left({}^{k}/_{m}; \theta_1; \theta_2\right) = \frac{F\left({}^{k}/_{m}, \theta_1, \theta_2\right)}{\sum_{k=1}^{k\ max} F\left({}^{k}/_{m}, \theta_1, \theta_2\right)} \quad (۱۷)$$

تابع F به صورت رابطه

$$F(x, a, b) = \frac{x^{a-1}(1-x)^{b-1}\Gamma(a+b)}{\Gamma(a)\Gamma(b)} \quad (۱۸)$$

تعریف می شود.

که $\Gamma(a)$ و $\Gamma(b)$ و $\Gamma(a+b)$ توابع گاما بوده و بصورت رابطه

$$\Gamma(a) = \int_0^{\infty} e^{-x} . x^{a-1} \quad (۱۹)$$

تعریف شد. شکل تابع وزن‌دهی و حداکثر تعداد وقفه‌های بهینه متغیر پرتواتر در هر مدل رگرسیون می‌تواند متفاوت باشد؛ اما به‌صورت کلی توابع وزن‌دهی معرفی‌شده بر اساس پارامترهای تعریف‌شده، وزن‌های غیرمنفی ایجاد می‌کنند و برای تعیین مقدار ضریب متغیر پُرتواتر و وقفه‌های آن (β)، از فرض برابر یک بودن مجموع وزن‌های ایجادشده در مدل رگرسیون استفاده می‌شود. ازنظر پارامتریک الگوی معرفی‌شده MIDAS یک الگوی خطی است که با واردکردن تابع وزن‌دهی و اعمال وزن به وقفه‌های متغیر پُرتواتر، از حالت خطی به غیرخطی تبدیل می‌شود. بر اساس مطالعه گیسلز و همکارانش لازم است از

روش‌های برآورد غیرخطی[۳۲] و حداقل نمودن مجموع مربعات جملات اختلال برای تخمین ضرایب مدل معرفی‌شده استفاده کرد.

۴-۳- معیارهای ارزیابی پیش‌بینی مدل‌های رگرسیون

پس از برآورد مدل‌های رگرسیون، به‌منظور مقایسه قدرت پیش‌بینی جهت انتخاب بهترین مدل برای پیش‌بینی یک سری زمانی می‌توان از معیارهای مختلفی استفاده نمود. معیارهای مورد استفاده جهت ارزیابی مدل برآورد شده و دقت پیش‌بینی، در این مطالعه به‌صورت روابط (۲۰) تا (۲۶) است.

$$Sum\ of\ Square\ Error:\ SSE\ =\ \sum_{t=1}^{T}(y_t-\hat{y}_t)^2 \quad (۲۰)$$

$$Sum\ of\ Square\ Error:\ SSE\ =\ \sum_{t=1}^{T}(y_t-\hat{y}_t)^2 \quad (۲۱)$$

$$Relative\ Square\ Error:RSE\ =\ \frac{\sum_{t=1}^{T}(y_t-\hat{y}_t)^2}{\sum_{t=1}^{T}(y_t-\bar{y}_t)^2} \quad (۲۲)$$

$$Root\ Relative\ Square\ Error:RSE\ =\ \sqrt{\frac{\sum_{t=1}^{T}(y_t-\hat{y}_t)^2}{\sum_{t=1}^{T}(y_t-\bar{y}_t)^2}} \quad (۲۳)$$

$$Mean\ Squared\ Error:\ MSE=\frac{\sum_{t=T+1}^{T+m}\left(y_t^f-y_t\right)^2}{m} \quad (۲۴)$$

$$Root\ Mean\ Square\ Error:\ RMSE=\sqrt{\frac{\sum_{t=T+1}^{T+m}\left(y_t^f-y_t\right)^2}{m}} \quad (۲۵)$$

$$Mean\ Absolute\ Error:\ MAE=\frac{\sum_{t=T+1}^{T+m}\left|y_t^f-y_t\right|}{m} \quad (۲۶)$$

$$Mean\ Absolute\ Percentage\ Error:MAPE=\frac{100\sum_{t=T+1}^{T+m}\left|\frac{y_t^f-y_t}{y_t}\right|}{m} \quad (۲۷)$$

m طول دوره پیش‌بینی، y_t مقادیر واقعی و y_t^f مقادیر پیش‌بینی شده است. همچنین به منظورمقایسه صحت پیش‌بینی از آزمون برابری توانایی پیش‌بینی که توسط دیبولد و ماریانو (۱۹۹۵) ارائه شده، استفاده می‌شود .این آزمون براساس قدرت پیش‌بینی را تحت فرض برابری قدرت پیش‌بینی دو مدل بررسی می کند (Diebold-Mariano,1995). آماره دیبولد-ماریانو براساس رابطه

[32] Nonlinear Estimation

$$DM = {d}\Big/{\sqrt{v_d/F}} \quad (۲۸)$$

بدست می‌آید:

$$DM = {d}\Big/{\sqrt{v_d/F}} \quad (۲۹)$$

$$d = {(\sum_{t=1}^{F} d_t)}\Big/{F} \quad (۳۰)$$

$$v_d = \gamma_0 + 2\sum_{t=1}^{\infty}\gamma_t \quad (۳۱)$$

$$\gamma_t = cov(d_t, d_{t-1}) \quad (۳۲)$$

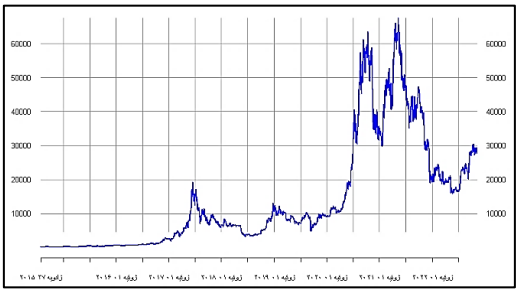
۴- داده‌ها و نتایج تجربی

در سال‌های گذشته، بیت‌کوین به‌عنوان ارز دیجیتال پیشرو در جهان، موردتوجه مصرف‌کنندگان، کسب‌وکارها و سرمایه‌گذاران قرارگرفته است. روند قیمت بیت‌کوین نشان می‌دهد که علاوه بر حجم بالای عرضه و تقاضا، این رمز ارز نوسانات شدید قیمتی را نیز در طول زمان تجربه می‌کند. تاکنون مطالعات بسیاری بر روی تأثیر بیت‌کوین بر بازار و قیمت سایر دارایی‌ها انجام‌شده است. نتایج این مطالعات می‌تواند در راستای مقابله با آسیب‌پذیری‌های ناشی از نوسانات شدید بیت‌کوین مورداستفاده قرار گیرد. ارزش فعلی بیت‌کوین به‌عنوان یک دارایی و همچنین مقبولیت ایجادشده برای این رمزارز، انگیزه‌ای برای بررسی و تحلیل ساختار تغییرات قیمت این رمز ارز و کشف الگوهایی برای پیش‌بینی قیمت آتی را ایجاد می‌نماید.

در این مطالعه داده‌های میان روزانه‌ای قیمت بیت‌کوین با فواصل زمانی ۵ دقیقه‌ای و در بازه زمانی ابتدای سال ۲۰۱۵ میلادی تا ششمین ماه سال ۲۰۲۳ میلادی جمع‌آوری شده است.[۳۳] کلیه محاسبات انجام‌شده در این مطالعه توسط زبان برنامه‌نویسی و محاسباتی R و بسته‌های نرم‌افزاری مرتبط صورت پذیرفته است.

---

[۳۳] اطلاعات جمع آوری شده از طریق ایجاد اکانت کاربری در وب سایت (https://www.cryptodatadownload.com) و دریافت داده‌های ۱ دقیقه ای انجام و سپس پردازش لازم با استفاده از نرم افزار *R* صورت پذیرفته است. به منظور قابل استفاده بودن داده‌های روزانه و هفتگی در مدل تواتر متفاوت، به صورت ۲۰۱۵/۰۱/۲۷ الی ۲۰۲۳/۰۵/۰۸ مرتب شده است.



نمودار ۱. روند قیمت بیت‌کوین (۲۰۱۵ تا ۲۰۲۳)

ماخذ : (https://www.cryptodatadownload.com)

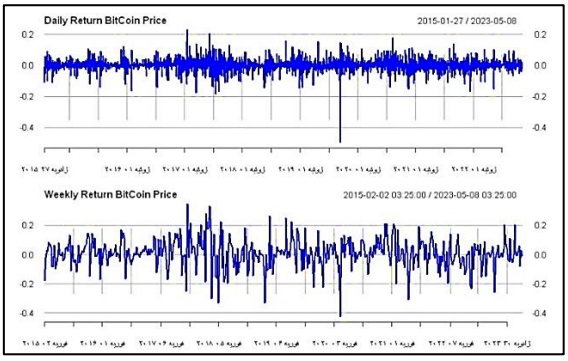
Figure 1.Bitcoin Daily Price Trend (2015 to 2023)

Source : (https://www.cryptodatadownload.com)

نمودار ۱ نشان می‌دهد که قیمت این رمزارز، روندهای متفاوتی را در بازه‌های زمانی مختلف تجربه کرده است. بازده قیمت بیت کوین در یک بازه زمانی مشخص از رابطه

$$R_t = ln(P_t) - ln(P_{t-1}) \qquad (۳۳)$$

محاسبه می شود.



نمودار ۲.بازدهی روزانه و هفتگی بیت‌کوین از سال ۲۰۱۵ تا ۲۰۲۳

ماخذ : نتایج پژوهش

Figure 2. Bitcoin Daily and Weekly Returns (2015 to 2023)

Source: Research Results

که در اینجا R_t بازدهی در زمان t اســت که می‌تواند بازدهی میان روزانه (اختلاف میان t و t-1 یک زمان ۵ دقیقه‌ای میان‌روزانه)، بازدهی روزانه (اختلاف میان t و t-1 دو روز متوالی و بـازدهی هفتگی (اختلاف میـان t و t-1 دو روز ابتـدایی برای دو هفتـه متوالی) در نظر گرفته‌شـــود. در این حالت در هر روز ۲۸۸ داده ۵ دقیقه‌ای برای قیمت بیت‌کوین و ۲۸۸ داده برای بازدهی میان روزانه بیت‌کوین محاســـبه می‌گردد. **نمودار ۲** بازدهی روزانه (بالا) و بازدهی هفتگی (پایین) را نشان می‌دهد.

جدول ۱. خلاصه اطلاعات سری زمانی قیمت روزانه، میان روزانه (۵ دقیقه‌ای)، بازدهی روزانه و هفتگی بیت‌کوین
ماخذ : نتایج پژوهش

Table 1.Time Series Information Summary of Daily, Inter-daily (5-minute), Daily and Weekly Returns of Bitcoin
Source*:* Research Results

	BTC 5-min (intardaily)	BTC (Daily)	Return BTC (Daily)	Return BTC (Weekly)
تعداد مشاهدات	۸۷۰۹۱۲	۳۰۲٤	۳۰۲٤	٤۳۲
کمترین	-۰٫۲۰۲٦	۲۱۱٫٤	-۰٫٤۹۷۲	-۰٫٤۲۵۱
بیشترین	۰٫۱۱٦۷	٦۷۵۲۷٫۹	۰٫۲۲۷٦	۰٫۳٤۷۷
چارک اول	-۰٫۰۰۰۸٦	۱۰٤۰٫۹	-۰٫۰۱۲۸	-۰٫۰۳۱۸
چارک سوم	۰٫۰۰۰۹۰	۱۹۹۵۸٫۳	۰٫۰۱۷۷	۰٫۰٦۵٦
میانگین	۵ e-۰٫۰۶	۱۳۸۹۲٫۷۷	۰٫۰۰۱۵	۰٫۰۱۰۷
میانه	۰	۷۹۳٦٫۰۵	۰٫۰۰۱۵	۰٫۰۱۱۸
واریانس	۷ e-۰٫۰۶	۲٦۰٦۰٤۳۷۹	۰٫۰۰۱٤	۰٫۰۱۰۲
انحراف معیار	۰٫۰۰۲۵۹	۱٦۱٤۳٫۲٤	۰٫۰۳۸۱	۰٫۱۰۱۲
کشیدگی	-۱٫۱۳۳۹	۱٫۳۹۹۷۱۱	-۰٫۸۳٤۷	-۰٫۳٦۲۱
چولگی	۱۰۲٫۸٦۳۰	۰٫۹۵۳۵	۱۲٫۷٤	۱٫٦۱۰۱

خلاصـــه اطلاعات مربوط به ســـری زمانی قیمت روزانه، قیمت میان روزانه‌ی ۵ دقیقه‌ای، بازدهی روزانه و بازدهی هفتگی در بازه زمانی سـال ۲۰۱۵ میلادی تا سـال ۲۰۲۳ میلادی در جدول ۱ آورده شده است.

۲-۴- آزمون مانایی سری زمانی

در اولین گام برای تجزیه‌وتحلیل سری زمانی قیمت بیت‌کوین، مانایی این سری زمانی موردبررسی قرار می‌گیرد. نتایج آزمون دیکی فولر تعمیم‌یافته و آزمون فیلیپس پرون، وجود

ریشه واحد در سری زمانی قیمت روزانه بیت‌کوین و همچنین فرم لگاریتمی آن و نامانایی این دو سری زمانی را تائید می‌کنند.

جدول ۲. آزمون ریشه واحد (سری زمانی قیمت بیت‌کوین، فرم لگاریتمی قیمت، بازدهی روزانه و بازدهی هفتگی)
ماخذ : نتایج پژوهش

Table 2. Unit Root Test
Source : Research Result

آزمون	آماره	قیمت روزانه	لگاریتم قیمت روزانه	بازدهی روزانه	بازدهی هفتگی
دیکی فولر تعمیم یافته	Dickey-Fuller	-۲٫۱۶۴۷	-۱٫۳۹۵۲	-۱۳٫۴۶	-۶٫۶۶۷۱
	p-value	۰٫۵۰۸۶	۰٫۸۳۴۴	۰٫۰۱*	۰٫۰۱*
فیلیپس پرون	Dickey-Fuller Z(alpha)	-۸٫۸۵۶۲	-۳٫۹۳۳	-۳۲۹۳٫۵	-۴۰۶٫۱۱۸۲
	p-value	۰٫۶۱۵۸	۰٫۸۹۰۴	۰٫۰۱*	۰٫۰۱*

نتایج این دو آزمون در **جدول ۲** نشان می‌دهد که سری‌های زمانی مورد استفاده در این پژوهش، یعنی سری‌زمانی بازدهی روزانه و سری‌زمانی بازدهی هفتگی بیت‌کوین مانا هستند.

۳-۴- انتخاب مدل ARIMA-GARCH

به‌منظور انتخاب مرتبه‌های p و q در الگوی ARIMA، ضمن بررسی شهودی توابع خودهمبستگی[۳۴] و خودهمبستگی جزئی[۳۵] ، یک مجموعه مدل با مرتبه‌های متفاوت از p و q برآورد و معیارهای اطلاعات[۳۶] برای آن مجموعه محاسبه می‌شود. بهترین مدل ARIMA در این بخش مدلی است که کمترین مقدار آماره آکائیک را داشته باشد. نرم‌افزار R با استفاده از بسته‌های tseries و forecast امکان برآورد مدل ARIMA با مراتب مختلف را فراهم می‌کند. همچنین تابع auto.arima به‌صورت پیش فرض بهترین مدل ARIMA را برای یک سری زمانی معرفی می‌نماید. مطابق با نتایج، برای سری زمانی بازدهی روزانه بیت‌کوین، در مدل ARIMA(1,0,2) ضرایب برآورد شده در سطح اطمینان ۹۵ درصد معنادار بوده و این مدل کمترین مقدار معیار آکائیک را دارد. همچنین برای سری زمانی بازدهی هفتگی بیت

[34] Auto Correlation Function
[35] Partial Auto Correlation Function
[36] Information Criteria

کوین، ضرایب مدل ARIMA(2,0,2) در سطح اطمینان ۹۵ درصد معنادار و مقدار آماره آکائیک، کمترین مقدار است.

جدول ۳. مدل ARIMA بر اساس معیار آکائیک
ماخذ : نتایج پژوهش

Table 3.ARIMA Model Based on Akaike Criterion
Source : Research Result

سری زمانی بازدهی روزانه بیت کوین ARIMA(1,0,2)				
	Estimate	Std. Error	z value	Pr(>|z|)
ar1	۰٫۸۵۷	۰٫۲۳۷	۳٫۶۰	۰٫۰۰۰۳***
ma1	-۰٫۸۹۶	۰٫۲۳۸	-۳٫۷۶	۰٫۰۰۰۱***
ma2	۰٫۰۵۳	۰٫۰۱۸	۲٫۹۱	۰٫۰۰۳۵**
intercept	۰٫۰۰۱۵	۰٫۰۰۰۷	۱٫۹۸	۰٫۰۴۶۹*
Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1				
AIC= -۱۱۱۷۳٫۴۳	log likelihood =۵۵۹۰٫۷۱۵		sigma^2 =۰٫۰۰۱۴۵۱	
سری زمانی بازدهی هفتگی بیت کوین ARIMA(2,0,2)				
	Estimate	Std. Error	z value	Pr(>|z|)
ar1	-۱٫۰۲۵	۰٫۰۱۰	-۹۸٫۵۱	۲e-۱۶***
ar1	-۰٫۹۸۶	۰٫۰۰۹	-۱۰۸٫۰۸	۲e-۱۶***
ma1	۱٫۰۰۷	۰٫۰۱۰	۹۱٫۸۵	۲e-۱۶***
ma2	۰٫۹۹۹۹	۰٫۰۱۳۰۷	۷۶٫۵۰۴۷	۲e-۱۶***
intercept	۰٫۰۱۱۱	۰٫۰۰۴۹۳	۲٫۲۵۵۸	۰٫۰۲۴۰۸*
Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1				
AIC= -۷۲۶٫۶۹	log likelihood =۳۶۸٫۲۹		sigma^2 =۰٫۰۱۰۵۳	

نتایج برآورد مدل به همراه معناداری ضرایب برآورد شده و معیار آکائیک در جدول ۳ آورده شده است. بررسی شهودی باقیمانده‌های مدل‌های برآورد شده برای سری زمانی بازدهی روزانه و هفتگی بیت‌کوین نشان‌دهنده وجود نوسان در سری‌های زمانی مذکور است. به‌منظور بررسی دقیق وجود ناهمسان‌واریانس مشروط، از آزمون ARCHTEST در نرم‌افزار R استفاده می‌شود.

جدول ٤.آزمون وجود اثرات ARCH
ماخذ : نتایج پژوهش

Table 4.ARCH Effect Test
Source : Research Result

ARCH LM-test; Null hypothesis: no ARCH effects		
	بازدهی روزانه	بازدهی هفتگی
Chi-squared	۶۷٫۵۴۹۸	۲۱٫۳۷
p-value	۹٫۱۷e-۱۰	۰٫۰٤٦

نتیجه آزمون در **جدول ٤** نشان‌دهنده رد فرض صفر، مبنی بر عدم وجود اثر واریانس ناهمسان برای سری‌های زمانی بازدهی روزانه و هفتگی بیت‌کوین است. در مرحله بعدی با در نظر گرفتن مدل پایه GARCH (1,1) ، هر یک از سری‌های زمانی بازدهی روزانه و هفتگی بیت‌کوین در ۳ حالت sGARCH، eGARCH و gjrGARCH برآورد می‌گردند.[۳۷] همچنین در هر یک از مدل‌های برآورد شده ۵ حالت توزیع نرمال، توزیع نرمال چوله، توزیع استیودنت، توزیع استیودنت چوله و توزیع خطای تعمیم یافته در نظر گرفته شده است که در مجموع ۱۵ مدل برای هر سری زمانی در این مرحله برآورده گردیده است. به منظور آماده‌سازی داده‌ها برای مقایسه دقت پیش‌بینی مدل‌های مختلف، داده‌های روزانه (۳۰۲۴ داده) و هفتگی (۴۳۲ داده هفتگی) به دو بخش تقسیم شده است. بازدهی روزانه از ابتدای سال ۲۰۱۵ تا انتهای سال ۲۰۲۲ (۲۵۲۸) در برآورد مدل مورد استفاده قرار گرفته و از ابتدای ۲۰۲۳ تا ۲۰۲۳/۰۵/۰۸ (۴۹۶ داده) به منظور پیش بینی مورد استفاده قرار گرفته‌اند. همچنین برای بازدهی هفتگی، اطلاعات هفتگی تا پایان سال ۲۰۲۲ در مدل برآورد شده مورد استفاده قرار گرفته (۴۱۳ داده هفتگی) و اطلاعات سال ۲۰۲۳ به منظور سنجش دقت پیش‌بینی از مدل خارج شده است.

[۳۷] به منظور تخمین مدل مذکور در نرم‌افزار *R* از بسته نرم افزاری *rugarch* استفاده می شود.

جدول ۵.اطلاعات مدل ARIMA(1,2)-GARCH(1,1) - بازدهی روزانه بیت‌کوین
ماخذ : نتایج پژوهش

Table 5. Data from ARIMA(1,2)-GARCH(1,1) Model - Bitcoin Daily Return
Source : Research Result

	sGARCH					eGARCH					gjrGARCH				
	normal	Skew-normal	t-Student	Skwe-t-Student	GED	normal	Skew-normal	t-Student	Skwe-t-Student	GED	normal	Skew-normal	t-Student	Skwe-t-Student	GED
Log likelihood	٤٨١٥	٤٨٢٢	٥١٧٤	٥١٧٤	٥١٨٧	٤٨٦٢	٤٨٣٣	٥٢٠١	٥٢٠٢	٥٢٠٠	٤٨١٨	٤٨٢٤	٥١٧٧	٥١٧٧	٥١٨٩
AIC	-٣/٨٠	-٣/٨٠	-٤/٠٨	-٤/٠٨	-٤/٠٩	-٣/٨١	-٣/٨١	-٤/١١	-٤/١٠	-٤/١٠	-٣/٨٠	-٣/٨٠	-٤/٠٨	-٤/٠٨	-٤/٠٨

جدول ۶. اطلاعات مدل ARIMA(2,2)-GARCH(1,1) - بازدهی هفتگی بیت‌کوین
ماخذ : نتایج پژوهش

Table 6. Data from ARIMA(۲,2)-GARCH(1,1) Model - Bitcoin Weekly Returns
Source : Research Result

	sGARCh					eGARCH					gjrGARCH				
	normal	Skew-normal	tStudent	Skwe-TStudent	GED	normal	Skew-normal	tStudent	Skwe-TStudent	GED	normal	Skew-normal	tStudent	Skwe-TStudent	GED
Log likelihood	٣٦٠/٢٧	٣٦٤/٩٤	٣٨٤/٩٠	٣٨٥٠٦٤	٣٨٥/٥٢	٣٦٢/١٦	٣٦٦/١٨	٣٩٣/٧١	٤٠٣/١٧	٣٨٩/٩١	٣٦٢/١٧	٣٦٤/٢٩	٣٩١/٦٠	٣٩١/٧١	٣٨٨/٤٤
AIC	-١/٧١	-١/٧٢	-١/٨٢	-١/٨٢	-١/٨٢	-١/٧١	-١/٧١	-١/٨٦	-١/٩٠	-١/٨٤	-١/٧١	-١/٧٢	-١/٨٥	-١/٨٤	-١/٨٣

مقادیر معیار آکائیک و لگاریتم درست‌نمایی برای مدل‌های برآورد شده در **جدول ۵** و جدول ٦ آورده شده است.[۳۸] این نتایج نشان می‌دهد برای بازدهی روزانه بیت‌کوین مدلARIMA(1,2)-eGARCH(1,1) با توزیع خطای تی‌استیودنت و برای بازدهی هفتگی بیت‌کوین مدل ARIMA(2,2)-eGARCH(1,1) با توزیع خطای تی‌استیودنت چوله دارای کمترین مقدار در معیار آکائیک و بالاترین مقدار لگاریتم درستنمایی را دارد لذا این دو مدل در میان مدل‌های خانواده GARCH بعنوان بهترین مدل برای بازدهی روزانه و هفتگی بیت‌کوین انتخاب می‌شوند. نتیجه آزمون لیونگ باکس[۳۹]روی باقیمانده‌های استانداردشده در تمام مدل‌های برآورد شده، نشان‌دهنده عدم وجود خودهمبستگی میان باقیمانده‌ها می‌باشد.

۴-۴- مدل داده‌های ترکیبی با تواتر زمانی متفاوت

در این بخش با استفاده از رویکرد جدید مدل‌سازی داده‌های ترکیبی با تواتر زمانی متفاوت، سری‌های زمانی بازدهی روزانه و هفتگی بیت‌کوین بررسی و مدل‌سازی می‌شود. بدین منظور از داده‌های بازدهی روزانه و هفتگی که با استفاد از بازدهی‌های میان‌وزانه (۵ دقیقه‌ای) ساخته می شوند، استفاده شده است. با توجه به انجام معاملات در بازار رمزارزها به‌صورت ۷ روز هفته، مدل‌سازی در این بخش با در نظر گرفتن متغیر m=۲۸۸ برای متناظر کردن داده‌های پُرتواتر(بازدهی میان‌روزانه ۵ دقیقه‌ای) بعنوان متغیر توضیح دهنده با داده‌های کم‌تواتر (بازدهی روزانه) بعنوان متغیر وابسته و همچنین m=۷ برای ایجاد تناظر میان داده‌های روزانه (بعنوان متغیر توضیح دهنده) و هفتگی بعنوان متغیر وابسته تعریف می‌شود. توابع وزن‌دهی معمول در الگوی MIDAS توابع آلمون، آلمون نمایی و بتا می‌باشند که هر سه تابع وزن‌دهی بصورت جداگانه در مدل وارد و نتایج برای پیش‌بینی سری زمانی بازدهی روزانه و هفتگی مورد استفاده قرار گرفته است. کلیه برآوردها از طریق بسته نرم‌افزاری midas_r که توسط گیسلز و همکاران توسعه داده شده و بصورت اتوماتیک مقادیر اولیه و تعداد وقفه بهینه را انتخاب می‌کند، انجام شده است. با توجه به اینکه هدف نهایی این مطالعه سنجش قدرت پیش‌بینی مدل است، از میان مدل‌های موجود، بهترین مدل با کمترین مقدار آکائیک در هر مرحله بصورت خودکار توسط نرم‌افزار انتخاب می‌شود.

---

[۳۸] به منظور خلاصه سازی متن، ضرایب و جزئیات مدل‌های برآورد شده در پیوست آورده شده است.

[39] Ljung-Box Test

جدول ۷ .نتایج وقفه بهینه و معیار آکائیک در مدل MIDAS
ماخذ : نتایج پژوهش

Table 7 .Results of Optimal Lag and Akaike's Criterion in MIDAS Model
Source : Research Result

سری زمانی بازدهی روزانه			
nbeta	nealmon	almonp	
۰:۱۵۵	۰:۱۹۹	۰:۲۸۷	K
-۱۱۲۹۵٫۳۲	-۱۲۵۶۰٫۹۹	-۲۲۹۷۹٫۸۸	AIC
سری زمانی بازدهی هفتگی			
nbeta	nealmon	almonp	
۰:۲	۰:۲	۰:۲	K
-۸۷۶٫۵۳	-۸۷۶٫۵۳	-۸۷۶٫۹۲	AIC

نتایج تعداد وقفه‌های بهینه مطابق با کمترین مقدار برای معیار آکائیک مربوط به برآورد سری‌های زمانی بازدهی روزانه و هفتگی با استفاده از هر سه تابع وزن‌دهی معرفی شده در **جدول ۷** آورده شده است.

۵-۴- پیش‌بینی

هدف اصلی در این مطالعه بررسی دو رویکرد در مدل‌سازی سری‌های زمانی، به منظور تعیین مدل بهینه برای پیش‌بینی است. در این بخش، مدل بهینه بر اساس کمترین میزان خطا و بیشترین مقدار دقت انتخاب می‌شود. به‌منظور انجام پیش‌بینی، محدوده داده‌های جمع‌آوری‌شده به دو بخش آموزش[۴۰] و آزمون[۴۱] تقسیم‌بندی و هر دو الگوی مورد نظر با در نظر گرفتن داده‌های بخش آموزش برآورد می‌گردد. سپس با استفاده از مدل برآورد شده، مقادیر سری زمانی برای بخش آزمون پیش‌بینی و با مقادیر واقعی مقایسه می‌گردد. به‌منظور یکسان بودن بازه زمانی موردنظر جهت پیش‌بینی، کلیه داده‌های مربوط به سال ۲۰۲۳ از نمونه خارج گردیده و هر دو رویکرد برای بازه زمانی ابتدای ۲۰۱۵ تا انتهای ۲۰۲۲ برآورد شده است. پیش‌بینی برای مدل‌های خانوادهARIMA-GARCH در ۳ حالت sGARCH، eGARCH و gjrGARCH و هر یک برای ۵ حالت توزیع نرمال، توزیع نرمال چوله، توزیع استیودنت، توزیع استیودنت چوله و توزیع خطای تعمیم یافته، با تکنیک پنجره

[40] Train
[41] Test

غلتان[۴۲] یک گام رو به جلو انجام شده است.[۴۳] در بخش مدل‌سازی با داده‌های با تواتر متفاوت پیش‌بینی برای سه تابع وزن‌دهی آلمون، آلمون نمایی و بتا، براساس الگوی پنجره غلتان و الگوی بازگشتی[۴۴] انجام و در مجموع ۶ مدل در این بخش برآورد و پیش‌بینی شده است.[۴۵]

۵- نتایج ارزیابی دقت پیش‌بینی

نتایج معیارهای ارزیابی میزان خطای پیش‌بینی برای تمام مدل‌های برآورد شده روی سری زمانی بازدهی روزانه، در جدول ۸ آورده شده است[۴۶]. نتایج این مرحله نشان می‌دهد برای سری زمانی بازدهی روزانه، مدل برآورد شده با الگوی MIDAS و تابع وزن‌دهی آلمون، از نظر دقت در پیش‌بینی برتری کامل نسبت به مدل‌های خانواده ARIMA-GARCH با توزیع‌های مختلف و مدل‌های MIDAS با توابع وزن‌دهی بتا و آلمون نمایی دارد. در دو معیار قدرمطلق میانگین خطا (MAE) و میانگین درصد قدر مطلق خطا (MAPE) پیش‌بینی با رویکرد پنجره غلتان با مدل MIDAS و تابع وزن دهی آلمون نسبت به دیگر روش‌ها برتری دارد و در معیار (RMSE) پیش‌بینی با استفاده از الگوی بازگشتی نتایج بهتری را نشان می‌دهد. معیارهای (RSE) و (SSE) و (RRSE) نیز نشان‌دهنده خطای کمتر در مدل MIDAS با تابع وزن‌دهی آلمون می باشند. نتایج پیش‌بینی برای سری زمانی بازدهی هفتگی در جدول ۸، نشان دهنده برتری کامل مدل MIDAS با تابع وزن‌دهی آلمون نمایی و رویکرد پیش‌بینی پنجره غلتان است بگونه‌ای که کلیه معیارهای ارزیابی دقت پیش‌بینی برای این رویکرد، دارای مقادیر کمتر نسبت به دیگر روش‌های معرفی شده در این پژوهش می‌باشند. بصورت کلی نتایج این بخش نشان می‌دهد دقت پیش‌بینی رگرسیون MIDAS نسبت به مدل‌های خانواده ARIMA-GARCH بالاتر بوده و انتخاب تابع وزن‌دهی مناسب می تواند در افزایش دقت پیش‌بینی رگرسیون MIDAS تاثیرگذار باشد.

---

[42] Rolling window

[۴۳] از تابع ugarchforecast استفاده شده است.

[44] Recursive

[۴۵] از تابع average_forecast در بسته نرم‌افزاری midas_r استفاده شده است.

[۴۶] به‌منظور محاسبه معیارهای مذکور از بسته Metrics در نرم‌افزار R استفاده‌شده است.

فصلنامه علمی پژوهش اقتصاد مقداری (بررسی های اقتصادی سابق) دانشگاه شهید چمران اهواز

جدول ۸.نتایج معیارهای ارزیابی برای سری زمانی بازدهی روزانه

ماخذ : نتایج پژوهش

Table 8 . Criteria Results for Daily Return Time Series

Source : Research Result

	ARIMA(1,2) - GARCH (1,1)															MIDAS (Almon)		MIDAS (nealmon)		MIDAS (beta)	
	GARCH					eGARCH					gjrGARCH										
	Normal	Normal	S.Normal	Student	Student	S.Normal	Normal	Student	S.Normal	S.Student	Ged	Normal	S.Normal	Student	S.Student	Ged	rolling	recursive	rolling	recursive	rolling	recursive
MAE	۰,۰۲	۰,۰۲۲	۰,۰۲	۰,۰۲	۰,۰۲	۰,۰۲	۰,۰۲	۰,۰۲	۰,۰۲	۰,۰۲	۰,۰۲	۰,۰۲	۰,۰۲	۰,۰۲	۰,۰۲	۰,۰۲	۰,۰۰۱	۰,۰۱۹	۰,۰۲	۰,۰۲۱	۰,۰۲۱
MAPE	۱,۹۹	۱,۶۱۵	۱,۵۴	۱,۴۹	۱,۴۴	۱,۸۱	۱,۳۸	۱,۵۶	۱,۴۹	۱,۴۷	۱,۸۳	۱,۵۳	۱,۶۴	۱,۶۰	۱,۴۹	۱,۴۴	۰,۴۲۳	۱,۶۸۸	۱,۹	۱,۴۴	۱,۴۴
MSE	۰,۰۰۱	۰,۰۰۱	۰,۰۰۱	۰,۰۰۱	۰,۰۰۱	۰,۰۰۱	۰,۰۰۱	۰,۰۰۱	۰,۰۰۱	۰,۰۰۱	۰,۰۰۱	۰,۰۰۱	۰,۰۰۱	۰,۰۰۱	۰,۰۰۱	۰,۰۰۱	۰,۰۰	۰,۰۰۸	۰,۰۰۸	۰,۰۰۱	۰,۰۰۱
RMSE	۰,۰۳	۰,۰۳	۰,۰۳	۰,۰۳	۰,۰۳	۰,۰۳	۰,۰۳	۰,۰۳	۰,۰۳	۰,۰۳	۰,۰۳	۰,۰۳	۰,۰۳	۰,۰۳	۰,۰۳	۰,۰۳	۰,۰۰۳	۰,۰۲۹	۰,۰۲	۰,۰۳	۰,۰۳
RSE	۱,۰۰	۱,۰۰۸	۱,۰۱	۱,۰۱	۱,۰۱	۱,۰۱	۱,۰۱	۱,۰۱	۱,۰۱	۱,۰۲	۱,۰۰	۱,۰۰	۱,۰۱	۱,۰۱	۱,۰۱	۱,۰۱	۰,۰۱۵	۰,۸۱۹	۰,۸۵	۰,۹۹	۰,۹۹
SSE	۰,۵۲	۰,۵۱	۰,۵۲	۰,۵۲	۰,۵۲	۰,۵۲	۰,۵۲	۰,۵۲	۰,۵۲	۰,۵۲	۰,۵۲	۰,۵۱	۰,۵۲	۰,۵۲	۰,۵۲	۰,۵۲	۰,۰۰۷	۰,۴۲	۰,۴۴	۰,۵۱	۰,۵۱
RRSE	۱,۰۰	۱,۰۰۳	۱,۰۰	۱,۰۰	۱,۰۰	۱,۰۰	۱,۰۰	۱,۰۰	۱,۰۰	۱,۰۱	۱,۰۰	۱,۰۰	۱,۰۰	۱,۰۰	۱,۰۰	۱,۰۰	۰,۱۲۲	۰,۹۰۵	۰,۹۲	۰,۹۹	۰,۹۹

جدول ۹. نتایج معیارهای ارزیابی برای سری زمانی بازدهی هفتگی
ماخذ: نتایج پژوهش

Table 9 .Criteria Results for Weekly Return Time Series
Source : Research Result

MIDAS (beta)		MIDAS (nealmon)		MIDAS (Almon)		ARIMA(2,2)- GARCH(1,1)															
						gjrGARCH					eGARCH					GARCH					
recursive	rolling	recursive	rolling	recursive	rolling	Ged	S.Student	Student	S.Normal	Normal	Ged	S.Student	Student	S.Normal	Normal	Ged	S.Student	Student	S.Normal	Normal	
۰٫۰۷۱	۰٫۰۷	۰٫۰۷۵۱	۰٫۰۵	۰٫۰۵	۰٫۰۵	۰٫۰۷	۰٫۰۷	۰٫۰۷	۰٫۰۷	۰٫۰۷	۰٫۰۷	۰٫۰۷	۰٫۰۷	۰٫۰۷	۰٫۰۷	۰٫۰۷	۰٫۰۷	۰٫۰۷	۰٫۰۷	۰٫۰۷	MAE
۱٫۰۴	۱٫۰۴	۰٫۸۴۸	۰٫۸۴	۰٫۸۵	۰٫۸۶	۰٫۹۲	۰٫۹۳	۰٫۹۵	۱٫۰۱	۱٫۰۱	۱٫۰۱	۱٫۰۸	۱٫۰۰	۰٫۹۹	۱٫۰۰	۰٫۹۲	۰٫۹۵	۰٫۹۳	۰٫۹۷	۰٫۹۹	MAPE
۰٫۰۰۹	۰٫۰۰۹	۰٫۰۰۴	۰٫۰۰۴	۰٫۰۰۴	۰٫۰۰۴	۰٫۰۰۹	۰٫۰۰۹	۰٫۰۰۹	۰٫۰۰۹	۰٫۰۰۹	۰٫۰۰۹	۰٫۰۰۹	۰٫۰۰۹	۰٫۰۰۹	۰٫۰۰۹	۰٫۰۰۹	۰٫۰۰۹	۰٫۰۰۹	۰٫۰۰۹	۰٫۰۰۹	MSE
۰٫۰۹	۰٫۰۹	۰٫۰۶۸	۰٫۰۶۸	۰٫۰۶۹	۰٫۰۶۹	۰٫۰۹	۰٫۰۹	۰٫۰۹	۰٫۰۹	۰٫۰۹	۰٫۰۹	۰٫۰۹	۰٫۰۹	۰٫۰۹	۰٫۰۹	۰٫۰۹	۰٫۰۹	۰٫۰۹	۰٫۰۹	۰٫۰۹	RMSE
۱٫۰	۱٫۰	۰٫۵۲	۰٫۵۲	۰٫۵۴	۰٫۵۴	۱٫۰۳	۱٫۰۲	۱٫۰۲	۱٫۰۵	۱٫۰۴	۱٫۰۲	۱٫۰۱	۱٫۰۲	۱٫۱۰	۱٫۰	۱٫۰۴	۱٫۰۷	۱٫۰۴	۱٫۱۰	۱٫۰۶	RSE
۰٫۱۷	۰٫۱۷	۰٫۰۸	۰٫۰۸	۰٫۰۹	۰٫۰۹	۰٫۱۷	۰٫۱۷	۰٫۱۷	۰٫۱۷	۰٫۱۷	۰٫۱۷	۰٫۱۷	۰٫۱۷	۰٫۱۸	۰٫۱۸	۰٫۱۷	۰٫۱۸	۰٫۱۷	۰٫۱۸	۰٫۱۸	SSE
۱٫۰۱۶	۱٫۰۱۶	۰٫۷۲۵	۰٫۷۲۱	۰٫۷۳۵	۰٫۷۳۵	۱٫۰۱۶	۱٫۰۱۳	۱٫۰۱۱	۱٫۰۲۵	۱٫۰۲۰	۱٫۰۱۳	۱٫۰۰۸	۱٫۰۰۹	۱٫۰۵۳	۱٫۰۲۶	۱٫۰۲۱	۱٫۰۳۶	۱٫۰۲۲	۱٫۰۵۱	۱٫۰۳۱	RRSE

در این پژوهش علاوه بر بررسی معیارهای خطای پیش‌بینی، از آزمون دیبولد ماریانو به منظور بررسی صحت پیش‌بینی و مقایسه میان یک مدل پایه، با دیگر مدل‌ها استفاده شده است. این آزمون قدرت پیش‌بینی را تحت فرض صفر برابری قدرت پیش‌بینی دو مدل بررسی می‌کند. بسته MultiDM در نرم افزار R، تغییر در فرض صفر و اجرای آزمون مذکور را امکان‌پذیر می‌نماید. لذا با در نظر گرفتن یک مدل پایه و فرض صفر برتری قدرت پیش‌بینی

مدل پایه نسبت به مدل‌های معرفی شده، آماره آزمون دیبولد ماریانو محاسبه می‌شود. آزمون دیبولد ماریانو ابتدا برای پیش‌بینی بدست‌آمده از مدل‌های خانواده ARIMA-GARCH اجرا شده‌است.

جدول ۱۰. نتایج آزمون دیبولد ماریانو برای سری زمانی بازدهی روزانه (تمام مدل‌ها)
ماخذ : نتایج پژوهش

Table 10. Diebold Mariano Test Results for Daily Return Time Series (all Models)
Source : Research Result

مدل	تابع وزن‌دهی/ توزیع خطا/ الگوی پیش‌بینی		آماره	ARIMA(1,2) - GARCH (1,1)				
				Normal	S.Normal	Student	S.Student	Ged
ARIMA (1,2) - GARCH (1,1)	Normal		pvalue	---	۰٫۹۶	۰٫۴۴	۰٫۴۷	۰٫۲۱
			statistic	---	-۱٫۷۲	۰٫۱۶	۰٫۰۸	۰٫۸۱
	S.Normal		pvalue	۰٫۰۴	---	۰٫۱۷	۰٫۱۹	۰٫۱۰
			statistic	۱٫۷۲	---	۰٫۹۵	۰٫۸۶	۱٫۳۰
	Student		pvalue	۰٫۵۶	۰٫۸۳	---	۰٫۹۰	۰٫۰۸
			statistic	-۰٫۱۶	-۰٫۹۵	---	-۱٫۲۶	۱٫۴۳
	S.Student		pvalue	۰٫۵۳	۰٫۸۱	۰٫۱۰	---	۰٫۰۶
			statistic	-۰٫۰۸	-۰٫۸۶	۱٫۲۶	---	۱٫۵۲
	Ged		pvalue	۰٫۷۹	۰٫۹۰	۰٫۹۲	۰٫۹۴	---
			statistic	-۰٫۸۱	-۱٫۳۰	-۱٫۴۳	-۱٫۵۲	---
MIDAS	almon	Rolling Forecast	pvalue	۰٫۰۰	۰٫۰۰	۰٫۰۰	۰٫۰۰	۰٫۰۰
			statistic	۸٫۵۴	۸٫۵۴	۸٫۴۹	۸٫۴۹	۸٫۴۲
		Recursive Forecast	pvalue	۰٫۰۰	۰٫۰۰	۰٫۰۰	۰٫۰۰	۰٫۰۰
			statistic	۸٫۵۴	۸٫۵۴	۸٫۴۹	۸٫۴۹	۸٫۴۲
	nealmon	Rolling Forecast	pvalue	۰٫۰۰	۰٫۰۰	۰٫۰۰	۰٫۰۰	۰٫۰۰
			statistic	۴٫۵۹	۴٫۵۵	۴٫۵۳	۴٫۵۳	۴٫۴۵
		Recursive Forecast	pvalue	۰٫۰۰	۰٫۰۰	۰٫۰۰	۰٫۰۰	۰٫۰۰
			statistic	۵٫۴۷	۵٫۳۹	۵٫۲۹	۵٫۲۸	۵٫۰۲
	beta	Rolling Forecast	pvalue	۰٫۲۴	۰٫۳۱	۰٫۲۴	۰٫۲۵	۰٫۱۹
			statistic	۰٫۷۲	۰٫۴۸	۰٫۶۹	۰٫۶۷	۰٫۸۸
		Recursive Forecast	pvalue	۰٫۲۳	۰٫۳۰	۰٫۲۴	۰٫۲۴	۰٫۱۸
			statistic	۰٫۷۵	۰٫۵۱	۰٫۷۲	۰٫۷۰	۰٫۹۱

نتایج جدول ۱۰ برای سری زمانی بازدهی روزانه نشان می‌دهد که در مدل سازی با رویکرد ARIMA-GARCH استفاده از توزیع خطای نرمال چوله، نسبت به توزیع خطای نرمال برتری

دارد. در مرحله بعدی رویکرد مدل‌سازی ARIMA-GARCH با رویکرد MIDAS برای پیش‌بینی سری زمانی بازدهی روزانه بیت‌کوین مورد مقایسه قرار گرفته‌است. نتایج در این بخش این آزمون نشان می‌دهد پیش‌بینی‌های رویکرد مدل‌سازی MIDAS با توابع وزن‌دهی آلمون و آلمون نمایی و در هر دو حالت پنجره غلتان و بازگشتی، نسبت به تمام مدل‌های خانواده ARIMA-GARCH بهتر عمل می‌کنند.

جدول ۱۱. نتایج آزمون دیبولد ماریانو برای سری زمانی بازدهی روزانه (مدل‌های MIDAS)
ماخذ: نتایج پژوهش

Table 11 .Diebold Mariano Test Results for Daily Return Time Series (MIDAS Models)
Source : Research Result

مدل	تابع وزن‌دهی	الگوی پیش‌بینی	آماره	MIDAS			
				nealmon		beta	
				Rolling Forecast	Rolling Forecast	Rolling Forecast	Rolling Forecast
MIDAS	almon	Rolling Forecast	pvalue	۰٫۰۰	۰٫۰۰	۰٫۰۰	۰٫۰۰
			statistic	۹	۸٫۷۳	۸٫۷۱	۸٫۷۰
		Recursive Forecast	pvalue	۰٫۰۰	۰٫۰۰	۰٫۰۰	۰٫۰۰
			statistic	۹	۸٫۷۳	۸٫۷۱	۸٫۷۱
	nealmon	Rolling Forecast	pvalue	---	---	۰٫۰۰	۰٫۰۰
			statistic	---	---	٤٫۷۸	٤٫۷۸
		Recursive Forecast	pvalue	---	---	۰٫۰۰	۰٫۰۰
			statistic	---	---	۵٫٤۷	۵٫٤۹
	beta	Rolling Forecast	pvalue	۱	۱	---	---
			statistic	-٤٫۷۸	-۵٫٤۷	---	---
		Recursive Forecast	pvalue	۱	۱	---	---
			statistic	-٤٫۷۸	-۵٫٤۹	---	---

با توجه به این نتایج، مجددا برای سری زمانی بازدهی روزانه بیت‌کوین آزمون دیبولد ماریانو برای مدل‌های MIDAS با توابع وزن‌دهی مختلف اعمال و در جدول ۹ و جدول ۱۰ برای سری زمانی بازدهی روزانه نشان می‌دهد که در مدل سازی با رویکرد ARIMA-GARCH استفاده از توزیع خطای نرمال چوله، نسبت به توزیع خطای نرمال برتری دارد. در مرحله بعدی رویکرد مدل‌سازی ARIMA-GARCH با رویکرد MIDAS برای پیش‌بینی سری زمانی

بازدهی روزانه بیت‌کوین مورد مقایسه قرار گرفته‌است. نتایج در این بخش این آزمون نشان می‌دهد پیش‌بینی‌های رویکرد مدل‌سازی MIDAS با توابع وزن‌دهی آلمون و آلمون نمایی و در هر دو حالت پنجره غلتان و بازگشتی، نسبت به تمام مدل‌های خانواده ARIMA-GARCH بهتر عمل می‌کنند. مشخص می‌شود که مدل MIDAS با تابع وزن‌دهی آلمون نسبت به مدل MIDAS با توابع آلمون نمایی و بتا بهتر عمل می کند این نتایج، عملکرد بهتر مدل MIDAS با تابع وزن‌دهی آلمون در پیش‌بینی سری زمانی بازدهی روزانه را نشان می‌دهد که نتایج بدست‌آمده در بخش بررسی معیارهای خطای پیش‌بینی را نیز تایید می‌کند.

جدول ۱۲ .نتایج آزمون دیبولد ماریانو برای سری زمانی بازدهی هفتگی (تمام مدل‌ها)
ماخذ: نتایج پژوهش

Table 12 .Diebold Mariano Test Results for Weekly Return Time Series (all Models)
Source : Research Result

مدل	تابع وزن‌دهی/ توزیع خطا/ الگوی پیش‌بینی		آماره	ARIMA (2,2)- GARCH (1,1)				
				Normal	S.Normal	Student	S.Student	Ged
ARIMA (2,2)- GARCH (1,1)	Normal		pvalue	---	۰٫۲٤	۰٫۹۷	۰٫۵۲	۰٫۹۲
			statistic	---	۰٫٦۹	-۱٫۹٤	۰٫۰۷۳	-۱٫٤۵
	S.Normal		pvalue	۰٫۷۵	---	۰٫۹۵	۰٫۹۱	۰٫۹٦
			statistic	-۰٫٦۹	---	-۱٫٦۸	-۱٫۳۷	-۱٫۸۷
	Student		pvalue	۰٫۰۲	۰٫۰٤	---	۰٫۱۵	۰٫۵۹
			statistic	۱٫۹٤	۱٫٦۸	---	۱٫۰۳	-۰٫۲٤
	S.Student		pvalue	۰٫٤۷	۰٫۰۸	۰٫۸۵	---	۰٫۹۱
			statistic	۰٫۰۷	۱٫۳۷	-۱٫۰۳	---	-۱٫۳۷
	Ged		pvalue	۰٫۰۷	۰٫۰۳	۰٫٤۰	۰٫۰۸	---
			statistic	۱٫٤۵	۱٫۸۷	۰٫۲٤	۱٫۳۷	---
MIDAS	Rolling Forecast	almon	pvalue	۰٫۰۳	۰٫۰۳	۰٫۰٤	۰٫۰۳	۰٫۰٤
			statistic	۱٫۷۷	۱٫۸۲	۱٫٦۸	۱٫۷۷	۱٫٦۸
	Recursive Forecast		pvalue	۰٫۰۳	۰٫۰۳	۰٫۰٤	۰٫۰۳	۰٫۰٤
			statistic	۱٫۸۱	۱٫۸۷	۱٫۷۳	۱٫۸۱	۱٫۷۲
	Rolling Forecast	nealmon	pvalue	۰٫۰۲	۰٫۰۲	۰٫۰۳	۰٫۰۲	۰٫۰۳
			statistic	۱٫۸۹	۱٫۹٤	۱٫۸۱	۱٫۸۹	۱٫۸۰
			pvalue	۰٫۰۲	۰٫۰۲	۰٫۰۳	۰٫۰۲	۰٫۰۳

		Recursive Forecast	statistic	۱٫۹۰	۱٫۹۵	۱٫۸۱	۱٫۹۰	۱٫۸۱
	beta	Rolling Forecast	pvalue	۰٫۳۹	۰٫۲۸	۰٫۶۲	۰٫۴۰	۰٫۶۳
			statistic	۰٫۲۶	۰٫۵۶	-۰٫۳۲	۰٫۱۹	-۰٫۳۵
		Recursive Forecast	pvalue	۰٫۴۰	۰٫۲۸	۰٫۶۵	۰٫۴۳	۰٫۶۶
			statistic	۰٫۲۴	۰٫۵۵	-۰٫۳۹	۰٫۱۷	-۰٫۴۱

جدول ۱۳. نتایج آزمون دیبولد ماریانو برای سری زمانی بازدهی هفتگی (مدل‌های MIDAS)
ماخذ : نتایج پژوهش

Table 13. Diebold Mariano Test Results for Daily Return Time Series (MIDAS Models)
Source : Research Result

مدل	تابع وزن‌دهی	الگوی پیش‌بینی	آماره	MIDAS			
				almon		beta	
				Rolling Forecast	Rolling Forecast	Rolling Forecast	Rolling Forecast
MIDAS	almon	Rolling Forecast	pvalue	---	---	۰٫۰۳	۰٫۰۳
			statistic	---	---	۱٫۷۸	۱٫۷۹
		Recursive Forecast	pvalue	---	---	۰٫۰۳	۰٫۰۳
			statistic	---	---	۱٫۸۳	۱٫۸۴
	nealmon	Rolling Forecast	pvalue	۰٫۰۰	۰٫۰۰۶	۰٫۰۲	۰٫۰۲
			statistic	۲٫۹۶	۲٫۵۰	۱٫۹۲	۱٫۹۲
		Recursive Forecast	pvalue	۰٫۰۰۸	۰٫۰۰۹	۰٫۰۲۶	۰٫۰۲
			statistic	۲٫۳۸	۲٫۳۳	۱٫۹۲	۱٫۹۳
	beta	Rolling Forecast	pvalue	۰٫۹۶	۰٫۹۶	---	---
			statistic	-۱٫۷۸	-۱٫۸۳	---	---
		Recursive Forecast	pvalue	۰٫۹۶	۰٫۹۶	---	---
			statistic	-۱٫۷۹	-۱٫۸۴	---	---

نتایج آزمون دیبولد ماریانو در جدول ۱۳ برای سری زمانی بازدهی هفتگی نشان می‌دهد که مدلARIMA(1,2) - GARCH (1,1) با توزیع تی‌استیودنت نسبت به توزیع‌های نرمال و نرمال چوله بهتر عمل می‌کند. همچنین همین مدل با توزیع خطای تعمیم یافته نسبت به توزیع نرمال چوله عملکرد بهتری دارد. مانند مرحله قبلی تکرار آزمون دیبولد ماریانو برای سری زمانی بازدهی هفتگی نشان می‌دهد که مدل‌سازی MIDAS با توابع وزن‌دهی آلمون

و آلمون نمایی و در هر دو حالت پنجره غلتان و بازگشتی، نسبت به کلیه مدل‌های خانوده ARIMA-GARCH معرفی شده در این پژوهش عملکرد بهتری دارند. تفکیک نتایج و اجرای آزمون دیبولد ماریانو برای مدل MIDAS با انواع تابع وزن‌دهی، نشان می دهد تابع وزن‌دهی آلمون نمایی برتری کامل نسبت به دیگر توابع وزن‌دهی داشته و تابع وزن‌دهی آلمون نسبت به تابع وزن‌دهی بتا عملکرد بهتری دارد. نتایج **جدول ۱۲** نیز، عملکرد مطلوب مدل‌سازی MIDAS بهمراه تابع وزن‌دهی آلمون نمایی که در بخش بررسی معیارهای خطای پیش‌بینی برای پیش‌بینی بازدهی هفتگی مشاهده شد را تایید می کند.

۶- نتیجه‌گیری

در این پژوهش دو رویکرد در مدل‌سازی اطلاعات و داده‌های سری زمانی از نظر دقت در پیش‌بینی مورد بررسی قرار گرفت. رویکرد سنتی اقتصادسنجی در مدل‌سازی سری‌های زمانی که سالیان متمادی در حال استفاده است، در مقابل رویکردی نوین که در سالیان اخیر برای حل یکی از مشکلات مهم در مدل‌سازی اقتصادی، یعنی لزوم تواتر زمانی یکسان در یک مدل رگرسیون، طراحی‌شده است. در این مطالعه تلاش شد تمامی حالات ممکن در مدل‌سازی برای هر دو رویکرد، شامل انواع مدل‌های موجود، توزیع خطاهای مرسوم و توابع وزنی مورد استفاده در مطالعات گذشته، در کنار همدیگر مورد بررسی و آزمون قرار گیرند. همچنین از داده‌های با تواتر زمانی بالا (میان روزانه ۵ دقیقه‌ای) برای محاسبه بازدهی و مدل‌سازی استفاده شد. با توجه به معرفی رویکرد مدل‌سازی برای داده‌های با تواتر زمانی متفاوت به نظر می‌رسد توجه به موارد زیر می‌تواند نتایج به‌دست‌آمده در این مطالعه را شفاف‌تر نماید.

- قدرت مدل‌های خانواده ARIMA-GARCH بر پایه تولید خطای میانگین مربعات کوچک است. این موضوع می تواند در زمان مواجهه با نوسانات بالا در یک بازه زمانی کوتاه (داده‌های میان روزانه) یا شوک‌های موقتی، باعث ارائه پیش‌بینی‌های با دقت کمتر شود. مطالعات امره و همکاران (۲۰۱۲) و چلیک و ارگین (۲۰۱۳) نیز نشان می‌دهد مدل‌های MIDAS در پیش‌بینی قیمت و بازدهی دارایی‌هایی که نوسانات بالا در بازه‌های زمانی کوتاه دارند، عملکرد بهتری ارائه می‌کنند(Emre et al, 2012 & Celik & Ergin, 2013).
- درصورت وجود داده‌های با تواتر زمانی بالا برای یک دارایی (مانند رمزارزها و یا داده‌های سهام) و همچنین نوسانات بالا در اینگونه داده‌ها در صورتیکه هدف، پیش‌بینی بازدهی

باشد، استفاده از رویکرد مدل‌سازی داده‌های ترکیبی با تواترهای زمانی متفاوت (MIDAS) نسبت به رویکرد مدل‌سازی خودرگرسیون میانگین متحرک و مدل‌سازی واریانس ناهمسان مشروط (ARIMA-GARCH) ارجحیت خواهد داشت.

- پیچیدگی اصلی در مدل‌سازی با رویکرد MIDAS انتخاب تعداد وقفه‌های مناسب برای متغیر با تواتر زمانی بالا و انتخاب تابع وزن‌دهی مناسب است که هر دو تاثیر محسوسی در ارائه پیش‌بینی‌ها با دقت بالاتر خواهند داشت.
- براساس نتایج بدست آمده در این مطالعه، برای بازدهی روزانه، مدل‌سازی MIDAS با استفاده از تابع وزن دهی آلمون نتایج بهتری ارائه می‌کند. در حالیکه برای بازدهی هفتگی، استفاده از تابع وزن دهی آلمون نمایی پیشنهاد می‌شود. لذا به نظر می‌رسد تابع آلمون برای وزن‌دهی سری زمانی روزانه در مقابل داده‌های پرتواتر میان روزانه (۵ دقیقه ای) عملکرد بهتر و تابع وزن دهی آلمون نمایی برای وزن‌دهی سری زمانی هفتگی در مقابل داده‌های روزانه و میان روزانه بهتر عمل می‌کند.
- نتایج این مطالعه نشان می‌دهد استفاده از داده‌های پرتواتر میان روزانه (۵ دقیقه‌ای) و مدل‌سازی MIDAS، دقت پیش‌بینی‌ها را نسبت به رویکردهای مدل سازی سنتی اقتصادسنجی، افزایش و میزان خطای پیش‌بینی را به شکل محسوسی کاهش می‌دهد. این موضوع هم برای سری‌زمانی روزانه و هم هفتگی صدق می کند.
- با توجه به وجود داده‌های تواتر بالا(میان روزانه)، در سری‌های زمانی مالی، بازارهای سهام و رمزارزها که منجر به وجود اطلاعات باارزش در بازه‌های زمانی بسیار کوتاه شده است، پیشنهاد اصلی این مطالعه استفاده از رویکرد MIDAS در پیش‌بینی سری‌های زمانی مالی است.
- با توجه به خصوصیت ویژه مدل‌سازی MIDAS که امکان استفاده از چندین متغیر توضیح دهنده با تواترهای زمانی کاملا متفاوت در سمت راست رگرسیون را فراهم می نماید، استفاده از این رویکرد بخصوص برای داده‌های بازارهای مالی در داده‌های معاملات روزانه[47] می تواند منجر به تعیین استراتژی‌های بهینه برای سرمایه‌گذاران بازارهای مالی شود. این خصوصیت برای مدل‌های سنتی اقتصادسنجی متصور نیست.

[47] tick by tick data

- توسعه مدل‌های MIDAS منجر به طراحی مدل‌های ترکیبی GARCH-MIDAS به منظور استخراج اجزاء کوتاه مدت و بلندمدت متغیر توضیح دهنده با تواتر پایین نسبت به متغیر وابسته گردیده که این مطالعه پیشنهاد می‌کند مدل‌های GARCH-MIDAS نیز بر روی سری‌های زمانی مالی اجرا و نتایج پیش‌بینی مورد بررسی قرار گیرد.
- با توجه به خصوصیات منحصربه فرد سری زمانی قیمت بیت‌کوین مانند نوسانات بسیار بالا پیشنهاد می‌شود مطالعه حاضر روی یک سری زمانی دیگر نیز انجام و کارایی دو رویکرد در مقابل همدیگر موردسنجش قرار گیرند.

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 author(s) received no financial support for the research, authorship, and publication of this article.

Reference

Abasi Nami, H. (2021). Forecasting Crude Oil prices Volatility and Value at Risk: Single and Switching Regime GARCH Models. *Energy Economics review*,17(68), 141-174. SID: https://sid.ir/paper/380078/ [In Persian]

Amiri, H. , Pourjavan, A. and Zahedi, M. (2025). Gold, Currency and Bitcoin as Hedge or Safe Haven for Stocks: Evidence from Tehran Stock Exchange (TSE) using Smooth Transition Regression (STR) Models. *Quarterly Journal of Quantitative Economics (JQE)*, *21*(4), 220-272. [In Persian]

Andreou, E. Ghysels, E. Kourtellos, A. (2010). Regression Models with Mixed Sampling Frequencies. *Journal of Econometrics*. 158(2), Pages 246-261.

Barakchian, S. M., & Rezaei, M. (2016). Evaluation of Mixed-Frequency Regressions in Forecasting Seasonal Inflation Rate of Iran. *Journal of Economics and Modelling*, 7(25), 25-46. https://ecoj.sbu.ac.ir/article_52259_52c91c7c6bfd6ad4801b43f8e03ddda5.pdf [In Persian]

Bariviera, A.F. (2017). The In-efficiency of Bitcoin Revisited: A Dynamic Approach. *Economics Letters*, 161, 1- 4.

Bayat, M. Noferesti, M. (2015). *Applied Time Series Econometrics: Mixed Frequency Data Sampling Model*. Noor-e-Elm Pub. [In Persian]

Bollerslev, T. (1986). Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity. *Journal of Econometrics*, 31(3), 307–327.

Box, G., Jenkins, G. M. (1976). Time Series Analysis: Forecasting and Control. Holden-Day.

Brockwell, P. Davis, R. and Calder, M. (2002). Introduction to Time Series and Forecasting. *Springer*,Vol 2.

Catania, L. Grassi, S. & Ravazzolo, F. (2019). Forecasting Cryptocurrencies Under Model and Parameter Instability. *International Journal of Forecasting*, 35, 485–501.

Celik & Ergin. (2013). Volatility Forecasting Using High Frequency Data: Evidence from Stock Markets. *Economic Modeling*, 36, 176-190.

Chegeni, A. & Gord, A. (2020). Stock Price Prediction in Tehran Stock Exchange Using Artificial Neural Network Model and ARIMA Model: A Case Study of Two Active Pharmaceutical Companies in Stock Exchange. *Financial Engineering and Securities Management*, 11(44), 350-371. SID : https://sid.ir/paper/396733 [In Persian]

Clements, M. P. and Galvão, A. B. (2008). Macroeconomic Forecasting with Mixed-Frequency Data: Forecasting Output Growth in the United States. *Journal of Business and Economic Statistics*, 26(4): 546-554.

Dashtban, M. Elyaspour, B. & Dashtban, S. (2019). The Effect of Exchange Rate Uncertainty on the Flow of Tourism in Iran: A Stochastic Volatility Model with Leverage Effects and Mixed Frequency Data Sampling (MIDAS) Approach. *Journal of Tourism Planning and Development*, 8(29), 173-190. SID : https://sid.ir/paper/375069/ [In Persian]

Diebold, F & Mariano, R. (1995). Comparing Predictive Accuracy. *Journal of Business & Economic Statistics*, 13(3), 253-63.

Emre, A. Fendoglu & Saltoglu. (2012). MIDAS Volatility Forecast Performance Under Market Stress: Evidence from Emerging Stock Markets. *Economics Letters*, 117(2), 528-532.

Enders, W. (2008). Applied Econometric Time Series. New York: John Wiley & Sons.

Feng Ma, M.I.M. Wahab, Chao Liang. (2020). Cryptocurrency Volatility Forecasting: A Markov Regime-Switching MIDAS Approach. *Energy*, 212 (2020), 118743.

Ghafari, F. & Farhadi, A. (2015). ARIMA-GARCH and State Space Models' Forecasting Power Case Study: Tehran Exchange Stock Index

(TEPIX). *Iranian Journal of Applied Economics*, 5(-), 33-42. SID: https://sid.ir/paper/202056/en [In Persian]

Ghysels, E. Santa-Clara, P. Volkanov, R.(2002b). The MIDAS Touch: Mixed Data Sampling Regression. Discussion Paper UCLA and UNC available at: http://www.unc.edu/eghysels

Ghysels, E. Santa-Clara, P. Volkanov, R.(2004).The MIDAS Touch: Mixed Data Sampling Regression Models. CIRANO Working Papers 2004s-20, CIRANO.

Ghysels, E. Sinko,A. Valkanov, R.(2006). Midas Regressions: Further Results and New Directions. *Econometric Reviews*, 26(1), 53-90.

Glosten, L. Jagannathan, R. & Runkle, D. (1993). On the Relation Between The Expected Value and The Volatility of Nominal Excess Return on stocks. *Journal of Finance*, 48, 1779-1801.

Hua,Yiqing. (2020). Bitcoin price prediction using ARIMA and LST, E3S Web of Conferences 218, 01050.

Klien, L.R. Sojo, E. (1989). Combinations of High and Low Frequency Data in Macroeconomic Model. *Economics in Theory and Practice*. Kluwer Academic Publishers, 3-14.

Moshiri, S. (2001). Forecasting Iranian Inflation Rates Using Structural, Time Series and Artificial Neural Networks Models . *Journal of Economic Research* ,(58), 147-184. SID: https://sid.ir/paper/12112/ [In Persian]

Nelson, D, B. (1991). Conditional Heteroskedasticity in Asset Returns: A New Approach. *The Econometric Society*, 59(2), 347-370.

Noferesti, M. and M. Sezavar. (2021). Predicting the Effects of New Sanctions and Evaluating Fiscal Policies in the Context of a Macroeconomic Model with Mixed-Frequency Data Sampling for the Iranian Economy Under Sanctions. Journal of Economic Modeling Research 11(44): 85-104.

Pahlevani, M. Roshan, R (2015). The Comparison Among ARIMA and Hybrid ARIMA-GARCH Models in Forecasting the Exchange Rate of Iran. *International Journal of Business and Development Studies*, 7(1),31-50.

Pishbahar, E. BODAGH, S. & Dashti, G. (2019). Forecasting Iran's Agricultural Sector Growth: Using Mixed-frequency Data Sampling (MIDAS) Model. *Journal of Sustainable Growth and Development(the Economic Research)*, 19(3),145-161. SID: https://sid.ir/paper/371137. [In Persian]

Salehifar, M. (2019). Risk and Return Behavior of Bitcoin in Comparison with Gold, Currency, and Stock Markets by Application of GJR-GARCH and TGARCH Models. *Financial Engineering and Securities*

Management, 10(40), 152-168. SID: https://sid.ir/paper/197625/ [In Persian]

Silvestrini, A. & Veredas, D. (2008). Temporal Aggregation of Univariate and Multivariate Time Series Models: A survey. *Economic working papers*, 685, Bank of Italy, Economic Research and International Relations Area.

Torki, L. , Esmaeli, N. and Haghparast, M. (2023). Comparison of GARCH Family Models in Estimating Value at Risk and Conditional Value at Risk on the Tehran Stock Exchange. *Quarterly Journal of Quantitative Economics (JQE)*, *19*(4), 43-78. [In Persian]

Wu, S. I. and Lu, R. P. (1993). Combining Artificial Neural Network and Statistics for Stock Market. *Forecasting*, 257-264.

فصلنامه‌ی اقتصاد مقداری (بررسی‌های اقتصادی سابق) زمستان ۱٤۰٤ ۲۲(٤) ۲٤۹-۲۱٦

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



اثر تعاملی هزینه‌های نظامی و درگیری مسلحانه بر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی با روش داده‌های پانل: مطالعه کشورهای منطقه منا

صاحبه محمدیان منصور*، ابوالقاسم گل‌خندان**

** استادیار، گروه اقتصاد، دانشکده‌ی مدیریت، اقتصاد و حسابداری، دانشگاه پیام‌نور، تهران، ایران. (نویسنده‌ی مسئول)*

*** دانش‌آموخته دکتری اقتصاد بخش عمومی، گروه اقتصاد، دانشکده‌ی اقتصاد و علوم اداری، دانشگاه لرستان، خرم‌آباد، ایران.*

اطلاعات مقاله

تاریخ دریافت: ۱۲ مهر ۱٤۰۲
تاریخ بازنگری: ۹ آذر ۱٤۰۲
تاریخ پذیرش: ۱٤ بهمن ۱٤۰۲

طبقه‌بندی JEL: C33, F21, H56, D74

واژگان کلیدی:
درگیری مسلحانه، هزینه‌های نظامی، اثر تعاملی، سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی، کشورهای منطقه منا.

ارتباط با نویسنده (گان) مسئول:

ایمیل:
Sahebemansour@pnu.ac.ir

0000-0002-6053-3293

آدرس پستی:
همدان، بهار، بلوار بسیج، یاس ۱، دانشگاه پیام‌نور، دانشکده مدیریت، اقتصاد و حسابداری، 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.

چکیده

امنیت شرط لازم برای جذب سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی (fdi) در یک کشور می‌باشد؛ حال آن‌که سطح درگیری بالا و بی‌ثباتی سیاسی از ویژگی‌های بارز بیشتر کشورهای منطقه منا می‌باشد. از این رو بسیاری از کشورهای این منطقه سعی می‌کنند تا با افزایش هزینه‌های نظامی، امنیت خود را ارتقاء دهند. حال سؤالی که در این پژوهش مطرح می‌شود آنست که تأثیر هزینه‌های نظامی بر fdi در کشورهای منطقه منا چگونه است و آیا کشورهای مستعد درگیری در این منطقه توانسته‌اند از طریق افزایش هزینه‌های نظامی به ارتقاء سطح امنیت و در نهایت جذب fdi کمک کنند؟ به این منظور از اطلاعات آماری ۱۲ کشور منطقه منا طی سال‌های ۲۰۲۱-۲۰۰۰ در قالب روش تجزیه‌وتحلیل داده‌های پانل و برآوردگر اثرات ثابت (FE) استفاده شده است. نتایج تجربی نشان می‌دهد که در غیاب درگیری مسلحانه (به‌عنوان شاخص معکوس امنیت)، اثر بار نظامی (سهم هزینه‌های نظامی از gdp) بر خالص ورودی fdi، منفی و معنی‌دار می‌باشد؛ اما اثر تعاملی بار نظامی و درگیری مسلحانه بر خالص ورودی fdi، مثبت می‌باشد که نشان می‌دهد در کشورهای مستعد درگیری، افزایش سهم هزینه‌های نظامی از gdp می‌تواند از طریق کاهش درگیری مسلحانه به جذب fdi کمک کند. استحکام نتایج به‌دست‌آمده با تفکیک کشورهای منطقه منا به دو دسته کشورهای مواجه با درگیری مسلحانه و کشورهای فاقد درگیری مسلحانه نیز تأیید شده است. بر این اساس، نتایج نشان می‌دهد اثر منفی بار نظامی بر خالص ورودی fdi در کشورهای مواجه با درگیری مسلحانه به‌مراتب کمتر از کشورهای فاقد درگیری مسلحانه می‌باشد. بر اساس سایر نتایج، رشد اقتصادی، تشکیل سرمایه ناخالص و درجه بازبودن تجاری، اثر مثبت و معنی‌دار و درگیری مسلحانه، اثر منفی و معنی‌دار بر خالص ورودی fdi در کشورهای مورد مطالعه داشته است.

ارجاع به مقاله:
محمدیان منصور.، صاحبه و گل‌خندان، ابوالقاسم. (۱۴۰۴). اثر تعاملی هزینه‌های نظامی و درگیری مسلحانه بر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی با روش داده‌های پانل: مطالعه کشورهای منطقه منا. *فصلنامه علمی- پژوهشی اقتصاد مقداری* (بررسی های اقتصادی سابق)، ۲۲ (۴)، ۲۴۹-۲۱۶.
10.22055/jqe.2019.26401.1899

© 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

اقتصاددانان، سرمایه را به‌عنوان نیروی محرکه رشد اقتصادی بیان می‌کنند و در این بین، سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی (fdi) به‌دلیل مزیت‌های عمده‌ای مانند انتقال تکنولوژی، ارتباط با بازارهای بین‌المللی و انتقال مهارت‌های مدیریتی، منبعی مناسب برای انباشت سرمایه و به‌دنبال آن ارتقای رشد اقتصادی است (Barzekar, A. & Jorjzade, 2019). بر این اساس شناسایی عوامل مؤثر بر جذب fdi از اهمیت بالایی برخوردار است؛ چرا که به سیاست‌گذاران اقتصادی کمک می‌کند که با تنظیم مناسب سیاست‌ها، شرایط مطلوبی را برای جذب بیشتر fdi فراهم نمایند (Mohseni, Mohammadi & Arbab, 2020).

یکی از عوامل مهم اثرگذار بر جذب fdi (بالاخص در کشورهای درحال‌توسعه)، امنیت و ثبات سیاسی است که به‌وسیله شاخص‌های گوناگونی اندازه‌گیری می‌شود. یکی از این شاخص‌ها، درگیری داخلی است که به اشکال مختلفی نظیر جنگ داخلی، کودتا، تروریسم، خشونت سیاسی و بی‌نظمی رخ می‌دهد (Farzanegan, Lessmann & Markwardt, 2018). در کشورهای درحال‌توسعه، نااطمینانی که در فضای بی‌ثباتی سیاسی و خشونت‌های غیرقاعده‌مند پدید می‌آید، موجب کاستن از سرمایه‌گذاری‌ها، عدم توانایی کشور در جذب موفق سرمایه‌های خارجی و فرار سرمایه می‌گردد (Nikpey Pesyan & Shahbazi, 2023).

یک واکنش سیاستی مشترک برای کاهش درگیری و ناآرامی در یک کشور و هم‌چنین کاهش سطح تهدیدات بین‌المللی، افزایش هزینه‌های نظامی است. این سیاست نه تنها به محافظت از دولت در برابر درگیری‌های داخلی و خارجی کمک می‌کند، بلکه منجر به سایر «نتایج جانبی»[1] اقتصادی و تجاری، مانند بازگشت اطمینان و امنیت به سرمایه‌گذاران می‌شود (Deger & Sen, 1983). در واقع اگر کشوری در وضعیت کنونی تحت تهدید نظامی قرار داشته باشد، افزایش هزینه‌های نظامی با هدف تثبیت اقتصاد به افزایش اعتماد سرمایه‌گذاران خارجی به چشم‌انداز بازگشت مطمئن سرمایه‌گذاری کمک می‌کند و منجر به ورود fdi به کشور می‌شود. با این حال بر اساس تئوری «ازدحام (جایگزینی)»[2]،

[1] Spin-Offs

[2] Crowding Out

سرمایه‌گذاری ناکافی در زیرساخت‌ها، سرمایه انسانی و تحقیق و توسعه برخی از عواملی هستند که fdi را در مواجه با افزایش هزینه‌های نظامی باز می‌دارند. علاوه بر این افزایش هزینه‌های نظامی به‌عنوان یک سیگنال پیش‌گیرانه به سرمایه‌گذاران این هشدار را می‌دهد که به‌دلیل احتمال درگیری در کشور، سرمایه‌گذاری را متوقف کنند. بنابراین، بر اساس تحلیل هزینه-فایده اگر هزینه‌های ناشی از افزایش هزینه‌های نظامی بیشتر از بازده آن (تأمین امنیت داخلی و خارجی) باشد، هزینه‌های نظامی از نظر اقتصادی غیرمنطقی خواهد بود (Aziz & Khalid, 2017). بر این اساس می‌توان گفت که تأثیر هزینه‌های نظامی بر fdi یک تابع غیرخطی از درگیری‌ها است و در صورت وجود درگیرهای به اندازه گسترده، افزایش هزینه‌های نظامی می‌تواند به جذب fdi کمک کند. این در حالیست که هزینه‌های نظامی در صورت فقدان درگیری، جذب fdi را کاهش می‌دهد.

بر اساس توضیحات فوق، هدف اصلی این مقاله بررسی اثر تعاملی درگیری مسلحانه و هزینه‌های نظامی بر خالص fdi در کشورهای منطقه منا (خاورمیانه و شمال آفریقا) طی سال‌های ۲۰۲۱-۲۰۰۰ می‌باشد. دلیل انتخاب کشورهای منطقه منا آنست که الف. تاکنون پژوهشی در حوزه ادبیات صلح و درگیری این کشورها انجام نشده تا بررسی شود که آیا fdi در این کشورها متأثر از درگیری‌های مسلحانه و هزینه‌های نظامی و هم‌چنین اثر تعاملی آن‌ها می‌باشد یا نه؟ ب. میزان وقوع درگیری‌های مسلحانه در برخی از کشورهای این منطقه در سطح قابل‌توجهی است.[۳] به‌عنوان نمونه، بر اساس گزارشات مجموعه داده‌های درگیری مسلحانه UCDP/PRIO (برنامه داده‌های درگیری اوپسالا/مؤسسه تحقیقات صلح اسلو)[۴] طی مورد بررسی تحقیق (۲۰۲۱-۲۰۰۰)، کشور ترکیه در تمام سال‌ها (۲۲ سال)، کشور الجزایر

[۳] موقعیت استراتژیک و هم‌چنین وجود ذخایر عظیم انرژي در منطقه خاورمیانه، همواره دلیل اصلي بي‌ثباتي در این منطقه بوده و بسترهای ژئوپلیتیکی مناسبی را برای دخالت ابرقدرت‌ها فراهم ساخته است تا از طریق ایجاد ناامنی و بی‌ثباتی در این منطقه، زمینه را برای تأمین منافع خود از جمله فروش سلاح و تجهیزات نظامی و دسترسی به منابع نفتی و غیرنفتی ایجاد کنند. ناآرامی‌ها و تظاهرات گسترده در منطقه خاورمیانه و شمال آفریقا (MENA) نیز از زمان «جنبش سبز ایران» در سال ۲۰۰۹ و بهار عربی در سال‌های ۲۰۱۲-۲۰۱۰ تشدید شده است. این قیام‌ها به بی‌ثباتی سیاسی قابل‌توجهی در برخی از کشورهای عربی منجر شد. به‌طور خاص، کشورهای تونس، مصر، لیبی و یمن و سوریه همگی تغییر رژیم را تجربه کردند (AlShammari, Willoughby & Behbehani, 2023).

[4] Uppsala Conflict Data Program/ Peace Research Institute Oslo

در ۲۰ سال، کشور عراق در ۱۹ سال و کشور ایران در ۱۸ سال با درگیری مسلحانه مواجه بوده است. متوسط خالص ورودی fdi (به‌صورت درصدی از gdp) برای این کشورها طی دوره مورد بررسی ۰/۷۷ درصد بوده است؛ که از متوسط آن برای کل کشورهای منطقه منا که حدود ۲/۷۵ درصد می‌باشد، بسیار کم‌تر می‌باشد. هم‌چنین، میزان نظامی‌سازی بیشتر کشورهای منطقه منا مقدار قابل‌توجهی است. بر اساس شاخص جهانی نظامی‌سازی[5] (GMI)در سال ۲۰۲۲، که توسط «مرکز بین‌المللی گفت‌وگو بن»[6] (BICC) ارائه می‌شود، کشورهای عمان، بحرین، عربستان، کویت و اردن به‌ترتیب در رتبه‌های سوم، چهارم، ششم، نهم و دهم جهان قرار گرفته‌اند. هم‌چنین، بر اساس گزارشات BICC، منطقه منا در بین مناطق مختلف جهان دارای بیشترین سطح نظامی‌سازی طی سال‌های ۲۰۲۱-۲۰۰۰ بوده است. از طرفی، میزان جذب fdi در این کشورها علی‌رغم برخورداری از جمعیت زیاد و بازار بزرگ، منابع انرژی فراوان و موقعیت ویژه جغرافیایی که اهمیت زیادی برای سرمایه‌گذاران خارجی دارد، بسیار اندک بوده است. ج. قسمت عمده‌ای از منابع طبیعی و انرژی جهان در این منطقه واقع شده است و رابطه بین وفور منابع طبیعی و درگیری به‌عنوان یک حقیقت آشکارشده در علوم سیاسی و اقتصاد در نظر گرفته می‌شود (Elbadawi & Soto, 2015).

ادامه مطالعه حاضر در بخش‌های ادبیات موضوع و پیشینه تحقیق؛ تصریح مدل و روش تحقیق؛ تجزیه‌وتحلیل یافته‌ها و جمع‌بندی و نتیجه‌گیری سازماندهی شده است.

۲- ادبیات موضوع و پیشینه تحقیق

۲-۱- مبانی نظری

به‌طور کلی در زمینه تأثیر هزینه‌های نظامی بر fdi دو دیدگاه متناقض و غیرهم‌سو وجود دارد. دیدگاه نخست معتقد است که هزینه‌های نظامی بالاتر با جریان‌های fdi بیشتر، مرتبط است. در این راستا استدلال می‌شود که هر چه توانایی‌های نظامی یک کشور بالاتر باشد، آن کشور قادر خواهد بود با ایجاد امنیت بیشتر، سرمایه‌های خصوصی بیشتری را جذب کند که نوعی حمایت ژئواکونومیک نیز می‌باشد (Norrlof, 2010). افزایش

[5] Global Militarization Index (GMI)

[6] Bonn International Center for Conversation (BICC)

هزینه‌های نظامی در جهت تثبیت اقتصاد در کشورهای مواجه با تهدیدات نظامی و مستعد درگیری، به افزایش اعتماد سرمایه‌گذاران خارجی به چشم‌انداز بازگشت مطمئن سرمایه‌گذاری کمک می‌کند و منجر به ورود fdi به کشور می‌شود (Aziz & Khalid, 2017). علاوه بر این، هزینه‌های نظامی می‌تواند با کنترل سطح فساد در کشورهای دارای فساد بالا، fdi بیشتری را جذب کند (Hite-Rubin, 2015). در واقع در این دیدگاه، انباشت قدرت از مؤلفه‌های اصلی امنیت است که این مقوله در قالب هزینه‌های نظامی بالاتر نمایان می‌گردد (Thakur, 2021).

لی (۲۰۱۷) در مطالعه خود به مدل‌سازی ساده دیدگاه فوق با استفاده از تابع تولید کاب-داگلاس پرداخته است (Lee, 2017). بر این اساس، هدف شرکت‌های چندملیتی به حداکثر رساندن سود (π) است. بنابراین fdi توسط شرکت‌های چندملیتی بر اساس بهره‌وری و هزینه‌های مربوط به سرمایه (k) صورت می‌گیرد. بهره‌وری سرمایه برای شرکت i (Ak_i^{α}) به‌طور مثبت تحت تأثیر سرمایه‌گذاری ایمن شرکت i است. بر اساس مدل AK، تابع سود یک شرکت را می‌توان به‌صورت زیر نوشت:

$$\pi_i = Ak_i^{\alpha} - rk_i \;\; ; \;\; A, \alpha > 0 \qquad (۱)$$

در رابطه فوق، r هزینه سرمایه است. اگر ریسک سیاسی ناشی از درگیری مسلحانه را با τ نشان دهیم، می‌توانیم رابطه فوق را با درنظر گرفتن عبارت ریسک $(1-\tau)$ به‌صورت زیر بازنویسی کنیم:

$$\pi_i = A(1-\tau)k_i^{\alpha} - rk_i \;\; ; \;\; 0 \leq \tau \leq 1 \qquad (۲)$$

بهره‌وری سرمایه را می‌توان با نوآوری تکنولوژیکی (A) و یا با کاهش ریسک سیاسی افزایش داد. کنترل ریسک سیاسی از طریق هزینه‌های نظامی، بازده سرمایه‌گذار را افزایش می‌دهد. بنابراین، سود شرکت‌های چندملیتی در کشورهای مستعد درگیری، به نرخ τ بستگی دارد. اگر τ به‌دلیل درگیری مسلحانه، مثبت باشد، بازده fdi کاهش می‌یابد که حتی ممکن است در صورت بزرگ‌بودن مقدار آن شرکت‌های چندملیتی را از سرمایه‌گذاری در یک کشور مستعد درگیری منصرف کند. با این حال، اگر افزایش مخارج نظامی بتواند τ را به اندازه کافی کاهش دهد تا اثر خالص بر جذب fdi مثبت باشد، سود شرکت‌های

چندملیتی، مثبت خواهد بود و جریان fdi در یک منطقه مستعد درگیری افزایش خواهد یافت. تأثیر افزایش هزینه‌های نظامی را می‌توان در یک منطقه مستعد درگیری به‌صورت رابطه زیر نشان داد:

$$\pi_i = A(1 + (\theta - \tau))k_i{}^{\alpha} - rk_i \;\; ; \;\; \theta > 0 \qquad (۳)$$

در رابطه فوق، θ جزء امنیتی تاشی از هزینه‌های نظامی است که اثر τ را کاهش می‌دهد. افزایش θ می‌تواند خطر امنیتی ناشی از درگیری نظامی را کاهش دهد؛ بنابراین MNEها (شرکت‌های چندملیتی) را تشویق به ارسال fdi و بهره‌برداری از مزایای سایر منابع اقتصادی در یک منطقه مستعد درگیری می‌کند (Aziz & Khalid, 2017).

از سوی دیگر، ادبیاتی وجود دارد که نشان می‌دهد هزینه‌های نظامی بالا با سطوح پایین‌تر fdi مرتبط است (دیدگاه دوم). یک استدلال برجسته برای این ایده آنست که هزینه‌های نظامی بالا با آشکار کردن یک محیط تجاری کمتر دوستانه برای سرمایه‌گذاران، منجر به برون‌رانی fdi می‌شوند (Acemoğlu & Robinson, 2012). تئوری ازدحام (برون‌رانی)[۷] توسط مطالعات دیگری نیز مورد حمایت قرار گرفته است؛ از جمله درزنر و هیت-روبین (۲۰۱۶) که دریافتند هزینه‌های نظامی از طریق اثر ازدحام از جذب fdi جلوگیری می‌کند (Drezner & Hite-Rubin, 2016). با جای‌گزینی هزینه‌های نظامی به‌جای منابع عمومی کمیاب که می‌توانست برای توسعه زیرساخت‌های فیزیکی و اجتماعی حیاتی استفاده شود، جریان ورودی fdi کاهش می‌یابد. در واقع، هزینه‌های نظامی بیشتر، سرمایه‌گذاری‌های مولد در زیرساخت‌ها و سایر بخش‌های اقتصاد داخلی را کاهش می‌دهد و سرمایه‌گذاران خارجی را از سرمایه‌گذاری منصرف می‌کند. علاوه بر این، اگر کشورها (بالاخص کشورهای فاقد درگیری)، هزینه‌های زیادی را صرف امور نظامی کنند، بعید نیست که در آینده این کشورها برای حفظ سطح هزینه‌های نظامی خود، مالیات یا هر محدودیت پولی دیگری را برای سرمایه‌گذاران خارجی و داخلی اعمال کنند. این موضوع نیز ممکن است منجر به خروج fdi از کشورهای با هزینه‌های نظامی بالا شود (Aziz & Khalid, 2017).

با ترکیب دو دیدگاه فوق، دیدگاه سومی نیز شکل گرفته است که تأثیر هزینه‌های نظامی (mil) بر fdi را تابعی غیرخطی از سطح درگیری (conflict) معرفی می‌کند. بر این

[۷] به‌منظور آشنایی با تعریف تئوری ازدحام به مطالعه Ünsal (۲۰۲۰) رجوع کنید.

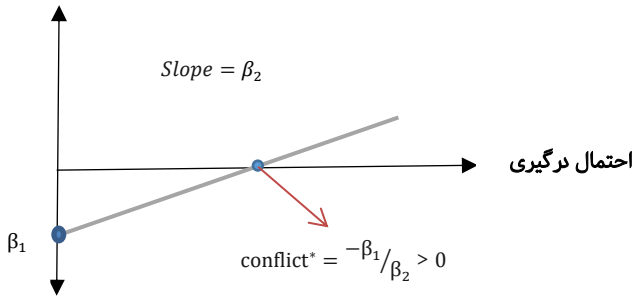
اساس، هزینه‌های نظامی در صورت عدم وجود درگیری، کاهنده fdi است؛ درحالی‌که در حضور درگیری، اثر منفی هزینه‌های نظامی بر fdi کاهش و حتی در صورت وجود درگیری‌های به اندازه کافی بزرگ، fdi را افزایش می‌دهد. بر اساس می‌توان نوشت:

$$\frac{\partial fdi}{\partial mil} = \beta_1 + \beta_2 conflict;\ \beta_1 < 0, \beta_2 > 0 \qquad (۴)$$

در رابطه فوق $\frac{\partial \text{fdi}}{\partial \text{mil}}$ اثر نهایی (خالص) هزینه‌های نظامی بر fdi است. اگر متغیر درگیری را به‌صورت یک متغیر مجازی (صفر و یک) در نظر بگیریم، احتمال وقوع آن در یک مجموعه داده پانل بین دو عدد صفر و یک و برابر با میانگین متغیر مجازی در کل پانل می‌باشد. بر این اساس در صورت عدم وقوع درگیری در کل مجموعه ($\text{conflict} = 0$)، اثر نهایی هزینه‌های نظامی بر fdi معادل $\beta_1 < 0$ است؛ اما با افزایش احتمال وقوع درگیری ($\text{conflict} > 0$)، اثر منفی نهایی هزینه‌های نظامی بر fdi کاهش و در صورت وقوع درگیری در کل مجموعه (احتمال یک) ($\text{conflict} = 1$) این اثر منفی به حداقل خود می‌رسد. حتی می‌توان انتظار داشت که در صورت بزرگ‌تر بودن اندازه اثر تعاملی مثبت هزینه‌های نظامی و درگیری (β_2) از اندازه اثر منفی مستقیم هزینه‌های نظامی (β_2)، اثر نهایی هزینه‌های نظامی بر fdi مثبت نیز گردد. اما در صورت کوچک‌تر بودن اندازه اثر تعاملی مثبت هزینه‌های نظامی و درگیری (β_2) از اندازه اثر منفی مستقیم هزینه‌های نظامی (β_2)، اثر نهایی هزینه‌های نظامی بر fdi همواره منفی است و فقط با افزایش احتمال درگیری، از شدت اثرگذاری منفی آن کاسته می‌شود.

در **نمودار ۱** اثر فرضی هزینه‌های نظامی بر fdi با توجه به سطح (احتمال) درگیری در دو حالت محتمل نشان داده شده است.

اثر نهایی هزینه‌های نظامی بر fdi



نمودار ۱. اثر فرضی هزینه‌های نظامی بر fdi با توجه به احتمال درگیری
مأخذ: (Aziz & Khalid, 2017) و نتایج تحقیق

Figure 1. The hypothesized effect of military spending on FDI according to the probability of conflict
Sourse: (Aziz & Khalid, 2017) and Research results

۲-۲- پیشینه تحقیق

در این بخش، مطالعات داخلی و خارجی نزدیک به موضوع تحقیق به‌ترتیب مورد بررسی قرار می‌گیرند:

خطابی و همکاران (۱۳۹٦) در پژوهشی به بررسی عوامل مؤثر بر جذب fdi در کشورهای منطقه منا شامل ۱۱ کشور منتخب پرداخته‌اند. بدین منظور از روش حداقل مربعات دومرحله‌ای در داده‌های تلفیقی و داده‌های دوره زمانی ۲۰۱٤-۲۰۰۲ استفاده شده است. براساس نتایج، نرخ رشد اقتصادی، نرخ تورم و بازبودن تجاری تأثیر مثبت و شاخص حکمرانی خوب تأثیر منفی بر fdi داشته است. هم‌چنین، کشورهایی که دارای نظام ارزی ثابت هستند، سهم بیشتری از fdi را به خود تخصیص می‌دهند (Khatabi, Komijani, Mohamadi & MemarneJad, 2017).

محسنی و همکاران (۱۳۹۹) به بررسی تأثیر ثبات سیاسی (عدم وجود خشونت) بر جذب fdi با توجه به اندازه اقتصاد، با استفاده از رهیافت PVAR طی دوره ۲۰۱۸-۱۹۹۶ پرداخته‌اند. بر اساس نتایج تحقیق، در اقتصادهای توسعه‌یافته، متغیرهای ثبات سیاسی و اندازه اقتصاد هم به‌صورت جداگانه و هم به‌صورت توأمان بر جذب fdi اثر دارند. در این گروه از کشورها، ثبات سیاسی تأثیر کمتری بر جذب fdi خواهد داشت و با افزایش اندازه اقتصاد نیز تأثیر ثبات سیاسی بر جذب fdi به مراتب بیشتر هم کاهش می‌یابد. اما در اقتصادهای درحال‌توسعه متغیرهای ثبات سیاسی و اندازه اقتصاد به تنهایی دارای اثری معنی دار بر جذب fdi نمی‌باشند، در حالی که اثر تعاملی این دو متغیر به‌صورت هم‌زمان، دارای تأثیر معنی‌دار و قابل‌توجهی بر جذب fdi می‌باشد و افزایش اندازه اقتصاد از اثر ثبات سیاسی بر fdi می‌کاهد (Mohseni, Mohammadi & Arbab, 2020).

نیکدل و همکاران (۱۴۰۰) در مطالعه‌ای با استفاده از داده‌های ۶۶ کشور و روش اقتصادسنجی فضایی در بازه زمانی ۲۰۱۶-۱۹۹۰ به مطالعه تأثیر امنیت سیاسی بر جذب fdi پرداخته‌اند. نتایج حاصل با استفاده از مدل دوربین فضایی نشان می‌دهد تولید ناخالص داخلی، درجه باز بودن اقتصادی و ثبات دولت‌ها اثر مثبت و معنی‌دار و نرخ ارز و تورم اثر منفی و معنی‌دار بر جذب fdi داشته‌اند. هم‌چنین، اثر سرریز نرخ ارز، منفی و معنی‌دار و اثرات سرریز درجه باز بودن اقتصادی و ثبات دولت‌ها نیز مثبت و معنی‌دار بوده‌اند. نتایج حاصل از مطالعه بیان‌گر آن است که برقراری امنیت سیاسی عاملی مهم در جذب fdi بوده و کشورها می‌توانند با برقراری امنیت سیاسی، موفقیت بیشتری در جذب سرمایه‌های خارجی داشته باشند (Nikdel, Shirafkan & Jalili, 2021).

نیک‌پی پسیان و همکاران (۱۴۰۱) تأثیر آسیب‌پذیری ساختاری اقتصادی را بر جذب fdi در کشورهای منطقه منا طی بازه زمانی ۲۰۱۸-۲۰۰۵ و با رویکرد گشتاورهای تعمیم‌یافته[8] (GMM) بررسی کرده‌اند. نتایج تحقیق حاکی از آنست که مطابق با انتظارات تئوریکی، شاخص آسیب‌پذیری ساختاری اقتصادی، تأثیر منفی و معنی‌داری بر جذب fdi دارد. از سایر نتایج تحقیق این‌که، متغیرهای لگاریتم تولید ناخالص داخلی، شاخص ثبات سیاسی و

[8] Generalized method of moments (GMM)

شاخص حقوق مالکیت، تأثیر مثبت و معنی‌دار بر جریان ورودی fdi دارند (Nikpey Pesyan, Hekmati Farid, Mohammadzadeh, Nezaie, 2022).

نیک‌پی پسیان و شهبازی (۱۴۰۲) به بررسی رابطه بین تروریسم و جریان fdi در ۱۵ کشور خاورمیانه با استفاده از روش اقتصادسنجی فضایی طی بازه زمانی ۲۰۰۸-۲۰۱۹ و با به‌کارگیری الگوی خودهمبسته فضایی[9] (SAC) پرداخته‌اند. با عنایت به نتایج تحقیق، متغیرهای درجه باز بودن تجاری و دموکراسی دارای تأثیر مثبت و معنی‌داری بر جذب fdi می‌باشند؛ درحالی‌که متغیرهای شاخص بی‌ثباتی سیاسی، حقوق مالکیت و نرخ تورم تأثیر منفی و معنی‌داری بر جذب fdi کشورهای مورد مطالعه دارند که از این بین تعداد حملات تروریستی بیشترین تأثیر منفی را در جذب fdi دارد (Nikpey Pesyan & Shahbazi, 2023).

لی (۲۰۱۷) در مطالعه‌ای به‌دنبال یافتن پاسخی برای این پرسش است که آیا درگیری مسلحانه، fdi را در بخش نفت کاهش می‌دهد؟ به این منظور از داده‌های آماری ۵۰ کشور جهان طی سال‌های ۲۰۰۶-۱۹۸۰ و روش تجزیه و تحلیل داده‌های پانل استفاده شده است. نشان برآوردها با استفاده از روش اثرات ثابت[10] (FE) نشان می‌دهد که درگیری‌های مسلحانه (درون دولتی و بین‌دولتی) باعث کاهش fdi در بخش نفت می شود. با این حال، نتایج نشان می‌دهد که تأثیر درگیری‌های مسلحانه بر fdi در بخش نفت بسته به قیمت نفت متفاوت است. مطابق با برآوردهای انجام‌شده، اثر تعاملی درگیرهای مسلحانه و قیمت نفت، مثبت و معنی‌دار است که نشان می‌دهد سرمایه‌گذاران با افزایش قیمت نفت حتی در صورت وجود انواع درگیری‌های مسلحانه، سطح سرمایه‌گذاری خود را کاهش نمی‌دهند (Lee, 2017).

کورسیچ و کوکوتویچ (۲۰۱۷) تأثیر ثبات سیاسی را بر fdi در نمونه‌ای شامل سه گروه، با استفاده از دو روش خودرگرسیون برداری[11] (VAR) و خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی[12] (ARDL) طی سال‌های ۲۰۱۴-۱۹۹۶ بررسی کرده‌اند. گروه اول شامل ۱۱ اقتصاد بسیار کوچک

[9] Space Autocorrelation (SAC)

[10] Fixed Effect (FE)

[11] Vector AutoRegressive (VAR)

[12] AutoRegressive Distributed Lag (ARDL)

و گروه دوم شامل پنج اقتصاد توسعه‌یافته و با ثبات از نظر سیاسی که داری خالص ورودی fdi قابل‌توجه هستند، می‌باشند. گروه سوم نیز شامل اقتصادهایی است که مستعد خشونت سیاسی هستند یا هدف حملات تروریستی قرار گرفته‌اند. نتایج نشان می‌دهد که ثبات سیاسی، fdi را هم در کوتاه‌مدت و هم در بلندمدت برای اقتصادهای کوچک (گروه اول) افزایش می‌دهد. این در حالیست که شواهد محدودی از ارتباط ثبات سیاسی با افزایش fdi در کوتاه‌مدت برای گروه‌های دوم و سوم به‌دست آمده است. هم‌چنین، شواهد تجربی نشان می‌دهد که از نظر ارتباط ثبات سیاسی و جریان fdi ورودی، تفاوت معنی‌داری بین اقتصادهای توسعه‌یافته‌تر که از ثبات سیاسی بالاتری در مقایسه با اقتصادهایی که گاه‌به‌گاه یا حتی مکرر با خشونت‌های سیاسی و یا تروریسم مواجه می‌شوند، وجود ندارد. به‌عبارتی دیگر فرضیه اصلی لوکاس، مبنی‌بر این‌که جریان fdi به‌سمت کشورهایی است که از نظر سیاسی باثبات‌تر هستند، مورد حمایت تجربی قرار نمی‌گیرد (Kurecic & Kokotovic, 2017).

عزیز و خالد (۲۰۱۷) رابطه بین درگیری مسلحانه، مخارج نظامی و fdi را در ۶۰ کشور درحال‌توسعه طی سال‌های ۲۰۱۳-۱۹۹۰ مورد بررسی تجربی قرار داده‌اند. به این منظور از برآوردگر «رگرسیون طیف باند و تبدیل موجک گسسته با حداکثر هم‌پوشانی»[13] استفاده شده است. نتایج نشان می‌دهد که هزینه‌های نظامی در غیاب درگیری مسلحانه، fdi را کاهش می‌دهد. با این حال، اثر منفی افزایش هزینه‌های نظامی بر fdi، در حضور درگیری‌های مسلحانه، کاهش می‌یابد. علاوه بر این نتایج نشان می‌دهد که اثر مخارج نظامی بر fdi به زمان حساس است، به این‌صورت که زمان می‌برد تا هزینه‌های نظامی بر جریان ورودی fdi تأثیر بگذارد. هم‌چنین، پاسخ fdi به افزایش مخارج نظامی برای کشوری که با درگیری مسلحانه بالاتری مواجه است، بیشتر از کشوری است که درگیری مسلحانه کمتری دارد. یافته‌های به‌دست‌آمده در مورد درگیری کلی، درگیری داخلی و تجزیه و تحلیل نمونه فرعی با آستانه‌های مختلف درگیری مسلحانه قوی هستند (Aziz & Khalid, 2017).

موخوپادهای و داس (۲۰۱۸) در مطالعه‌ای تأثیر مخارج نظامی را بر جریان fdi در ۱۵ اقتصاد نوظهور طی سال‌های ۲۰۰۲ تا ۲۰۱۵ بررسی کرده‌اند. در این مطالعه نویسندگان

[13] Band spectrum regression estimator, and the maximal overlap discrete wavelet transform

هر دو روش داده‌های پانل ایستا و پویا را همراه با سایر متغیرهای کلان اقتصادی مرتبط برای این بررسی به‌کار برده‌اند. آن‌ها از تجزیه و تحلیل خود دریافتند که تأثیر هزینه‌های نظامی از نظر آماری بر جریان fdi، منفی و معنی‌دار است. هم‌چنین مخارج نظامی تأثیر منفی قابل‌توجهی بر جریان fdi در کشورهای بریکس دارد (Mukhopadhyay & Das, 2018).

عبدل-لطیف (۲۰۱۹) در مطالعه‌ای تحت عنوان «واکنش fdi به شوک‌های سیاسی: بهار عربی چه چیزی می‌تواند به ما بگوید؟» به بررسی واکنش سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی به کیفیت سیاسی در ۱۴۶ کشور جهان طی سال‌های ۲۰۱۵-۱۹۸۹ و با استفاده از مدل پانل VAR پرداخته است. یافته‌های تجربی نشان می‌دهند که شوک مثبت به کیفیت سیاسی، جریان fdi را افزایش می‌دهد که نشان‌گر اهمیت کیفیت سیاسی در تعیین جریان fdi است. علاوه بر این، نتایج برآوردگر تفاضل در تفاضل[14] (DiD) برای یک نمونه فرعی از نوزده کشور منطقه MENA نشان می‌دهد که بهار عربی منجر به کاهش جریان fdi به این منطقه شده است (Abdel-Latif, 2019).

تاکور (۲۰۲۱)، در مطالعه‌ای اثر مخارج نظامی دولت را بر fdi در کنار متغیرهای کنترل نابرابری درآمد، نرخ‌های مالیات، تولید ناخالص داخلی سرانه، ثبات سیاسی و فساد در ۱۲۳ کشور جهان در سال ۲۰۱۹ بررسی کرده است. نتایج این مطالعه با استفاده از یک مدل رگرسیون مقطعی چندمتغیره لگاریتمی نشان می‌دهد که یک‌درصد افزایش در هزینه‌های نظامی دولت، fdi را حدود ۰/۴۸ درصد افزایش می‌دهد. بر این اساس کشورها می‌توانند به‌منظور تشویق افزایش fdi، افزایش هزینه‌های نظامی را در نظر بگیرند و هم‌چنین برعکس، به‌منظور مشروعیت بخشیدن به سیاست‌های افزایش هزینه‌های نظامی برای شهروندان، سیاست‌مداران می‌توانند به افزایش سطح fdi به‌عنوان محصول جانبی مثبت اشاره کنند (Thakur, 2021).

افیونگ و همکاران (۲۰۲۲) تأثیر مخارج نظامی را بر fdi در کشور نیجریه طی سال ۲۰۲۰-۱۹۷۰ بررسی کرده‌اند. نتایج آزمون همگرایی باند نشان می‌دهد که یک رابطه بلندمدت بین مخارج نظامی و fdi ورودی در دوره تحلیل وجود دارد. نتایج برآورد رابطه کوتاه‌مدت با

[14] Differences-in-Differences (DiD)

استفاده از مدل تصحیح خطا[15] (ECM) نشان می‌دهد که افزایش هزینه‌های نظامی تأثیر منفی اما بی‌معنی بر fdi دارد، اما وقفه آن وزن مثبت و قابل‌توجهی ایجاد می‌کند. مشابه نتیجه کوتاه‌مدت، نتیجه برآورد رابطه بلندمدت با استفاده از مدل خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی[16] (ARDL) نشان می‌دهد که هزینه‌های نظامی تأثیر منفی و معنی‌داری بر fdi داشته است. نتایج رگرسیون آستانه نیز سطح آستانه هزینه‌های نظامی که برای fdi ورودی پایدار نیاز است، ۷/۷۵ درصد برآورد نموده است (Effiong, Okijie & Udonwa, 2022).

کنتور و همکاران (۲۰۲۳) در مطالعه‌ای تحت عنوان «هزینه پنهان یکپارچگی اقتصادی جهانی» به‌دنبال پاسخ به این پرسش هستند که چگونه fdi، هزینه‌های نظامی را هدایت می‌کند؟ به این منظور نخست با اتخاذ یک چارچوب شبکه اجتماعی، شبکه جهانی fdi بین سال‌های ۲۰۰۱ تا ۲۰۱۷ ساخته و امتیازهای مرکزیت خارج از درجه بر اساس موقعیت ساختاری هر کشور در این شبکه استخراج شده است. در مرحله بعد، مدل‌های اثرات ثابت دوطرفه برای یک نمونه جهانی از ۱۸۸۰ مشاهدات در ۱۲۹ کشور جهان طی این بازه زمانی برآورد شده است تا رابطه بین مرکزیت fdi و هزینه‌های نظامی ارزیابی و تحلیل شود. نتایج این مطالعه نشان می‌دهد که درجه مرکزی در شبکه جهانی fdi، تأثیر مثبتی بر هزینه‌های نظامی داشته است. با این حال، به نظر نمی‌رسد که هزینه‌های نظامی موجب افزایش fdi شود (Kentor, Clarc & Jorgenson, 2023).

مرور مطالعات تجربی داخلی و خارجی در زمینه موضوع تحقیق نشان می‌دهد که در بین مطالعات تجربی داخلی اگرچه اثر شاخص‌های بی‌ثباتی سیاسی (مانند خشونت سیاسی و تروریسم) بر fdi مورد بررسی تجربی قرار گرفته؛ اما در هیچ مطالعه‌ای اثر هزینه‌های نظامی و اثر تعاملی این هزینه‌ها و بی‌ثباتی سیاسی بر fdi موضوع پژوهش نبوده است. مطالعات خارجی انجام‌شده نیز در زمینه اثر تعاملی هزینه‌های نظامی و بی‌ثباتی سیاسی بر fdi (به‌عنوان موضوع اصلی این پژوهش)، بسیار محدود بوده و این موضوع تنها در مطالعه تجربی عزیز و خالد (۲۰۱۷) برای گروه گسترده‌ای از کشورهای درحال توسعه بررسی شده است. بر این اساس لزوم انجام مطالعات تجربی بیشتری در این زمینه برای مناطق و گروه کشورهای مختلف با استفاده از ابزارهای گوناگون آماری و اقتصادسنجی

[15] Error Correction Model (ECM)

[16] AutoRegressive Distributed Lag (ARDL)

معتبر حس می‌شود. از طرفی همان‌طور که در بخش مقدمه به آن اشاره شد، انجام پژوهش در این زمینه برای کشورهای منطقه منا با توجه به سطح بالای وقوع درگیری مسلحانه و نظامی‌سازی در بیشتر کشورهای این منطقه و همچنین میزان اندک جذب fdi در این کشورها علی‌رغم برخورداری از جمعیت زیاد و بازار بزرگ، منابع انرژی فراوان و موقعیت ویژه جغرافیایی، از اهمیت خاصی برخوردار است.

۳- تصریح مدل و روش تحقیق

۳-۱- تصریح مدل تحقیق

مدل این پژوهش با اندکی تغییرات برگرفته از مطالعه تجربی عزیز و خالد (۲۰۱۷) و به‌صورت زیر می‌باشد:

$$\left(\frac{fdi}{gdp}\right)_{it} = \beta_{i0} + \beta_1\left(\frac{mil}{gdp}\right)_{it} + \beta_2\left[\left(\frac{mil}{gdp}\right)_{it} \times conflict_{it}\right] + \beta_3 conflict_{it} + \beta_4(gdp\ growth)_{it} + \beta_5\left(\frac{capital}{gdp}\right)_{it} + \beta_6\left(\frac{trade}{gdp}\right)_{it} + \epsilon_{it} \quad (۵)$$

در رابطه فوق متغیرها به‌صورت زیر تعریف شده‌اند:

fdi/gdp: خالص سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی ورودی به‌صورت درصدی از gdp (متغیر وابسته مدل). منبع داده‌های این متغیر وب‌سایت شاخص‌های توسعه جهانی (WDI) متعلق به بانک جهانی است.

conflict: متغیر مجازی درگیری مسلحانه. این متغیر برای سال‌هایی که یک کشور با درگیری مسلحانه مواجه بوده است، عدد یک و برای بقیه سال‌ها عدد صفر را می‌پذیرد. یکی از مهم‌ترین منابع ارائه‌دهنده سال‌های درگیری مسلحانه، «برنامه داده‌های درگیری اوپسالا/مؤسسه تحقیقات صلح اسلو» (UCDP/PRIO) است. بر اساس تعریف این منبع، درگیری مسلحانه یک ناسازگاری مورد مناقشه است که مربوط به دولت و/یا سرزمینی است که در آن استفاده از نیروی‌مسلح بین دو طرف که حداقل یکی از آن‌ها دولت یک‌کشور است، منجر به حداقل ۲۵ مرگ مرتبط با نبرد در یک سال تقویمی می‌شود». بر این اساس، درگیری مسلحانه شامل آن دسته از خشونت‌های داخلی می‌شود که منجر به حداقل ۲۵ مورد مرگ ناشی از درگیری در یک سال مشخص شود. شدت درگیری‌های مسلحانه در

مجموعه داده‌های درگیری مسلحانه UCDP/PRIO در دو دسته کدگذاری شده است: جزئی (بین ۲۵ تا ۹۹۹ مرگ مربوط به درگیری در یک سال معین) و شدید (حداقل ۱۰۰۰ مرگ مربوط به درگیری در یک سال معین) (Themnér & Wallensteen, 2012). این تعریف از درگیری انواع خشونت‌های سازمان‌یافته که مستقیماً دولت را درگیر نمی‌کند (مانند درگیری بین گروه‌های روستایی یا جنایات مربوط به تجارت مواد مخدر و خشونت‌های قومی)، در بر نمی‌گیرد (Elbadawi & Soto, 2015).

نوع درگیری در مجموعه داده‌های درگیری مسلحانه UCDP/PRIO به ۴ دسته تقسیم می‌شود که در **جدول ۱** نشان داده شده‌اند.

جدول ۱. انواع درگیری مسلحانه
مأخذ: (UCDP/PRIO , 2022)

Table 1. Types of armed conflict
Source: (UCDP/PRIO, 2022)

نوع درگیری	نام	تعریف
(۱)	درگیری فراسیستمی (Extra-systemic)	درگیری بین دولت و یک گروه غیردولتی در خارج از قلمرو خود.
(۲)	درگیری بین‌دولتی (Interstate)	درگیری بین دو یا چند دولت (در این مورد اگر حداقل ۱۰۰۰ مرگ مربوط به درگیری در یک سال معین ثبت گردد، به آن جنگ خارجی نیز می‌گویند)
(۳)	درگیری درون‌دولتی (Intrastate)	درگیری بین یک دولت و یک حزب غیر دولتی، بدون دخالت سایر کشورها (در این مورد اگر حداقل ۱۰۰۰ مرگ مربوط به درگیری در یک سال معین ثبت گردد، به آن جنگ داخلی نیز می‌گویند)
(۴)	درگیری درون‌دولتی با دخالت خارجی/ بین‌المللی‌شده (Internationalized)	درگیری بین یک دولت و یک حزب غیردولتی که در آن طرف دولتی، طرف مقابل یا هر دو طرف، از سایر دولت‌هایی که فعالانه در درگیری شرکت می‌کنند، پشتیبانی نظامی دریافت می‌کنند.

mil/gdp: نسبت هزینه‌های نظامی به تولید ناخالص داخلی (بر حسب درصد)؛ به‌عنوان شاخص اندازه‌گیری بار نظامی. منبع داده‌های این متغیر، مؤسسه بین‌المللی تحقیقات صلح استکهلم[۱۷] (SIPRI) است.

mil/gdp×conflict: اثر تعاملی هزینه‌های نظامی و درگیری مسلحانه. طبق مبانی نظری انتظار برآنست که اثر منفی هزینه‌های نظامی بر fdi در یک کشور مستعد درگیری مسلحانه، در مقایسه با کشورهایی که هیچ درگیری مسلحانه‌ای ندارند، کمتر باشد. در واقع، هزینه‌های نظامی در حضور درگیری مسلحانه، خالص ورودی fdi را افزایش می‌دهد. بنابراین با فرض $\beta_1 < 0$ و $\beta_2 > 0$، متوسط اثر نهایی مخارج نظامی بر خالص fdi (AME) یرای کل نمونه از رابطه زیر محاسبه می‌شود:

$$\text{Average Marginal Effect (AME)} = \frac{\partial(\frac{\text{fdi}}{\text{gdp}})_{\text{it}}}{\partial \text{Ln}(\frac{\text{mil}}{\text{gdp}})_{\text{it}}} = \beta_1 + \beta_2(\text{conflict}_{\text{it}})^{\text{mean}} \quad (۶)$$

در رابطه فوق، $(\text{conflict})^{\text{Mean}}$ متوسط متغیر مجازی درگیری مسلحانه در داخل نمونه مورد بررسی است.

gdp growth: نرخ رشد تولید ناخالص داخلی (بر حسب درصد)؛ به‌عنوان شاخص رشد اقتصادی. منبع داده‌های این متغیر، WDI است.

capital/gdp: نسبت تشکیل سرمایه ناخالص به تولید ناخالص داخلی (بر حسب درصد)؛ به‌عنوان شاخص اندازه‌گیری امنیت اقتصادی. منبع داده‌های این متغیر، WDI است.

trade/gdp: نسبت مجموع صادرات و واردات به تولید ناخالص داخلی (بر حسب درصد)؛ به‌عنوان شاخص اندازه‌گیری تجارت و درجه بازبودن تجاری. منبع داده‌های این متغیر، WDI است.

هم‌چنین، i به مقاطع (۱۲ کشور منطقه منا که تمام اطلاعات آماری آن‌ها در بازه‌ی زمانی تحقیق در دسترس بوده است، شامل: ترکیه، الجزایر، ایران، عراق، تونس، لبنان، اردن، بحرین، کویت، مراکش، عمان و عربستان)، t به بازه زمانی (۲۰۲۱-۲۰۰۰)، β_{i0} به اثر

[17] Stockholm International Peace Research Institute (SIPRI)

ثابت مقاطع و ϵ_{it} به جزء خطای تصادفی اشاره دارد. در **جدول ۲** خلاصه‌ای از شاخص‌های آماری متغیرهای تحقیق ارائه شده است.

جدول ۲. شاخص‌های آماری اصلی متغیرهای تحقیق در کشورهای منطقه منا (۲۰۲۱-۲۰۰۰)
مأخذ: نتایج پژوهش

Table 2. Main statistical indicators of the research variables in MENA region countries (2000-2021)
Source: Research results

متغیر	میانگین	کمینه	بیشینه	انحراف معیار	نرمالیتی (سطح احتمال)	تعداد مشاهدات
fdi/gdp	۲/۷۴۵	-۴/۵۴۲	۲۳/۵۳۷	۳/۶۰۸	۰/۰۰۰	۲۶۴
mil/gdp	۴/۵۴۲	۱/۲۶۱	۱۳/۳۲۶	۲/۴۷۹	۰/۰۰۰	۲۵۹
armed conflict	۰/۳۱۴	۰	۱	۰/۴۶۵	۰/۰۰۰	۲۶۴
gdp growth	۳/۴۰۵	-۳۶/۶۵۸	۵۳/۳۸۲	۵/۸۶۹	۰/۰۰۰	۲۶۴
capital/gdp	۲۶/۸۶۶	۵/۳۵۹	۵۰/۷۸۱	۷/۹۱۲	۰/۰۱۷	۲۵۷
trade/gdp	۸۴/۱۰۴	۳۹/۴۲۲	۱۹۱/۸۷۳	۳۰/۲۶۶	۰/۰۰۰	۲۶۰

۲-۳- روش تحقیق

برآورد مدل‌های پانل، نیازمند طی‌کردن چند گام است؛ که در ادامه به اختصار بررسی می‌شوند. نخستین گام، انجام آزمون «وابستگی مقطعی» (CD) است؛ چراکه در صورت تأیید وابستگی مقطعی استفاده از آزمون‌های ریشه واحد و هم‌انباشتگی پانلی معمول (نسل اول) ممکن است منجر به نتایج کاذب گردد (Hosseinzadeh et al., 2025). پسران (۲۰۰۶)، نشان می‌دهد که عدم توجه به موضوع همبستگی مقطعی، باعث ایجاد تورش در نتایج می‌شود (Pesaran, 2006). به این منظور، آزمون‌های متعددی نظیر، آزمون‌های بروش و پاگان (۱۹۸۰) و CD پسران (۲۰۰۴) ارائه شده‌اند (Breusch & Pagan, 1980). آماره آزمون CD بروش و پاگان به‌صورت زیر تعریف می‌شود:

$$CD_{BP} = T\sum_{i=1}^{N-1}\sum_{j=i+1}^{N}\hat{\rho}^2{}_{ij} \qquad (۷)$$

در رابطه فوق $\hat{\rho}_{ij}$ ضریب همبستگی برآوردشده بین باقیمانده‌های حاصل از تخمین‌های OLS منفرد است. تحت فرض صفر عدم وابستگی مقطعی با N ثابت و $T \to \infty$، CD_{BP} دارای توزیع مجانبی کای‌دو با N(N-1) /2 درجه آزادی می‌باشد.

آزمون دیگر برای شناسایی وابستگی مقطعی آزمون CD پسران (۲۰۰۴) می‌باشد. این آزمون برای داده‌های پانل متوازن و نامتوازن قابل اجرا بوده و در نمونه‌های کوچک دارای خصوصیات مطلوبی است. هم‌چنین، بر خلاف روش بروش و پاگان، برای ابعاد مقطعی بزرگ و ابعاد زمانی کوچک نیز نتایج قابل اعتمادی ارائه نموده و نسبت به وقوع یک یا چند شکست ساختاری در ضرایب شیب رگرسیون فردی مقاوم است (Pesaran, 2004). فرضیه صفر این آزمون نیز نشان‌دهنده عدم وابستگی مقطعی بین اعضای پانل است. برای پانل‌های متوازن آماره‌ی آزمون CD به صورت زیر قابل محاسبه است (Hoyos & Sarafidis, 2006):

$$CD_P = \sqrt{\frac{2T}{N(N-1)}}\left(\sum_{i=1}^{N-1}\sum_{j=i+1}^{N}\hat{\rho}^2{}_{ij}\right) \to N(0,1) \qquad (۸)$$

در این راستا پسران و همکاران (۲۰۰۸) یک آزمون تعدیل‌اریب[18] را نیز پیشنهاد می‌کنند (آزمون LM اصلاح‌شده) که از میانگین و واریانس دقیق آزمون‌های LM استفاده می‌کند. آماره این آزمون به‌صورت زیر است:

$$LM_{adj} = \sqrt{\frac{2T}{N(N-1)}}\left(\sum_{i=1}^{N-1}\sum_{j=i+1}^{N}\hat{\rho}_{ij}\frac{(T-k)\hat{\rho}^2{}_{ij} - \mu_{Tij}}{\sqrt{v^2{}_{Tij}}}\right) \qquad (۹)$$

در رابطه فوق: μ_{Tij} و $v^2{}_{Tij}$ میانگین و واریانس دقیق $(T-k)\hat{\rho}^2{}_{ij}$ هستند که توسط پسران و همکاران (۲۰۰۸) ارائه شده است.

در صورت تأیید وجود متغیرهای نامانا در مدل به‌منظور جلوگیری از برآورد رگرسیون کاذب (جعلی) بایستی وجود «هم‌انباشتگی»[19] (رابطه بلندمدت) بین متغیرهای مدل اثبات شود (Azami et al., 2024). در این پژوهش به‌منظور انجام آزمون‌های هم‌انباشتگی بین

[18] Bias-Adjusted

[19] Co-Integration

متغیرهای مدل، از آزمون هم‌انباشتگی پانلی ارائه‌شده توسط وسترلوند (۲۰۰۵) که مناسب داده‌های پانل با وابستگی مقطعی می‌باشد، استفاده شده است (Westerlund, 2005). آماره این آزمون که نسبت واریانس (VR) نام دارد؛ مشتمل بر دو نوع میانگین گروهی (VR_G) و پانل (VR_P) می‌باشد. این دو آماره از طریق رابطه زیر محاسبه می‌شود:

$$VR_G = \sum_{i=1}^{N}\sum_{t=1}^{T} \hat{E}_{it}^2 \, \hat{R}_i^{-1} \qquad VR_P = \sum_{i=1}^{N}\sum_{t=1}^{T} \hat{E}_{it}^2 \left(\sum_{i=1}^{N} \hat{R}_i\right)^{-1} \qquad (۱۰)$$

که در رابطه فوق $\hat{E}_{it} = \sum_{j=1}^{t} \hat{e}_{ij}$ ،$\hat{R}_{it} = \sum_{t=1}^{t} \hat{e}_{it}^2$ و $\hat{e}_{it}$ پسماندهای مدل رگرسیون داده‌های پانل است. فرضیه صفر این آزمون نشان‌دهنده عدم وجود هم‌انباشتگی است.

بعد از تأیید هم‌انباشتگی بین متغیرهای مدل، در گام بعدی با استفاده از آزمون اثرات از بین دو روش پانل‌دیتا و پولینگ‌دیتا، روش مناسب انتخاب و در گام آخر نیز برآورد نهایی مدل صورت می‌گیرد. در این گام با استفاده از آزمون هاسمن بین مدل‌های «اثرات ثابت»[20] و «اثرات تصادفی»[21] شیوه برآورد مناسب تعیین می‌گردد.

۴- تجزیه‌وتحلیل یافته‌ها

در **جدول ۳** میانگین متغیرهای اصلی پژوهش شامل سهم هزینه‌های نظامی و خالص ورودی fdi از gdp و هم‌چنین تعداد سال‌های درگیری مسلحانه برای کشورهای مورد مطالعه منطقه منا طی سال‌های ۲۰۲۱-۲۰۰۰ نشان داده شده است. بر اساس نتایج این جدول می‌توان گفت که کشورهای مواجه با درگیری مسلحانه عمده (تعداد سال‌های درگیری مسلحانه بزرگ‌تر یا مساوی ۱۰) که در قسمت الف جدول نشان داده شده‌اند، پایین‌ترین سطح خالص ورودی fdi را بین کشورهای مورد مطالعه داشته‌اند. این کشورها علی‌رغم درگیری‌های فراوان، پائین‌ترین سطح بار نظامی را در بین کشورهای مورد مطالعه منطقه منا داشته‌اند. بالاترین سطح متوسط خالص ورودی fdi در بین کشورهای مورد مطالعه متعلق به کشورهای مواجه با درگیری مسلحانه متوسط (تعداد سال‌های درگیری مسلحانه بین ۹-۵) است که در قسمت ج **جدول ۳** نشان داده شده‌اند. این کشورها از نظر سطح بار نظامی در بین کشورهای مورد

[20] Fixed Effects (FE)

[21] Random Effects (RE)

مطالعه، در سطوح متوسط قرار می‌گیرند. کشورهای بدون درگیری مسلحانه نیز که در قسمت د **جدول ۳** نشان داده شده‌اند، از نظر سطح خالص ورودی fdi در بین کشورهای مورد مطالعه، در سطوح متوسط قرار می‌گیرند. این کشورها علی‌رغم عدم مواجه با درگیری مسلحانه، بالاترین سطح بار نظامی را در بین کشورهای مورد مطالعه منطقه منا داشته‌اند.

جدول ۳.میانگین متغیرهای اصلی پژوهش در کشورهای منطقه منا طی سال‌های ۲۰۲۱-۲۰۰۰
مأخذ: نتایج پژوهش

Table 3. Average of the main research variables in MENA region countries during the years 2000-2021
Source: Research results

کشور	درگیری مسلحانه (تعداد سال‌ها)	متوسط مخارج نظامی (به‌صورت درصدی از gdp)	متوسط خالص ورودی fdi (به‌صورت درصدی از gdp)
الف. کشورها با درگیری عمده (تعداد سال‌های درگیری مسلحانه بزرگتر یا مساوی ۱۰)			
ترکیه	۲۲	۲/۴۹	۱/۵۷
الجزایر	۲۰	۴/۴۴	۱/۰۵
عراق	۱۹	۲/۸۴	-۰/۳۷
ایران	۱٤	۲/٦۰	۰/۸۳
میانگین پانل	۱۸/۷۵	۳/۰۹	۰/۷۷
ب. کشورها با درگیری متوسط (تعداد سال‌های درگیری مسلحانه بین ۹-۵)			
-	-	-	-
ج. کشورها با درگیری اندک (تعداد سال‌های درگیری مسلحانه بین ۴-۱)			
تونس	٤	۱/۷۹	۲/۷۸
لبنان	۳	۴/۴۹	۸/۱۲
اردن	۱	۵/۲۰	۷/۰۲
میانگین پانل	۲/٦٦	۳/۸۳	۵/۹۷
د. کشورها بدون درگیری			
بحرین	۰	۳/۹۰	۴/۳۴
کویت	۰	۵/۰۴	۰/۳۴
مراکش	۰	۳/۳۹	۲/۴۲
عمان	۰	۸/۹۷	۲/۷۱
عربستان	۰	۹/۰۸	۲/۱۴

میانگین پانل	۰	۶/۰۷	۲/۳۹
میانگین کل کشورها	٦/۹۲	۴/۵۴	۲/۷۵

در وهله نخست، آزمون‌های وابستگی مقطعی شامل سه آزمون بروش پاگان (CD_{BP})، پسران (CD_P) و پسران و همکاران (LM_{adj}) انجام شده و نتایج این آزمون‌ها در **جدول ٤** گزارش شده است. با توجه به مقدار آماره این آزمون‌ها و سطوح احتمال محاسبه‌شده، وابستگی مقطعی در این پژوهش نتیجه‌گیری می‌شود. بنابراین، لزوم استفاده از ریشه‌واحد و هم‌انباشتگی پانلی نسل دوم تأیید می‌شود.

جدول ۴. نتایج آزمون وابستگی مقطعی
مأخذ: نتایج پژوهش

Table 4. Results of the cross-sectional dependency test
Source: Research results

نام آزمون	مقدار آماره	p value	نتیجه
CD_{BP}	۱۵۸/۳۳۵ ***	۰/۰۰۰	فرضیه صفر مبنی بر نبود وابستگی مقطعی رد و وابستگی بین مقاطع نتیجه‌گیری می‌شود.
CD_P	۷/۹۲۲ ***	۰/۰۰۰	
LM_{adj}	۸/۰۳۶ ***	۰/۰۰۰	

توجه: علامت *** معنی‌داری در سطح اطمینان ۹۹ درصد است.

حال با توجه به اثبات وابستگی مقطعی در مدل، از آماره CIPS پسران (۲۰۰۷) 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 سطح و با یک تفاضل در قسمت بالای **جدول ۵** آمده است. بر اساس این نتایج و مقادیر بحرانی ارائه‌شده توسط پسران (۲۰۰۷: ۲۸۱-۲۸۰) در قسمت پایین **جدول ۵**، نتیجه می‌گیریم که در سطح اطمینان ۹۵ درصد، متغیرهای سهم خالص ورودی fdi از gdp، درگیری مسلحانه، نرخ رشد اقتصادی و نسبت تشکیل سرمایه ناخالص به gdp در سطح مانا می‌باشند و دارای درجه مانایی I(0) هستند. اما سایر متغیرها در سطح نامانا هستند و با

یک‌بار تفاضل‌گیری به‌صورت مانا درآمده‌اند؛ بنابراین از درجه مانایی واحد یعنی I(1) برخوردارند.

جدول ۵. نتایج آزمون ریشه واحد پسران

مأخذ: مقادیر بحرانی آزمون ریشه واحد پسران از جدول ارائه‌شده توسط پسران (۲۰۰۷: ۲۸۱-۲۸۰) و سایر یافته‌ها بر اساس نتایج تحقیق

Table 5. Results of the Pesran's unit root test

Source: Critical values of Pesran's unit root test from the table provided by Pesran (2007: 281-281) and other findings based on the research results

متغیر	آماره CIPS				درجه مانایی
	در سطح		با یک تفاضل		
	C	C+T	C	C+T	
fdi/gdp	-۲/۵۵۲	-۲/۹۸۱	-	-	I(0)
mil/gdp	-۱/۹۸۶	-۲/۵۱۱	-۴/۶۸۹	-۸/۲۱۱	I(1)
armed conflict	-۲/۵۸۲	-۳/۳۹۹	-	-	I(0)
gdp growth	-۳/۰۰۵	-۲/۹۸۲	-	-	I(0)
capital/gdp	-۲/۳۸۱	-۲/۹۹۳	-	-	I(0)
trade/gdp	-۱/۲۲۷	-۱/۵۶۸	-۴/۰۱۱	-۶/۳۷۴	I(1)
mil/gdp×armed conflict	-۰/۹۰۶	-۰/۷۷۸	-۳/۴۷۵	-۳/۶۱۹	I(1)
مقادیر بحرانی آزمون ریشه واحد پسران (۲۰۰۷) در سطوح اطمینان مختلف					
حالت	۱٪		۵٪		۱۰٪
C	-۲/۶۰		-۲/۳۴		-۲/۲۱
C+T	-۳/۱۵		-۲/۸۸		-۲/۷۴

با توجه به وجود متغیرهای نامانا در مدل، در گام بعدی بایستی وجود رابطه بلندمدت بین متغیرهای مدل با استفاده از آزمون هم‌انباشتگی وسترلاند (۲۰۰۵) بررسی شود. نتایج این آزمون با استفاده از دو آماره VR_G و VR_P در **جدول ٦**نشان داده شده است.

بر این اساس، فرضیه صفر مبنی‌بر عدم وجود هم‌انباشتگی با استفاده از هر دو آماره رد و وجود رابطه بلندمدت بین متغیرهای مدل در سطح اطمینان ۹۹ درصد تأیید می‌شود.

جدول ۶. نتایج آزمون هم‌انباشتگی وسترلوند
مأخذ: نتایج پژوهش

Table 6. Results of the Westerlund 's cointegration test
Source: research results.

سطح احتمال آماره VR_G	سطح احتمال آماره VR_P	نتیجه
۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	تأیید هم‌انباشتگی بین متغیرهای مدل

بعد از تأیید هم‌انباشتگی بین متغیرهای مدل، می‌توان بدون نگرانی از برآورد رگرسیون کاذب، مدل را برآورد کرد. قبل از برآورد مدل بایستی با استفاده از آزمون اثرات از بین دو روش پانل‌دیتا و پولینگ‌دیتا، روش مناسب را انتخاب کرد. نتایج این آزمون در بخش الف **جدول ۷** نشان داده شده است. بر این اساس، نتایج آماره F لیمر بیان‌گر عدم تأیید فرضیه صفر و وجود ناهمگني مقاطع در کشورهای مورد مطالعه در سطح احتمال ۱ درصد است؛ بنابراین روش داده‌هاي ترکیبی (پانل‌دیتا) براي برآورد مدل مناسب است.

بعد از مشخص‌شدن شیوه برآورد، گام بعدی استفاده از آزمون هاسمن جهت انتخاب بین برآوردگرهای مدل‌های اثرات ثابت و تصادفی است. نتایج این آزمون در بخش ب **جدول ۷** گزارش شده است. بر این اساس، آماره آزمون هاسمن که از توزیع کای‌دو برخوردار است، در هیچ‌کدام از سطوح احتمال ۱، ۵ و ۱۰ درصد معنی‌دار نیست؛ از این رو، فرض صفر این آزمون مبنی‌بر برآورد مدل به روش اثرات تصادفی رد می‌شود و مدل تحقیق بر اساس روش اثرات ثابت (FE) برآورد خواهد شد.

جدول ۷. نتایج آزمون‌های اثرات و هاسمن
مأخذ: نتایج پژوهش

Table 7. Results of the effects and Hausman tests
Source: Research results

الف. نتایج آزمون اثرات به‌منظور انتخاب بین روش داده‌های panel و pool		
مقدار آماره F	سطح احتمال	نتیجه
۲۲/۰۱۱	۰/۰۰۰	تأیید روش داده‌هاي ترکیبی (پانل‌دیتا)

ب. نتایج آزمون هاسمن جهت انتخاب بین مدل اثرات ثابت و تصادفی		
مقدار آماره χ^2	سطح احتمال	نتیجه
۶۹/۲۹۶	۰/۰۰۰	تأیید برآوردگر اثرات ثابت (FE)

نتایج برآورد مدل تحقیق در بخش الف **جدول ۸** گزارش شده است. بر این اساس، ضرایب کلیه متغیرهای تحقیق در سطح اطمینان ۹۰ درصد معنی‌دارند. ضریب تعیین مدل نیز حدود ۰/۵۸ به‌دست آمده است که در فضای داده‌های پانل نشان از قدرت توضیح‌دهندگی نسبتا بالای آن دارد.

جدول ۸. نتایج برآورد مدل‌ها به روش اثرات ثابت (FE)
مأخذ: نتایج پژوهش

Table 8. Estimation results of the models using the Fixed Effects (FE) method
Source: Research results

متغیر	الف		ب		ج	
	ضریب برآوردی	سطح احتمال	ضریب برآوردی	سطح احتمال	ضریب برآوردی	سطح احتمال
	کل پانل (کشورها)		کشورهای مواجه با درگیری مسلحانه		کشورهای بدون درگیری مسلحانه	
mil/gdp	-۰/۱۴۹**	۰/۰۱۹	-۰/۰۴۶**	۰/۰۱۱	-۰/۳۴۹***	۰/۰۰۰
armed conflict	-۱/۶۹۵**	۰/۰۴۸	-	-	-	-
mil/gdp×armed conflict	۰/۰۹۹*	۰/۰۷۵	-	-	-	-
gdp growth	۰/۰۵۱**	۰/۰۲۵	۰/۰۲۱**	۰/۰۳۶	۰/۰۶۸**	۰/۰۱۴
capital/gdp	۰/۰۶۸***	۰/۰۰۰	۰/۰۳۲***	۰/۰۰۰	۰/۰۸۱***	۰/۰۰۰
trade/gdp	۰/۰۴۱***	۰/۰۰۰	۰/۱۱۳***	۰/۰۰۰	۰/۰۵۲***	۰/۰۰۰
C (عرض از مبدأ)	۱/۱۵۴	۰/۳۵۱	-۶/۱۱۸***	۰/۰۰۵	-۱/۹۷۳	۰/۴۰۳
R^2 تعدیل‌شده	۰/۵۸۱		۰/۶۸۵		۰/۶۲۹	
تعداد مشاهدات	۲۵۲		۱۴۴		۱۰۸	
تعداد کشورها	۱۲		۷		۵	

توجه: علائم *، ** و *** به‌ترتیب نشان‌دهنده معنی‌داری در سطح اطمینان ۹۰، ۹۵ و ۹۹ درصد است.

اثر مستقیم بار نظامی *(mil/gdp)* بر خالص ورودی *fdi*، منفی و در سطح اطمینان ۹۵ درصد معنی‌دار است. یک درصد افزایش در بار نظامی کشورهای منطقه منا، خالص ورودی *fdi* را در این کشورها حدود ۰/۱۵ درصد کاهش خواهد داد. هزینه‌های نظامی بالا، از طریق اثر ازدحام، سرمایه‌گذاری های مولد در زیرساخت‌ها و سایر بخش‌های داخلی اقتصاد را کاهش می‌دهد و سرمایه‌گذاران خارجی را از سرمایه‌گذاری منصرف می‌کند. علاوه بر این سطح بالای هزینه‌های نظامی در یک کشور به سرمایه‌گذاران این سیگنال را می‌دهد که به‌دلیل احتمال درگیری در آن کشور، سرمایه‌گذاری را متوقف کنند. با نتایج مطالعات تجربی عزیز و خالد (۲۰۱۷)، موخوپادهای و داس (۲۰۱۸) و افیونگ و همکاران (۲۰۲۲) و مغایر با نتایج مطالعه تاکور (۲۰۲۱) می‌باشد (Aziz & Khalid, 2017; Mukhopadhyay & Das, 2018; Effiong et al., 2022; Thakur, 2021).

اثر تعاملی (غیرمستقیم) بار نظامی و درگیری مسلحانه (mil/gdp×armed conflict) بر خالص ورودی fdi، مثبت و در سطح اطمینان ۹۰ درصد معنی‌دار است. به‌نظر می‌رسد که مخارج نظامی با کاهش درگیری مسلحانه و در نتیجه ایجاد امنیت بیشتر، به‌عنوان یک جذب‌کننده برای سرمایه‌های خصوصی عمل می‌کند و به افزایش خالص ورودی fdi می‌انجامد. بر این اساس، متوسط اثر نهایی بار نظامی بر جذب خالص ورودی fdi در کشورهای منطقه منا از رابطه زیر محاسبه می‌شود:

$$\text{Average Marginal Effect (AME)} = \frac{\partial(\frac{\text{fdi}}{\text{gdp}})_{\text{it}}}{\partial \text{Ln}(\frac{\text{mil}}{\text{gdp}})_{\text{it}}} \qquad (۱۱)$$
$$= \beta_1 + \beta_2(\text{conflict}_{\text{it}})^{\text{mean}}$$
$$= -0.149 + 0.099(0.314) = -0.117$$

بر اساس رابطه فوق، متوسط اثر نهایی بار نظامی بر جذب خالص ورودی fdi در کشورهای منطقه منا حدود ۰/۱۲- می‌باشد. به‌این معنا که یک درصد افزایش در بار نظامی کشورهای منطقه منا به‌طور مستقیم و غیرمستقیم (خالص)، خالص ورودی fdi را در این کشورها حدود ۰/۱۲ درصد کاهش خواهد داد. عزیز و خالد (۲۰۱۷) در مطالعه خود متوسط اثر نهایی بار نظامی بر جذب خالص fdi را در ۶۰ کشور درحال‌توسعه (فاقد منابع طبیعی)، حدود ۰/۵۹- محاسبه کرده‌اند. بر اساس رابطه فوق و با توجه به این‌که مقدار ماکزیمم و مینیمم درگیری مسلحانه داخلی (به‌عنوان یک متغیر مجازی) به‌ترتیب اعداد یک و صفر

می‌باشد، ماکزیمم و مینیمم اثر نهایی بار نظامی بر جذب خالص fdi در کشورهای منطقه منا به‌ترتیب حدود ۰/۰۵- و ۰/۱۵- می‌باشد که نشان می‌دهد گرچه با وجود درگیری مسلحانه، اثر نهایی منفی بار نظامی بر جذب خالص fdi کاهش می‌یابد، اما در آرمانی‌ترین وضعیت نیز اثر نهایی مخارج نظامی بر جذب خالص fdi، منفی است. در مطالعه عزیز و خالد (۲۰۱۷)، ماکزیمم و مینیمم اثر نهایی بار نظامی بر جذب خالص fdi در کشورهای درحال‌توسعه به‌ترتیب حدود ۰/۸۵- و ۰/۳۰ می‌باشد که نشان می‌دهد در حضور درگیری مسلحانه، اثر نهایی منفی بار نظامی بر جذب خالص fdi کاهش می‌یابد و حتی می‌توان انتظار داشت که در صورت درگیری مسلحانه به اندازه کافی بزرگ، اثر نهایی مخارج نظامی بر جذب خالص fdi، مثبت نیز شود.

اثر درگیری مسلحانه (armed conflict) بر خالص ورودی fdi، منفی و در سطح اطمینان ۹۵ درصد معنی‌دار است. این نتیجه هم‌سو با نتایج مطالعات تجربی نیک‌پی پسیان و شهبازی (۱۴۰۲) و عزیز و خالد (۲۰۱۷) می‌باشد. درگیری مسلحانه و به‌طور کلی بی‌ثباتی سیاسی از مجاری گوناگونی مانند فرار سرمایه، تخریب زیرساخت‌ها، هدایت وجوه سرمایه‌گذاری عمومی به سمت تأمین امنیت یا محدود کردن تجارت به کاهش جذب fdi می‌انجامد.

بر اساس نتایج به‌دست‌آمده اثر رشد اقتصادی (gdp growth) بر خالص ورودی fdi، مثبت و در سطح اطمینان ۹۵ درصد معنی‌دار است. یک درصد افزایش در رشد اقتصادی کشورهای منطقه منا، خالص ورودی fdi را در این کشورها حدود ۰/۰۵ درصد افزایش خواهد داد. این اثرگذاری مؤید نظریه‌های اقتصاد کلان بوده و لذا می‌توان نتیجه گرفت که افزایش ظرفیت‌های اقتصادی و افزایش تقاضای ناشی از آن منجر به رشد جریان fdi می‌شود. نتیجه به‌دست‌آمده هم‌سو با نتایج مطالعات تجربی سلمانی و همکاران (۱۳۹۳)، خطابی و همکاران (۱۳۹۶)، عزیز و خالد (۲۰۱۷) و تاکور (۲۰۲۱) می‌باشد (Salmani et al., 2014; Khatabi et al., 2017; Aziz & Khalid, 2017; Thakur, 2021).

اثر سهم سرمایه از gdp (capital/gdp) بر خالص ورودی fdi، مثبت و در سطح اطمینان ۹۵ درصد معنی‌دار است. یک درصد افزایش در سهم سرمایه از gdp کشورهای منطقه منا، خالص ورودی fdi را در این کشورها حدود ۰/۰۷ درصد افزایش خواهد داد. افزایش شاخص

سهم سرمایه از gdp، نشان‌دهنده فضای امن اقتصادی است و در این وضعیت، سرمایه‌گذاران داخلی، بازار داخلی را به بازارهای خارجی ترجیح خواهند داد و هم‌چنین، به‌کارگیری سرمایه‌های داخلی، سیگنالی به سرمایه‌گذاران خارجی جهت نشان دادن امنیت اقتصادی در کشور میزبان خواهد داد که این عوامل منجر به افزایش خالص fdi خواهد شد. نتیجه به‌دست‌آمده هم‌سو با نتایج مطالعات غفاری و اکبری (۱۳۹۰)، عزیز و خالد (۲۰۱۷) و فاروق (۲۰۲۳) می‌باشد (Ghaffari & Akbari, 2011; Aziz & Khalid, 2017; Faruq, 2023).

اثر درجه بازبودن تجاری (trade/gdp) بر خالص ورودی fdi، مثبت و در سطح اطمینان ۹۵ درصد معنی‌دار است. یک درصد افزایش در درجه بازبودن تجاری کشورهای منطقه منا، خالص ورودی fdi را در این کشورها حدود ۰/۰۴ درصد افزایش خواهد داد. این نتیجه منطبق بر نظریه‌های اقتصادکلان بوده و توجیه آن را باید در افزایش فعالیت‌های تجاری در اقتصادهای باز دانست؛ شرایطی که مطلوب سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی می‌باشد. تجارت آزاد، آزاد بودن جریان سرمایه و کم بودن موانع تعرفه‌ای و غیرتعرفه‌ای باعث افزایش انگیزه سرمایه‌گذاران خارجی و در نتیجه جذب fdi خواهد شد. نتیجه به‌دست‌آمده هم‌سو با نتایج مطالعات خطابی و همکاران (۱۳۹۶)، علیزاده و همکاران (۱۳۹۸) و حسن (۲۰۲۲) می‌باشد (Khatabi et al., 2017; Alizadeh et al., 2019; Hassan, 2022).

به‌منظور بررسی صحت نتایج به‌دست آمده از برآورد مدل تحقیق برای کل پانل (کشورها) در حالت اثر تعاملی و هم‌چنین استحکام و ثبات ضرایب برآوردی، مدل با تفکیک کشورهای پانل به دو دسته کشورهای مواجه با درگیری مسلحانه و کشورهای بدون درگیری مسلحانه، برآورد و صحت نتایج حاصل از اثر تعاملی با تفکیک کشورها بررسی شده است. نتایج این برآورد در بخش‌های ب و ج **جدول ۸** نشان داده شده است.[۲۲] بر اساس نتایج بخش ب **جدول ۸**، اثر بار نظامی بر خالص ورودی fdi در کشورهای مواجه با درگیری

[۲۲] شایان ذکر است که پیش از برآورد این دو مدل، شبیه به مدل اصلی تحقیق، تمام آزمون‌های اقتصادسنجی لازم از قبیل وابستگی مقطعی، ریشه واحد و هم‌انباشتگی پانلی، آزمون F لیمر و آزمون هاسمن برای آن‌ها انجام شد که نتایج حاکی از وجود رابطه بلندمدت و استفاده از برآوردگر FE برای این دو مدل است. نتایج به‌منظور صرفه‌جویی ارائه نشده است.

مسلحانه در منطقه منا، منفی و در سطح اطمینان ۹۵ درصد معنی‌دار است. یک درصد افزایش در بار نظامی این کشورها، خالص ورودی fdi را در این کشورها حدود ۰/۰۵ درصد کاهش خواهد داد. بر اساس نتایج بخش ج **جدول ۸**، اثر بار نظامی بر خالص ورودی fdi در کشورهای بدون درگیری مسلحانه در منطقه منا، منفی و در سطح اطمینان ۹۹ درصد معنی‌دار است. یک درصد افزایش در بار نظامی این کشورها، خالص ورودی fdi را در این کشورها حدود ۰/۳۵ درصد کاهش خواهد داد. بر این اساس می‌توان گفت که اثر منفی مخارج نظامی بر خالص ورودی fdi در کشورهای بدون درگیری مسلحانه منطقه منا نسبت به کشورهای مواجه با درگیری مسلحانه در این منطقه، از نظر جبری بزرگ‌تر و قابل‌توجه‌تر است. این موضوع نشان می‌دهد اثر منفی مخارج نظامی بر خالص ورودی fdi در غیاب درگیری مسلحانه، بزرگ‌تر می‌باشد که تأییدکننده نتایج بخش الف **جدول ۸** مبنی‌بر اثر تعاملی مثبت مخارج نظامی و درگیری مسلحانه بر خالص ورودی fdi می‌باشد.

۵- جمع‌بندی و نتیجه‌گیری

پژوهش حاضر به بررسی تأثیر درگیری‌های مسلحانه، هزینه‌های نظامی و اثر تعاملی این دو متغیر بر خالص ورودی fdi در ۱۲ کشور منطقه منا طی سال‌های ۲۰۲۱-۲۰۰۰ پرداخته است. به این منظور از متغیرهای نرخ رشد gdp، سهم تشکیل سرمایه ناخالص از gdp و سهم تجارت از gdp به‌عنوان متغیرهای کنترل و برای برآورد مدل از روش تجزیه‌وتحلیل داده‌های پانل شامل آزمون‌های ریشه‌واحد و هم‌انباشتگی و برآوردگر اثرات ثابت (FE) استفاده شده است.

بر اساس نتایج به‌دست‌آمده، هزینه‌های نظامی در صورت عدم وجود درگیری مسلحانه، خالص ورودی fdi را در کشورهای مورد مطالعه کاهش می‌دهد. اما اثر تعاملی (غیرمستقیم) بار نظامی و درگیری مسلحانه بر خالص ورودی fdi، مثبت و معنی‌دار است؛ که نشان می‌دهد مخارج نظامی در کشورهای مستعد درگیری با کاهش درگیری مسلحانه و در نتیجه ایجاد امنیت بیشتر، به‌عنوان یک جذب‌کننده برای سرمایه‌های خصوصی عمل می‌کند و به افزایش خالص fdi می‌انجامد. هم‌چنین با تفکیک کشورهای منطقه منا به دو دسته کشورهای مواجه با درگیری مسلحانه و کشورهای بدون درگیری مسلحانه، نشان داده شده که اثر منفی مخارج نظامی بر خالص fdi در کشورهای مواجه با درگیری مسلحانه

به‌مراتب کمتر از کشورهای بدون درگیری مسلحانه می‌باشد. بر اساس سایر نتایج، تأثیر نرخ رشد gdp، سهم تشکیل سرمایه ناخالص از gdp و سهم تجارت از gdp بر خالص وردی fdi، مثبت و معنی‌دار بوده است؛ در حالی‌که اثرگذاری درگیری مسلحانه بر خالص ورودی fdi کشورهای مورد مطالعه، منفی و معنی‌دار می‌باشد.

بر اساس نتایج اصلی به‌دست آمده از این پژوهش کشورهایی مانند ترکیه، الجزایر، عراق و ایران که مواجه با سطح درگیری مسلحانه بالا هستند و از طرفی بار نظامی آن‌ها در قیاس با سایر کشورهای مورد مطالعه در سطح پائین‌تری است، می‌توانند از طریق افزایش هزینه‌های نظامی و کاهش سطح این درگیری‌ها به جذب fdi ورودی کمک کنند. کشورهایی مانند بحرین، کویت، مراکش، عمان و عربستان که طی دوره مورد بررسی هیچ‌گونه درگیری مسلحانه‌ای نداشته‌اند و از طرفی بار نظامی آن‌ها در قیاس با سایر کشورهای مورد مطالعه (و حتی جهان) در سطح بالاتری است، بایستی با کاهش هزینه‌های نظامی و انتقال منابع از این بخش به سرمایه‌گذاری‌های مولد در زیرساخت‌ها و سایر بخش‌های داخلی اقتصاد و در نهایت با توسعه زیرساخت‌های فیزیکی و اجتماعی، fdi بیشتری را جذب کنند. کشورهای تونس، لبنان و اردن نیز که طی دوره مورد بررسی درگیری‌های مسلحانه اندکی داشته‌اند و از طرفی بار نظامی آن‌ها در قیاس با سایر کشورهای مورد مطالعه در حد متوسطی می‌باشد، با عنایت به این نتیجه که اثر بار نظامی حتی در آرمانی‌ترین وضعیت خود بر خالص ورودی fdi منفی است، بایستی سیاست‌هایی را در پیش گیرند که اندک درگیری‌های داخلی و خارجی خود را بدون افزایش مخارج نظامی حل‌وفصل و کاهش دهند. به این منظور این کشورها می‌توانند با ایجاد ثبات سیاسی بین احزاب و گروه‌های داخل کشور، توجه بیشتر به آراء و نظرات اقلیت‌های سیاسی و مذهبی و نیز ثبات سیاسی در روابط بین‌المللی از طریق کاهش تنش‌های بین‌المللی و افزایش همکاری‌های منطقه‌ای در مقابله با ناامنی‌ها، شرایط را برای کاهش مخارج نظامی و اختصاص آن به سرمایه‌گذاری‌های مولد در زیرساخت‌ها در جهت جذب fdi فراهم 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

Abdel-Latif, H. (2019). FDI Response to Political Shocks: What can the Arab Spring tell us? *Journal of Behavioral and Experimental Finance*, *24*(C). https://doi.org/10.1016/j.jbef.2019.07.005

Acemoğlu, R. & Robinson, D. (2012). Why Nations Fail: The Origins of Power, Prosperity, and Poverty. Weatherhead Center for International Affairs.

Alizadeh, M., Fotros, M. H. & Golkhandan, A. (2019). Effect of Fiscal Decentralization on the Attraction of FDI in Iran. *Iranian Journal of Economic Research*, *24*(79), 67-105. doi: 10.22054/ijer.2019.10888 (in Persian)

AlShammari, N., Willoughby, J. & Behbehani, M. S. (2023). Political Unrest, the Arab Spring, and FDI Flows: A Quantitative Investigation. *Cogent Economics & Finance*, *11*(2). https://doi.org/10.1080/23322039.2023.2228092

Azami, A., Noofresti, 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. https://doi.org/10.22055/jqe.2022.39481.2451 (in Persian)

Aziz, N. & Khalid, U. (2017). Armed Conflict, Military Expenses and FDI Inflow to Developing Countries. *Defence and Peace Economics*, *13*(1), 238-251. doi: 10.1080/10242694.2017.1388066

Barzekar, A. & Jorjzade A. (2019). The Impact of Economic Sanctions and other Factors on Attracting Foreign Direct Investment in OPEC Countries. *Quarterly Energy Economics Review*, *15*(60), 51-75. URL: http://iiesj.ir/article-1-621-fa.html (in Persian)

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/10.2307/2297111

Deger, S. & Sen, S. (1983). Military Expenditure, Spin-off and Economic Development. *Journal of Development Economics*, *13*(1–2), 67-83. doi: 10.1016/0304-3878(83)90050-0

Drezner, D. & Hite-Rubin, N. (2016). Does American Military Power Attract Foreign Investment? Sustainable Security: Rethinking American National Security Strategy. 51-72. https://doi.org/10.1093/acprof:oso/9780190611477.003.0003

Effiong, U, Okijie, S. & Udonwa, U. (2022). Military Spending and Influx of Foreign Direct Investment in Nigeria: A Security-Oriented Perspective. *International Journal of Academic Accounting, Finance & Management Research*, *6*(8), 24-40.

Elbadawi, I. A. & Soto, R. (2015). Resource Rents, Institutions, and Violent Civil Conflicts. *Defence and Peace Economics*, *26*(1), 89-113. https://doi.org/10.1080/10242694.2013.848579

Faruq, A. O. (2023). The Determinants of Foreign Direct Investment (FDI) A Panel Data Analysis for the Emerging Asian Economies. eprint arXiv:2307.07037. doi: 10.48550/arXiv.2307.07037

Farzanegan M. R., Lessmann, C. & Markwardt, G. (2018). Natural Resource Rents and Internal Conflicts: Can Decentralization Lift the Curse ? *Economic Systems*, *42* (2), 186-205. doi: 10.1016/j.ecosys.2017.05.009

Hassan, H. M. (2022). The Importance of Trade Openness and Inflation for Attracting Foreign Direct Investment in GCC Countries (December 31, 2022). Available at SSRN: https://ssrn.com/abstract=4315836 or doi: http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.4315836

Hite-Rubin, N. (2015). A Corruption, Military Procurement and FDI Nexus? The Fletcher School: Tufts University. doi: https://doi.org/10.4337/9781784714703.00016

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)

Hoyos, R. E. & Sarafidis, V. (2006). Testing for Cross-Sectional Dependence in Panel Data Models. *Stata Journal*, *6*(4), 484-496. doi:10.1177/1536867X0600600403

Kazemi, M. (2015). The Political Risk and Its Effect on attract Forgien Direct Investment. *Iranian Research letter of International Politics*, *3*(1), 72-92. doi: 10.22067/jipr.v3i15.31554 (in Persian)

Kentor, J., Clarc, R. & Jorgenson, A. (2023). The Hidden Cost of Global Economic Integration: How Foreign Investment Drives Military Eexpenditures. *World Development*, 161. https://doi.org/10.1016/j.worlddev.2022.106105

Khatabi, S., Komijani, A., Mohamadi, T., & MemarneJad, A. (2017). Effective Factors on Absorbing Foreign Direct Investment (FDI) in MENA Region. *Economic Modelling, 11*(37), 63-75. (in Persian)

Kurecic, P. & Kokotovic, F. (2017). The Relevance of Political Stability on FDI: A VAR Analysis and ARDL Models for Selected Small, Developed, and Instability Threatened Economies. *Economies*, *5*(3), 22. https://doi.org/10.3390/economies5030022

Lee, H. (2017). Does Armed Conflict Reduce Foreign Direct Investment in the Petroleum Sector? *Foreign Policy Analysis*, *13*(1), 188-214. doi: 10.1111/fpa.12079

Mohseni, N. S., Mohammadi, T. & Arbab, H. (2020). The Effect of the Interaction of Political Stability and Size of the Economy on the Inflows of Foreign Direct Investment (FDI). *New Economy and Trade*, *15*(1), 61-92. DOI: 10.30465/jnet.2020.5062 (in Persian)

Mukhopadhyay, D. & Das, D. (2018). FDI Inflows and Military Expenditure: A Study Across the Emerging Market Economies. Handbook of Research on Military Expenditure on Economic and Political Resources.

Nikdel, Z., Shirafkan, M. & Jalili, Z. (2021). The Effect of Political Security and Government Stability on Attracting Foreign Direct Investment: Spatial Econometrics. *Stable Economy Journal*, *2*(2), 109-142. doi: 10.22111/sedj.2021.39453.1122 (in Persian)

Nikpey Pesyan, V., Hekmati Farid, S., Mohammadzadeh, Y, Nezaie F. (2022). Investigating the Impact of Structural Economic Vulnerability on Attracting Foreign Direct Investment in MENA Countries. *QJER*, *22*(3), 245-270. URL: http://ecor.modares.ac.ir/article-18-60858-fa.html (in Persian)

Nikpey Pesyan, V. & Shahbazi, K. (2023). Spatial Analysis of the Effect of Terrorism on Attracting Foreign Direct Investment in the Middle East.

Quarterly Journal of Quantitative Economics, *20*(2), 129-164. doi: 10.22055/jqe.2022.37973.2392 (in Persian)

Norrlof, C. (2010). America's Global Advantage: US Hegemony and International Cooperation. *The Journal of Politics*. doi:10.1017/S0022381611000211

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*, 265-312. doi: 10.1002/jae.951

Pesaran, M. H., Ullah, A. & Yamagata, T. (2008). A Bias-Adjusted LM test of Error Cross-Section Independence. *Econometric*, *11*, 105-127. https://doi.org/10.1111/j.1368-423X.2007.00227.x

Thakur, A. (2021). The Effect of Government Military Spending on Foreign Direct Investment. The University of Texas at Austin. doi: http://dx.doi.org/10.26153/tsw/38067

Themnér, L. & Wallensteen, P. (2012). Armed Conflict, 1946–2011. *Journal of Peace Research*, *49*(4).

Ünsal, M. E. (2020). Crowding-Out Effect: Evidence from OECD Countries. *Istanbul Journal of Economics*, *70*, 1-16. doi :10.26650/ISTJECON2020-0001

Westerlund, J. (2005). New Simple Tests for Panel Co-integration. *Econometric Reviews*, *24*(3), 297-316. https://doi.org/10.1080/07474930500243019

فصلنامه‌ی اقتصاد مقداری (بررسی‌های اقتصادی سابق) زمستان ۱۴۰۴ ۲۲(۴) ۲۸۸-۲۵۰



فصلنامه‌ی اقتصاد مقداری

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

شاپا الکترونیکی: ۴۲۷۱-۲۷۱۷

شاپا چاپی: ۵۸۵۰-۲۰۰۸

تبیین الگوی اثرگذاری وقوع جرایم تهران بر رشد اقتصادی استان های همجوار (بر اساس رویکرد هسته- پیرامون)

سید امین منصوری*، سید عزیز آرمن**، فرهاد حسینی***

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

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

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

اطلاعات مقاله

تاریخ دریافت: ۲۷ دی ۱۴۰۲

تاریخ بازنگری: ۲۳ فروردین ۱۴۰۳

تاریخ پذیرش: ۱۳ اردیبهشت ۱۴۰۳

ارتباط با نویسنده (گان) مسئول:

ایمیل:

Sa.mansouri@scu.ac.ir

0000-0003-1251-4028

طبقه‌بندیJEL: E26, H26, O17

واژگان کلیدی:

هسته- پیرامون، شهری و منطقه ای، جرم؛ رشد اقتصادی؛ داده‌های تابلویی، EGLS

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 کارشناسی ارشد آقای فرهاد حسینی در رشته اقتصاد به راهنمایی دکتر سید امین منصوری و دکتر سید عزیز آرمن 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.EE1400.30460 حمایت مالی شده است.

چکیده

جرم و جنایت یکی از مولفه‌های مهم و تاثیرگذار بر رشد اقتصادی است. به طوری‌که هر چه جرم افزایش یابد، ریسک سرمایه‌گذاری افزایش یافته و رشد اقتصادی کاهش می‌یابد. جرائم علاوه بر اثرات مستقیمی که در منطقه‌ی جغرافیایی دارند، اثرات غیر مستقیمی می تواند بر سایر مناطق همجوار داشته باشند. از این رو هدف اصلی در این تحقیق بررسی جرم در هسته و تاثیر آن بر مناطق پیرامون است. برای این منظور استان تهران به عنوان هسته و سایر استان ها به عنوان پیرامون در نظر گرفته شده است. متغیرهای جرم شامل جرایم خشن و سرقت‌های عادی هستند و برای متغیر رشد اقتصادی، رشد تولید ناخالص داخلی سرانه استان‌ها در نظر گرفته شده است. برای این منظور در این پژوهش با استفاده از روش داده‌های تابلویی برای ۳۰ استان و در فاصله زمانی ۱۳۹۹-۱۳۷۷ به بررسی اثر جرم در استان تهران بر رشد اقتصادی سایر استان ها پرداخته شده است. نتایج پژوهش حاضر نشان می‌دهد که اثرات جرایم با توجه به نوع شاخص جرم بر روی رشد اقتصادی استان‌ها متفاوت است. بررسی اثر شاخص جرایم خشن بر رشد اقتصادی نشان داد که افزایش این دسته از جرایم در استان تهران، اثر مثبت و معناداری بر رشد اقتصادی سایر استان‌های کشور دارد. شاخص سرقت‌های عادی نیز دارای اثرات متفاوتی بر رشد اقتصادی سایر استان‌ها هستند؛ به این صورت که سرقت از مغازه‌ها، مراکز تجاری و اماکن دولتی اثر منفی بر رشد اقتصادی سایر استان‌ها داشته‌اند. در حالی که بعضی دیگر از انواع سرقت‌های عادی از قبیل سرقت از منازل مسکونی، موتور سیکلت و سرقت احشام اثرات مثبتی بر رشد اقتصادی سایر استان‌ها داشته‌اند.

ارجاع به مقاله:
منصوری، سید امین.، آرمن، سید عزیز و حسینی، فرهاد. (۱٤۰٤). تبیین الگوی اثرگذاری وقوع جرایم تهران بر رشد اقتصادی پیرامون (بر اساس رویکرد هسته- پیرامون). *فصلنامه اقتصاد مقداری (بررسی‌های مقداری سابق)*، ۲۲(۴)، ۲۵۰-۲۸۸.

10.22055/jqe.2024.45875.2604

© 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

ساختارهای اجتماعی، اقتصادی و فرهنگی دارای روابط تنگاتنگی با هم هستند. میزان جرایم و شرایط اقتصادی نیز دارای روابط متقابلی می‌باشند و بر هم تاثیر می‌گذارند و از هم تاثیر می‌پذیرند. از یک سو جرایم در تصمیمات و رفتار اقتصادی افراد تاثیر می‌گذارد و تاثیراتی را بر شرایط اقتصادی آنان وارد می‌کند. از سویی دیگر وضعیت اقتصادی کشور و معیشت افراد نیز در رفتار و اعمال آنان اثر می‌گذارد. جرایم، ثبات اقتصادی را متزلزل می‌سازند و

باعث کاهش تمرکز و کنترل دولت بر برنامه‌ها و سیاست‌های اقتصادی می‌شوند. جرایم از اعتبار دولت‌ها و نهادهای اقتصادی کاسته و بی‌اعتمادی مردم را با خود به دنبال دارند. بنابراین باید با استفاده از مدل‌های مناسب، آثار جرایم ارزیابی و سیاست‌های مناسب جهت مقابله با آن‌ها اتخاذ شود (Khodaparast Mashhadi & Ghafoori Sadatieh, 2014).

جرم و جنایت هزینه های مستقیم و غیرمستقیم قابل توجهی را بر جامعه تحمیل می کند. هزینه‌های مستقیم مانند جان از دست رفته یا ناتوانی قربانیان، درآمدهای از دست رفته قربانیان و مجرمان، هزینه‌های پزشکی در موارد آسیب، هزینه‌های پیشگیری، مانند هزینه‌های پلیس، هزینه‌های حبس، هزینه‌های قضایی، هزینه‌های خصوصی برای پرسنل امنیتی، دوربین های مدار بسته برای اهداف نظارتی و غیره. اگرچه تعیین کمیت هزینه‌های قربانیان چالش برانگیز است، اما سایر هزینه‌های مستقیم را می‌توان تقریباً به صورت کمی محاسبه کرد. مجموع این هزینه ها را می توان از دست دادن رفاه اجتماعی و در نتیجه اثر منفی بر اقتصاد تلقی کرد. تأثیر هزینه های مستقیم بر جامعه، هزینه های فوری است که به یک جرم خاص و پیشگیری از آن نسبت داده می شود. هزینه های اضافی مرتبه دوم ناشی از فعالیت های مجرمانه را هزینه های غیر مستقیم می گویند. این هزینه ها شامل کاهش سرمایه گذاری به دلیل ترس از جرم، از دست دادن بهره وری ناشی از آسیب های جسمی یا روانی، از دست دادن اعتماد به حاکمیت قانون، کاهش ساعات کار،کاهش فعالیت های اقتصادی ناشی از سیالیت کم است. این هزینه‌ها مضر هستند زیرا پیامدهای ساختاری بلندمدتی بر اقتصاد دارند. از بین رفتن امنیت ناشی از تضعیف قانون و کاهش حمایت از حقوق مالکیت خصوصی، شرایط نامطلوبی را برای فعالیت‌های کارآفرینی ایجاد می‌کند. فعالیت مجرمانه همچنین مانع از توانایی دولت برای جذب کارگران ماهر، سرمایه‌گذاری داخلی و خارجی، کاهش رقابت شرکت و افزایش عدم اطمینان کسب‌وکار می‌شود، که همگی سهولت انجام تجارت را در منطقه‌ای با نرخ جرم بالا کاهش می‌دهند (Brand & Price, 2000; Dutta & Husain, 2009; Goulas & Zervoyianni, 2012; Greenbaum & Tita, 2004).

کاهش در نرخ جرم می‌تواند ذخیره سرمایه و رشد را ارتقا دهد، چرا که کاهش نرخ جرم به حکومت‌ها اجازه می‌دهد که منابع بیش‌تری را برای آموزش اختصاص دهند. این

افزایش در میزان سرمایه‌گذاری آموزشی، بهره‌وری نیروی کار را بالا می‌برد (هم در کارگران نیمه ماهر و هم کارگران ماهر) و بدین ترتیب نرخ دستمزد، میزان پس انداز و نرخ رشد نیز افزایش می‌یابد (Capasso, 2005). بررسی تاثیر جرم بر شرایط اقتصادی به برنامه‌ریزان و سیاست‌گذاران کمک می‌کند تا موانع رشد و پیشرفت اقتصادی را شناسایی کنند و تدابیر و سیاست‌های لازمه را به کار گیرند. آثار و تبعات جرم و جنایت از جمله موضوعاتی است که همواره مورد مباحثه بین جامعه شناسان، اقتصاددانان، حقوقدانان و روانشناسان قرار گرفته است. اقتصاد جرم از موضوعات بین رشته‌ای است که تلاش دارد تا از جنبه‌های اقتصادی، فعالیت‌های مجرمانه را تجزیه و تحلیل نماید. به عنوان مثال دتوتو و وانینی پس از ارزیابی مجموعه‌ای از جرایم کیفری در ایتالیا (حدود ٦٥٪ از کل جرایم کیفری) در طول سال ٢٠٠٦، بیان داشت که کل هزینه اجتماعی تخمینی بیش از ۳۸ میلیارد یورو است که این رقم حدود ٢/٦٪ تولید ناخالص داخلی ایتالیا می‌باشد (Detotto & Otranto, 2010). وجود ناامنی در مناطق مختلف، عواقب زیانباری نظیر کاهش سرمایه‌گذاری‌های جدید و به تبع آن عدم حرکت در مسیر توسعه را به همراه دارد. جرم ممکن است مناطق گسترده‌ای را متاثر کند، در این صورت به جرم فقط به عنوان مشکلی درون شهری نگاه نمی‌شود بلکه جرم به مسئله‌ای منطقه‌ای تبدیل می‌شود که ساکنین و بنگاه‌های پیرامون را نیز تحت تاثیر قرار می‌دهد (Burnham, Feinberg, & Husted, 2004).

از بعد از انقلاب، رشد جمعیت در حاشیه شهرهای بزرگ زیاد بوده است. مطالعات زیادی در زمینه ی ارتباط بین مهاجرت و رشد شهرها انجام شده ولی هیچ یک تاثیر الگوهای جرم و جنایت شهری بر اقتصاد شهرستان های اطراف را در نظر نگرفته است. اگر جرم و جنایت شهری بر منطقه جغرافیایی بزرگتری تأثیر می‌گذارد، آنگاه این فقط یک مشکل «داخلی شهر» نیست، بلکه یک مشکل منطقه‌ای است که ساکنان حومه شهر و شرکت‌ها به طور یکسان در آن تحت تأثیر قرار می‌گیرند. جرائم علاوه بر اثرات مستقیمی که در منطقه‌ی جغرافیایی دارند، اثرات غیر مستقیمی می تواند بر سایر مناطق همجوار داشته باشد. مسلماً نشت این اثرات ممکن است بسته به نوع جرم در مناطق مختلف اثرات متفاوتی از خود نشان دهد. مدل هسته پیرامون یا Core-Periphery به توضیح اینکه چرا برخی از مناطق درون شهری از رفاه قابل توجهی برخوردار هستند، در حالی که برخی دیگر همه نشانه های محرومیت و فقر شهری را نشان می دهند، کمک می کند. این در حالی است که در نظریه علیت تجمعی یا Cumulative-Causation مناطق کمتر در دسترس

درون شهری ممکن است یک اثر وارونه را تجربه کنند، با سرمایه گذاری اندکی که در داخل شهر نزدیک به CBD رخ می دهد، شکاف فقر و ثروت را افزایش می یابد.

با در نظر گرفتن این مهم، سوالی پیش می‌آید این است؛ که جرایم تا چه اندازه می‌توانند رشد اقتصادی مناطق را تحت تاثیر قرار دهند؟ این تاثیرات به چه صورت است و در میان جرایم کدام یک تاثیرات بیش‌تری بر رشد اقتصادی مناطق دارد؟ آیا جرم در یک منطقه می تواند بر رشد اقتصادی در منطقه ی پیرامون خود اثرگذار باشد؟ از این رو هدف اصلی در این تحقیق بررسی جرم در هسته و تاثیر آن بر مناطق پیرامون است. برای این منظور استان تهران به عنوان هسته و ۳۰ استان به عنوان پیرامون برای دوره ی ۱۳۹۹-۱۳۷۷ مورد بررسی قرار گرفته است.

۲- مبانی نظری جرم و ارتباط آن با اثرات سرریز

اقتصاد جرم، شاخه‌ای از علم اقتصاد است که در آن به فعالیت‌های مجرمانه به عنوان نوعی فعالیت اقتصادی نگاه می‌شود. در این فعالیت‌ها، مجرمان همانند سایر فعالین اقتصادی، در اعمال مجرمانه خود منافع و هزینه‌های عمل را ارزیابی می‌کنند. به همان صورت که فرد در اقتصاد دست به انتخاب می‌زند، افراد در انتخاب رفتار مجرمانه و غیرمجرمانه نیز دست به انتخاب می‌زنند و همانند مصرف کننده‌ای در بازار رفتار می‌کنند. بنابراین افراد همان تحلیل هزینه منفعتی را که در رفتارهای قانونی خود به کار می‌گیرند؛ در تصمیم به انجام فعالیت‌های مجرمانه نیز مدنظر قرار می‌دهند. انسان‌ها در پی انجام رفتاری خواهند بود که منفعت بیش‌تری را برای آن‌ها به دنبال داشته باشد و افراد به سوی انجام کارهایی خواهند رفت که حداکثر سود را با تحمیل کم‌ترین هزینه برای آن‌ها در پی داشته باشد. مجرمان نیز از این قاعده مستثنی نیستند و آن‌ها نیز افرادی هدفمند در نظر گرفته می‌شوند که بر اساس اصالت سود و به منظور به دست آوردن حداکثر سود، رفتار خواهند کرد. در واقع مجرم فردی حسابگر در نظر گرفته می‌شود که قبل از انجام جرم تفکر می‌کند و پس از سنجش عوامل مختلف از جمله احتمال شکست، احتمال تحت تعقیب قرار گرفتن، میزان مجازات احتمالی، احتمال عفو و.. . تصمیم می‌گیرد که نسبت به انجام آن جرم اقدام کند یا خیر. این که انسان در اعمال خود با انگیزه‌ی کسب سود عمل می‌کند، از اصول علم اقتصاد به شمار می‌آید. آدام اسمیت عقیده داشت که انسان‌ها برای رسیدن به حداکثر سود در

رفتارهای اقتصادی، بر اساس نیروی عقلانی رفتار می‌کنند. در واقع انسان اقتصادی، واحد یا بنگاهی اقتصادی است که دارای ترجیحات معینی است و همواره نفع شخصی خود را دنبال می‌کند. لذا دتوتو نیز بیان می‌دارد که سطح جرم در یک کشور به عقلانیت مجرمان و نگرش نسبت به ریسک و ترجیحات بستگی دارد (Detotto & Pulina, 2013).

فلیشر (۱۹٦۳) به وسیله آزمون تجربی به تحلیل اقتصادی جرم پرداخت و تاثیر بیکاری را روی بزهکاری جوانان مورد مطالعه قرار داد. او بر اساس آزمونی که در آن ارتباط بین نرخ جرم و بیکاری را در کنار متغیر سن بررسی کرد، نتیجه گرفت که نرخ بیکاری بر میزان جرم تاثیری مثبت دارد و این نتایج خصوصا برای افراد با سن بیش‌تر از ١٦ سال با اعتماد بیش‌تری مورد پذیرش قرار گرفته است. وی بیان داشت که وقوع جرم در جامعه باعث می‌شود که منابع بخش عمومی و خصوصی صرف مبارزه با جرم شود. از طرفی دیگر وقوع جرم، با تهدید امنیت اجتماعی و اقتصادی زمینه‌های لازم برای سرمایه‌گذاری و تولید را کم می‌کند و موجبات فقر و بیکاری را فراهم می‌آورد. از سوی دیگر از رابطه‌ی جرم با شرایط بازار کار و نرخ دستمزد نیز نباید غافل ماند. از آن‌جا که هزینه‌ی احتمال دستگیری برای افراد کم‌درآمد، پایین است لذا سطح درآمد پایین باعث می‌شود احتمال ارتکاب جرم افزایش یابد (Fleisher, 1963).

فلیشر (۱۹٦٦) همچنین نقش درآمد را در تصمیم‌گیری افراد در زمینه ارتکاب جرم مورد بررسی قرار داد. فلیشر علت تمایل بیش‌تر افراد کم‌درآمد به ارتکاب جرم را این چنین می‌دانست که کم بودن درآمد باعث افزایش هزینه‌ی نسبی اختصاص زمان به کارهای قانونی می‌شود. از طرف دیگر هزینه تحمیلی ناشی از دستگیری نسبتا کم است و علت آن هم این است که افراد کم‌درآمد، درآمد چندانی را برای گذران زندگی در صورت اشتغال به کارهای قانونی برای خود تصور نمی‌کنند و صرف مدت زمانی از زندگی در زندان را برای خود چندان زیاد تلقی نمی‌کنند (Fleisher, 1966). بکر[1] (۱۹٦۸) در مقاله ای تحت عنوان "اقتصاد جرم و مجازات، یک رهیافت اقتصادی[2]" اظهار می‌کند که یک نظریه مفید در مورد رفتار مجرمانه می‌تواند تئوری‌های خاص آنومی، کمبودهای روانی یا وراثت صفات خاص را کنار بگذارد و به سادگی تحلیل معمول اقتصاددانان در مورد انتخاب عقلانی را توسعه دهد

1. Becker
2 Crime and punishment: An economic approach

(Becker, 1968). از دیدگاه بکر، افراد با توجه به تجزیه و تحلیل هزینه منفعت ناشی از ارتکاب جرم، چنانچه پی ببرند که مطلوبیت انتظاری از انجام فعالیت مجرمانه، با در نظر گرفتن احتمال دستگیری و محکومیت از مطلوبیتی که می‌تواند با استفاده از وقت و دیگر منابع به دست آورد بیش‌تر باشد، در این صورت به احتمال زیاد مرتکب عمل مجرمانه خواهند شد. بنابراین برخی افراد مرتکب افعال مجرمانه می‌شوند نه به این دلیل که انگیزه اساسی آن‌ها با انگیزه افراد دیگر متفاوت است، بلکه به این دلیل که مزایا و هزینه‌های آن‌ها با هم متفاوت است. لذا بکر طبق این پیش فرض، عوامل اقتصادی را از جمله عوامل تاثیرگذار بر جرم می‌دانست. بکر بر این باور بود که سطح مجازات تعیین شده برای اعمال مجرمانه می‌تواند بر میزان این فعالیت‌ها تاثیر بگذارد؛ لذا کنترل دقیق بر جرایم و تعیین سطحی بالایی از مجازات، هزینه جرم را برای یک مجرم منطقی، افزایش می‌دهد. به همین ترتیب سستی در کنترل جرایم ممکن است مجرمی منطقی را به رفتن به سوی جرم تحریک کند. در واقع افرادی که قصد انجام عملی مجرمانه دارند، احتمال دستگیری و میزان مجازات خود را نیز در نظر می‌گیرند و سعی می‌کنند رفتار خود را با توجه به محدودیت‌هایی که برای کنترل جرایم گذاشته شده است، بهینه کنند. بدین وسیله بکر بیان می‌دارد که تعداد جرایم تا حد زیادی به احتمال محکومیت، احتمال مجازات و دیگر متغیرهایی چون درآمد فعالیت‌های قانونی و غیرقانونی دیگر و تمایل او به ارتکاب اعمال غیرقانونی بستگی دارد. به عنوان مثال، افزایش درآمد فعالیت‌های قانونی یا افزایش قانون‌پذیری افراد از جمله از طریق آموزش، انگیزه‌ی افراد را نسبت به انجام فعالیت‌های غیرقانونی کاهش می‌دهد. همچنین تغییر در شکل مجازات نیز مثلا تغییر مجازات از جریمه نقدی به حبس، باعث کاهش تعداد جرایم حداقل به طور موقت می‌شود. بکر همچنین بیان داشت که به طور کلی چنانچه احتمال محکومیت یا مجازات افزایش یابد (با ثابت بودن سایر متغیرها)، میزان ارتکاب جرم کاهش می‌یابد. لذا قوانین و مجازات‌ها باید به گونه‌ای تعیین شوند که هزینه‌ی جرم را برای افراد افزایش دهند (Becker, 1968).

بعدها، انواع مختلفی از مدل‌های اقتصادی جرم توسعه داده شد که همگی از تئوری عرضه و تئوری رفتار اقتصادی نسبت به ریسک نشات گرفتند. ساده‌ترین آن‌ها بسیار شبیه به مدل‌های انتخاب پورتفولیو است که در آن دارایی یک شخص بین پروژه‌های مختلف پرریسک و بدون ریسک تخصیص می‌یابد. در نسخه مربوط به اقتصاد جرمِ این مدل،

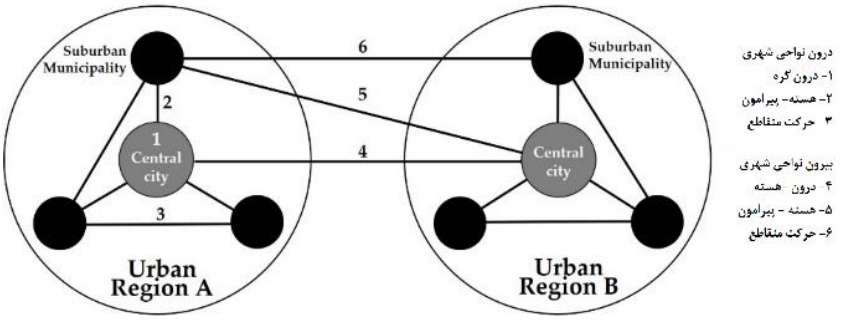
گزینه‌های غیرقانونی به دلیل عدم اطمینان در مورد مجازات، پرریسک تلقی می‌شوند. آلینگم و ساندمو (۱۹۷۲)، کلم (۱۹۷۳) و سینگ (۱۹۷۳) چنین مدل‌هایی را برای فرار مالیاتی توسعه داده‌اند که در آن فرد با این مسئله روبرو می‌شود که تصمیم بگیرد چه نسبت از درآمد خود را به مقامات مالیاتی گزارش ندهد. در اختلاف با مدل بکر که در آن درآمد حاصل از جرم یک پارامتر است، در این‌جا درآمد فعالیت مجرمانه تابعی از نسبت درآمد برون‌زایِ گزارش نشده است (Allingham & Sandmo, 1972; Cremer & Gahvari, 1996; Kolm, 1973; Singh, 1973).

۱-۲- مدلهای نظری جغرافیای شهری

چندین نظریه در مورد انگیزه مهاجرت درون شهری ارائه شده است. آلونسو (۱۹۶۴) یک مدل تک محوری از شهرنشینی را برای توضیح مهاجرت افراد و شرکت ها از منطقه تجاری مرکزی یک شهر (CBD) ایجاد کرد. طبق نظریه او، توسعه جاده های خوب و حمل و نقل انبوه هزینه های رفت و آمد به CBD را کاهش داد و این به نوبه خود مهاجرت از CBD را تشویق کرد. «کشش» زمین ارزان‌تر، مسکن جدیدتر، تراکم جمعیت کمتر و محله‌های همگن‌تر در حومه شهر همچنان به مهاجرت به بیرون دامن می‌زند (Alonso, 1964). اخیراً، فناوری های ارتباطی نیز به پراکندگی دامن زده اند. این نظریه از طرف میلز و پرایس (۱۹۸۴) و میلز (۱۹۹۲) حمایت شده است (Mills, 1992; Mills & Price, 1984). دیگر افراد، مانند برادفورد و کلجیان (۱۹۷۳)، استدلال کردند که حاشیه نشینی تا حدی به دلیل تمرکز مشکلات اجتماعی در شهرهای مرکزی است. ساکنان مرفه که به عنوان نظریه «فرار از بلایت» شناخته می‌شوند، به مناطق حومه شهر مهاجرت می‌کنند تا از مشکلاتی مانند مدارس بد شهری، آلودگی، ازدحام، تنش‌های نژادی و جنایت در امان بمانند. بنابراین، مهاجرت از CBD ناشی از نارضایتی‌های شهری و جابجایی مشاغل به حومه‌ها است (Bradford & Kelejian, 1973). گرین‌وود و هانت (۱۹۸۴) سعی کردند مهاجرت خالص شهری و درآمد افراد شاغل را با در نظر گرفتن اهمیت مشاغل و دستمزدها در مقابل امکانات خاص مکان توضیح دهند. با استفاده از مجموعه‌ای منحصر به فرد از داده‌های مهاجرت سالانه از ۱۷۱ دفتر تحلیل اقتصادی مناطق اقتصادی، آنها دریافتند که تأثیر مشاغل و دستمزدها به طور قابل‌توجهی مهم‌تر از تأثیر امکانات خاص مکان در توضیح مهاجرت شهری آن دسته از افراد شاغل است (Greenwood & Hunt, 1984). این نتایج به طور قابل

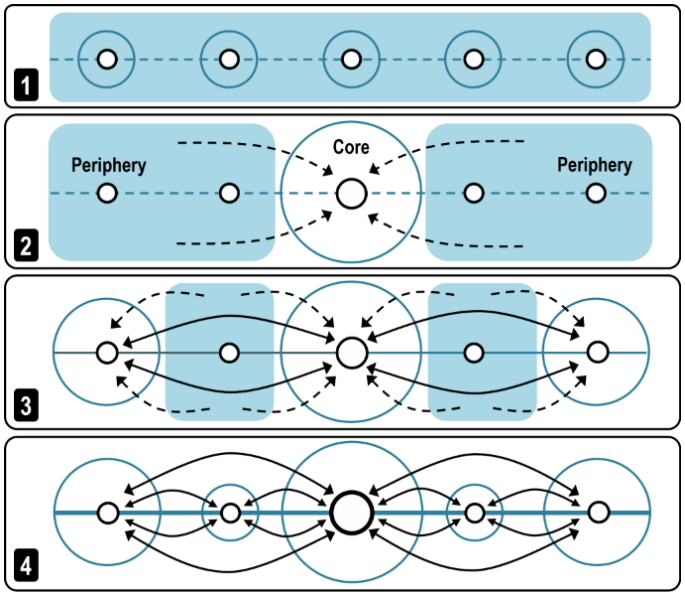
توجهی با گریوز (۱۹۷۹) متفاوت است که امکانات رفاهی را عامل تعیین کننده ای برای مهاجرت خالص شهری می دانست (Graves, 1979). در همین راستا، گراب (۱۹۸۲) معیارهای شرایط شهر مرکزی (شامل تراکم و میزان جرم و جنایت) را به عنوان متغیرهای مستقل در نظر گرفت و به این نتیجه رسید که برای کل جمعیت، جرم مالکیت باعث افزایش حاشیه نشینی می شود. در حالی که جنایت خشونت آمیز اینطور نبود (Grubb, 1982). از سوی دیگر، میلز و پرایس (۱۹۸٤) اثر منفی نرخ جرم و جنایت را بر حاشیه نشینی پیدا کردند. در نتیجه، آنها پیشنهاد می‌کنند که علیت ممکن است در جهت مخالف باشد، یعنی تراکم بالای جمعیت شهر مرکزی در شهر مرکزی ممکن است باعث ترویج جرم شود و تراکم شغلی بالا اموالی را برای مجرمان فراهم می‌کند تا بتوانند سرقت کنند (Mills & Price, 1984). ماسی و زنتنو (۱۹۹۹) هفت عامل را توصیف می کند که به صورت دایره ای برای ایجاد مهاجرت اضافی عمل می کنند: (۱) گسترش شبکه ها (۲) توزیع درآمد (۳) توزیع زمین (۴) سازماندهی تولید مزرعه (۵) فرهنگ مهاجرت، (۶) توزیع سرمایه انسانی و (۷) برچسب گذاری اجتماعی. به گفته این نویسندگان، در یک مقصد معین، شبکه‌های مهاجران از یک مکان مبدأ خاص، سرمایه اجتماعی را به اقوام و دوستانی که مهاجرت می‌کنند قادر می‌سازد تا به راحتی شغل پیدا کنند و به طور کلی خود را به سرعت با محیط جدید خود سازگار کنند (Massey & Zenteno, 1999).

یکی از مدل هایی که در آن ارتباط بین هسته های مرکزی شهری و رشد منطقه ای منتاطق مورد بررسی و تجزیه و تحلیل قرار گرفته است، مدل هسته-پیرامون است. مدل هسته پیرامون یا Core-Periphery به توضیح اینکه چرا برخی از مناطق درون شهری از رفاه قابل توجهی برخوردار هستند، کمک می کند، در حالی که برخی دیگر همه نشانه های محرومیت و فقر شهری را نشان می دهند. خدمات، سرمایه‌گذاری و مشاغل در مرکز تجاری منطقه مرکزی (CBD) متمرکز شده‌اند، اما مناطق داخلی شهر در دسترس ممکن است از کاهش ثروت از هسته اصلی بهره ببرند. به عنوان مثال، در برخی مناطق ممکن است تعداد زیادی از کارکنان اداری به داخل شهر به دنبال غذای ناهار با قیمت پایین باشند. هسته همچنین کار را برای ساکنان داخل شهر فراهم می کند (Borgatti & Everett, 2000).



شکل ۱. مدل هسته-پیرامون۱
Figure1. Core-periphery model1

مدل هسته و پیرامون معرفی یک صنعت جدید یا گسترش صنعت موجود در یک منطقه، رشد در سایر بخش های صنعتی را نیز تشویق می کند. این به عنوان اثر چند برابری شناخته می شود که در ساده ترین شکل آن این است که چند بار پول خرج شده در اقتصاد یک کشور گردش می کند. پولی که در یک صنعت سرمایه‌گذاری می‌شود به ایجاد شغل مستقیم در صنعت کمک می‌کند، اما به‌طور غیرمستقیم در سایر نقاط اقتصاد نیز شغل ایجاد می‌کند. برای مثال، توسعه صنعتی جدید به کارگران ساختمانی نیاز دارد که خودشان به مسکن نیاز دارند و خدماتی مانند مدارس و مغازه ها. افزایش تقاضا برای غذا به نفع کشاورزان محلی خواهد بود که ممکن است هزینه های خود را برای کود افزایش دهند. کارگرانی که مستقیماً در صنعت جدید استخدام می‌شوند، عرضه محلی نیروی کار ماهر را افزایش می‌دهند و شرکت‌های دیگری را جذب می‌کنند که از اشتراک این مجموعه نیروی کار سود می‌برند. سایر شرکت‌هایی که قطعات را تامین می‌کنند یا از محصولات صنعت جدید استفاده می‌کنند، به این منطقه جذب می‌شوند تا از کاهش هزینه‌های حمل و نقل بهره ببرند. اثرات جانبی شامل اختراعات یا نوآوری‌های جدیدی است که ممکن است به توسعه صنعتی بیشتر و پیوندهای جدید منجر شود. از طریق این اثر چند برابری، یک منطقه می تواند به عنوان یک قطب رشد، همانطور که در نمودار زیر نشان داده شده است، توسعه یابد (Klimczuk & Klimczuk-Kochańska, 2019).



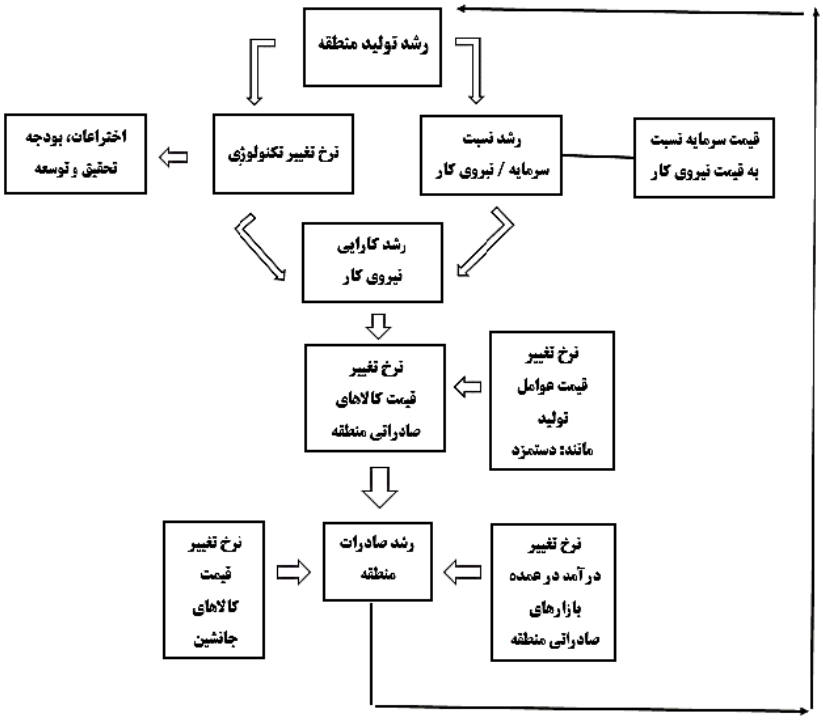
شکل ۲. مدل هسته-پیرامون۲

Figure2. Core-periphery model2

بیان دیگری از تحلیل نظری توسط جریان های علیت تجمعی[۳] توضیح داده شده است. این گروه جریان های علیت تجمعی را عامل محرک رشد اقتصاد منطقه بیان کرده که در واقع شوک های خارجی باعث تشدید ارتباطات درونی و به دنبال آن تشدید رشد داخلی می شود. این نظریه ابتدا توسط میردال[٤] ارائه شده و بعد ها کالدور و سپس دیکسون و تیروال آن را گسترش دادند (Argyrous, 1996; Fujita, 2007; Roberts, 2002).

[3] Cummulative causation

[4] Mirdal



شکل ۳. مدل علیت های تجمعی

Figure3. Cummulative causation

این نظریه نشان می‌دهد که یک جریان مهاجرت معین به طور معمول در طول زمان افزایش می‌یابد. این عمدتاً به این دلیل است که در یک مقصد مشخص، شبکه‌های مهاجران از یک مکان مبدا سرمایه اجتماعی را فراهم می‌کنند که به اقوام و دوستانی که مهاجرت می‌کنند این امکان را می‌دهد تا به راحتی شغل پیدا کنند و به سرعت با محیط جدید سازگار شوند. هرچه اندازه جریان مهاجرت بیشتر باشد، شبکه قوی تر می شود. هرچه شبکه قوی تر باشد، اندازه جریان مهاجرت بیشتر است. بر اساس این نظریه، در صورت مساوی بودن سایر موارد، حجم یک جریان مهاجرت روز به روز افزایش خواهد یافت.

۳- پیشینه ی مطالعات تجربی:

۳-۱- مطالعات خارجی

سامپسون و وولدرج (۱۹۸۶) میزان جرم و جنایت در ۵۵ شهر بزرگ ایالات متحده را با تغییرات جمعیتی طی دوره ۱۹۷۰-۱۹۸۰ مقایسه کردند. همه شهرهایی که در سال ۱۹۷۰ حداقل ۲۵۰۰۰۰ نفر جمعیت داشتند انتخاب شدند. آنها دریافتند که نرخ جرم و جنایت در این شهرها پس از کنترل اثرات سایر عواملی که ممکن است بر تصمیم برای نقل مکان تأثیر بگذارد، تأثیر قابل توجهی بر کاهش جمعیت سفیدپوست و سیاهپوست در شهر مرکزی دارد (Sampson & Wooldredge, 1986). گرین‌وود و استاک (۱۹۹۰) دریافتند که نرخ جرم و جنایت در شهر مرکزی تأثیر ناچیزی بر تصمیم‌گیری‌های مربوط به مکان‌های مسکونی دارد، به جز در دهه ۱۹۵۰، زمانی که نرخ‌های بالاتر جرم و جنایت در شهر مرکزی، خانواده‌های پردرآمد را تشویق به نقل مکان به حومه شهر کرد (Greenwood & Stock, 1990). کالن و لویت (۱۹۹۹) ارتباط بین تغییرات در میزان جرم و جنایت و تغییرات جمعیت را از نزدیک بررسی کردند. نتایج آنها حاکی از آن است که تأثیر جرم و جنایت منجر به افزایش مهاجرت به خارج از شهر می شود تا کاهش مهاجرت به شهر مرکزی. آنها شواهدی یافتند که نشان می دهد ارتباط بین جرم و جمعیت بدون تاخیر قابل توجهی رخ می دهد. آنها خاطرنشان کردند که آن دسته از ساکنانی که شهرها را در پاسخ به جرم و جنایت ترک کردند تقریباً ۸۰ درصد مواقع در منطقه شهری باقی ماندند (Cullen & Levitt, 1999). جاستن (۲۰۰۳)، با اعمال رویکرد نظری انتخاب عقلانی در انجام رفتار مجرمانه در مدل نسل‌های همپوش[5] (OLG) به بررسی برهم کنش تعادل عمومی پویا بین نابرابری، جرم و رشد اقتصادی می‌پردازد. نتایج مطالعات وی نشان می‌دهد که افزایش جرم و جنایت باعث می‌شود حقوق مالکیت از امنیت کم‌تری برخوردار شود، که این به نوبه خود باعث کاهش سرمایه‌گذاری شده و به عنوان مانعی در مسیر رشد تلقی می‌شود. جاستن بیان می‌دارد که با افزایش نابرابری نرخ رشد اقتصادی را کاهش می‌دهد. وی همچنین نشان داد هنگامی که شکاف بین فقرا و ثروتمندان افزایش می‌یابد هزینه فرصت فعالیت‌های مجرمانه برای افراد

[5] Overlapping Generation Model

فقیری که از توانایی تولیدی چندانی برخوردار نیستند، کاهش می‌یابد (Josten, 2003). متی (۲۰۱۲)، " بر اساس تئوری رشد درون‌زا[6] و با استفاده از مدل تصحیح خطای برداری و داده‌های سری زمانی سه ماهه طی بازه زمانی ۲۰۱۱-۲۰۰۳ به ارزیابی تاثیر جرم بر رشد اقتصادی آفریقای جنوبی پرداخت. نتایج این مطالعه نشان می‌دهد که جرم در طولانی مدت تأثیر منفی بر رشد اقتصادی آفریقای جنوبی می‌گذارد؛ با این حال، این رابطه از نظر آماری چه در کوتاه مدت و چه در بلند مدت معنادار نیست. یافته‌های این تحقیق شواهدی برای تعاملات کوتاه مدت در بین شاخص جرم و رشد اقتصادی نشان نداد. این مطالعه همچنین شواهدی درباره‌ی همبستگی مثبت بین جرم و فقر و همچنین بین بیکاری و جرم ارائه نموده است (Mtati, 2012). گولاس و زرویانی (۲۰۱۳)، با استفاده از داده‌های سالانه ۲۵ کشور به بررسی اثرات متقابل جرم و نااطمینانی بر رشد اقتصادی در طی دوره‌ی زمانی ۲۰۰۷-۱۹۹۷ پرداختند. نتایج پژوهش آن‌ها نشان می‌دهد که افزایش جرم و جنایت تاثیر نامتقارنی بر رشد اقتصادی می‌گذارد. آن‌ها همچنین بیان داشتند که چنانچه عدم اطمینان اقتصاد کلان از حد متوسط بیش‌تر باشد این امر تأثیر نامطلوب جرم بر رشد اقتصادی را افزایش می‌دهد (Goulas & Zervoyianni, 2013). کومار (۲۰۱۳)، با استفاده از داده‌های سطح ایالتی در هند علیت بین نرخ جرم و رشد اقتصادی را به صورت تجربی برای دوره‌ی زمانی ۲۰۱۱-۱۹۸۰ مورد بررسی قرار داد. وی برای محاسبه رابطه‌ی علت و معلولی معکوس بین جرم و رشد اقتصادی از روش پانل دیتای پویا، با رویکرد متغیرهای ابزاری[7] (Panel GMM) استفاده کرد. نتایج پژوهش وی نشان می‌دهد که جرایم بیش‌تر ممکن است سطح درآمد سرانه و نرخ رشد آن را کاهش دهد. کومار رابطه‌ی منفی و آماری معناداری بین جرایم خشن و نرخ رشد درآمد سرانه پیدا کرد. طبق برآوردها نرخ قتل عمد هم بر میزان درآمد سرانه و هم بر نرخ رشد آن در ایالت‌های هند تأثیر می‌گذارد؛ این در حالی است که نرخ دستبرد فقط روی نرخ رشد تأثیر می‌گذارد (Kumar, 2013). استرادا (۲۰۱۳)، با استفاده از داده‌های انواع مختلفی از جرایم که طی سال‌های ۲۰۱۲-۱۹۹۷ در گواتمالا رخ داده است تلاش نمود تا نشت‌های احتمالی ناشی از جرم را که می‌توانست بر عملکرد اقتصادی تاثیر بگذارد را کشف نماید. نتایج تحقیق وی نشان می‌دهد که تاثیر اقتصادی جرم به میزان آسیب پذیری کشورها

6. Endogenous Growth Theory
7 Instrumental Variables

در برابر خشونت و ویرانی‌های ناشی ازجرم بستگی دارد که مشترکا نشت از رشد اقتصادی و به دنبال آن تاثیر بر رشد اقتصادی را تعیین می‌کند. علاوه بر این وی بیان نمود که جرم می‌تواند تاثیر اقتصادی معناداری حتی در کشورهای توسعه یافته دارای زیر ساخت‌های با امنیت بالا و سطح آمادگی بالا داشته باشد (Ruiz Estrada, 2013). انامورادو و همکاران (۲۰۱٤)، با استفاده از داده‌های جرم و درآمد سرانه به بررسی اثر جرم بر رشد درآمد در مکزیک طی دوره‌ی زمانی ۲۰۱۰-۲۰۰۵ پرداختند. نتایج این مطالعه بر تأثیر منفی جرایم مرتبط با مواد مخدر بر رشد درآمد در شهرداری‌های مکزیک طی دوره مورد بررسی تاکید می‌کند. از سوی دیگر به نظر نمی‌رسد که جرائم غیرمرتبط با مواد مخدر تاثیری در نرخ رشد اقتصادی شهرداری‌ها در بازه زمانی مورد بررسی داشته باشد (Enamorado, López-Calva, & Rodríguez-Castelán, 2014). هاوی (۲۰۱٤)، با استفاده از مدل خودرگرسیون برداری[8] (VAR) به بررسی تاثیر نرخ جرم بر عملکرد اقتصادی غنا پرداخت. نتایج آزمون هم انباشتگی جوهانسن نشان داد که بین دو متغیر فقط رابطه کوتاه مدتی وجود دارد. علاوه بر این مشخص شد که نرخ جرم سابق تاثیر منفی معناداری بر تولید ناخالص داخلی سرانه اسمی دارد و بسیار پرکشش می‌باشد. آزمون علیت گرنجر نیز نشان داد که نرخ جرم علیت گرنجر عملکرد اقتصادی است؛ در نتیجه با کاهش میزان جرم و جنایت، تولید ناخالص داخلی سرانه اسمی در کشور غنا بهبود می‌یابد (Havi, 2014). نینو و همکاران (۲۰۱۵)، برخی از تاثیرات اقتصادی خشونت در مناطق مرزی را طی دوره‌ی زمانی ۲۰۱۰-۲۰۰٦ مورد مطالعه قرار دادند. در این پژوهش از رویکرد داده‌های سری زمانی به منظور تعیین کمی ارتباط بین قتل‌های جرائم سازمان‌یافته در سیوداد خوارس[9] و شرایط اقتصادی در ال پاسو[10] استفاده شده است که توسط شاخص چرخه تجاری کلان شهری و اشتغال غیر کشاورزی کل اندازه‌گیری می‌شود. یافته‌ها نشان می‌دهد که نوسانات تعداد قتل‌ها در سیوداد خوارس از نظر معناداری آماری در چندین وقفه زمانی بر هر دو متغیر تأثیر می‌گذارد. به نظر می‌رسد افزایش قتل‌های مرتبط با جرایم سازمان یافته با کاهش فعالیت‌های تجاری تکمیلی در سیوداد خوارس تاثیرات سوئی بر اقتصاد منطقه‌ی ال‌پاسو می‌گذارد. بدین ترتیب شیوع

[8] Vector Autoregressive Model

[9] Ciudad Juárez

[10] El Paso

خشونت در یک طرف مرز می‌تواند پیامدهای اقتصادی مهمی در آن سوی مرز داشته باشد (Niño, Coronado, Fullerton, & Walke, 2015). آسودو و گارسیا پرز (۲۰۱۵)، با استفاده از داده‌های سالانه به بررسی تاثیر جرم بر سرمایه‌گذاری خصوصی در یازده کشور آمریکای جنوبی طی بازه‌ی زمانی ۲۰۱۰-۲۰۰۰ پرداختند. آن‌ها پی بردند که جرم و خشونت بر جذابیت سرمایه‌گذاری خصوصی (داخلی و خارجی) در کشورهای آمریکای جنوبی تأثیر گذاشته است. با این وجود، باید در نظر داشت که میزان تأثیر ممکن است حتی بیش‌تر از این مقدار باشد چرا که جرم در میان مدت نیز بر ارزش فعلی نرخ سرمایه‌گذاری خصوصی تاثیر می‌گذارد (Rueda & Pérez, 2015). کربونی و دتوتو (۲۰۱٦)، در مطالعه‌ای به بررسی رابطه بین چندین نوع جرم (از جمله قتل، دزدی، دستبرد و کلاهبرداری) و بازده اقتصادی در ایتالیا پرداخته‌اند. نتایج تخمین حداقل مربعات دو مرحله‌ای فضایی، نشان داد که جرم دارای اثری منفی بر تولید ناخالص داخلی است. در میان جرایم اثرات قتل از نظر آماری معنادار است. یافته‌های آن‌ها همچنین نشان می‌دهد که اثرات سرریز فضایی مثبتی در بین استان‌های ایتالیا وجود دارد (Carboni & Detotto, 2016). شارکی و توراتس-اسپینوزا (۲۰۱۷)، در مطالعه‌ای تحت عنوان "تأثیر جرم خشونت آمیز بر تحرک اقتصادی" نشان دادند که یک کاهش انحراف معیار در جرایم خشن که در اواخر دوره بلوغ تجربه شده است، میزان درآمد مورد انتظار در بزرگسالی را حداقل ۲ واحد افزایش می‌دهد. به طور مثال یک کاهش انحراف استاندارد در میزان قتل، میزان درآمد مورد انتظار را تقریباً ۱/۵ امتیاز افزایش می‌دهد. همچنین شواهد نشان می‌دهد که کاهش میزان نرخ جرم خشن، شیوع ترک تحصیل در دوره‌ی دبیرستان را در سطح شهرستان طی سال‌های ۱۹۹۰ تا ۲۰۱۰ کاهش داده است (Sharkey & Torrats-Espinosa, 2017). بلکبرن و همکاران (۲۰۱۷)، تعاملات بین جرایم سازمان یافته و فساد را همراه با تاثیرات فردی و تابلویی این پدیده‌ها بر روی رشد اقتصادی بررسی کردند. نتایج پژوهش نشان می‌دهد که جرایم سازمان یافته با افزایش هزینه‌ی فعالیت‌های اقتصادی از طریق اخاذی، فضای نامطلوبی را برای این‌گونه فعالیت‌ها ایجاد می‌کنند. آن‌ها بیان می‌دارند که یک اقتصاد وقتی عاری از هرگونه جرم و فسادی باشد، عملکرد بهتری دارد نسبت به زمانی که یک یا هر دوی این موارد وجود داشته باشند. آن‌ها همچین نشان می‌دهند که چگونه جرایم سازمان یافته بر رشد تاثیر منفی می‌گذارد و چگونه ممکن است این تاثیر در حضور فساد افزایش یا کاهش یابد (Blackburn, Neanidis, & Rana, 2017). راج و کالورو (۲۰۲۳)، در تحقیقی از رویکرد (ARDL) برای بررسی تجربی

میزان تأثیر قتل بر رشد اقتصادی استفاده می کند. مطالعه موردی در هند انجام شد و از داده های طولی سالانه از سال ۱۹۹۰ تا ۲۰۱۹ استفاده شد. آزمون هم انباشتگی نشان می‌دهد که نرخ جرم و جنایت، با نرخ قتل، همراه با سرمایه‌گذاری، سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی، صادرات و علیت گرنجر باعث تولید ناخالص داخلی سرانه واقعی در بلندمدت می‌شود. نرخ قتل در کوتاه مدت تأثیر منفی قابل توجهی بر رشد اقتصادی خواهد داشت. افزایش یک درصدی در نرخ قتل منجر به کاهش ۰٫۲۵ درصدی رشد اقتصادی می شود. یافته ها حاکی از توجه فوری به کاهش نرخ جرم از طریق افزایش هزینه فرصت فعالیت های مجرمانه و کاهش اثرات مخرب قتل بر رشد اقتصادی است (Raj & Kalluru, 2023). نورباسونی و هایرونورافی (۲۰۲٤)، به بررسی رابطه بین جرم و جنایت و رشد اقتصادی در اندونزی از سال ۲۰۱۱ تا ۲۰۲۰ می پردازد که به طور مفصل از دیدگاه فضایی با هزینه های عمومی و بیکاری مورد بررسی قرار می گیرد. زمانی که مخارج عمومی به اندازه کافی رضایت بخش باشد و نرخ مشارکت نیروی کار در سطح مطلوب باشد، جرایم برای رشد اقتصادی آسیب کمتری خواهند داشت. این نشان دهنده واکنش نامتقارن رشد اقتصادی به جرم و جنایت است که بستگی به سیاست عمومی، مخارج امنیتی و استفاده از نیروی کار در اقتصاد دارد. با استفاده از یک مدل پویای دوربین فضایی (SDM) برای ارزیابی رابطه بین جرم و رشد اقتصادی از طریق اثرات خارجی فضایی، نشان می‌دهد افزایش جرم و جنایت نه تنها بر رشد اقتصادی یک استان تأثیر منفی می‌گذارد، بلکه بر رشد اقتصادی استان های همجوار نیز تأثیر منفی دارد (Nurbasuni & Khoirunurrofik, 2024).

۲-۳-مطالعات داخلی

صادقی عمروآبادی و همکارن (۱۳۹۱)، با استفاده از مدل خودرگرسیون برداری به بررسی تاثیر پولشویی (میزان جرایم و اقتصاد زیرزمینی) بر متغیرهای کلان اقتصادی از جمله تولید ناخالص داخلی، نابرابری درآمدی و مخارج مصرفی دولت طی دوره‌ی زمانی ۱۳۸۸-۱۳٦۳ پرداختند و سیاست‌هایی را جهت مقابله با آثار پولشویی ارائه دادند. نتایج تخمین مدل‌های مورد ارزیابی تحقیق نشان می‌دهد که افزایش شاخص‌های پولشویی علاوه بر کاهش رشد اقتصادی و افزایش ضریب جینی و تضاد طبقاتی درآمدی کشور باعث افزایش اندازه و مخارج دولت می‌شود (Sadeghi Amroabadi, Googerdchian, & Shahbazi, 2012).

رایجیان اصلی و صادقی (۱۳۹٤)، با واکاوی اسناد و گزارش‌های بین المللی و سایر پژوهش‌ها به بررسی تاثیر جرم بر شاخصه‌های توسعه‌یافتگی از جمله اقتصاد وتجارت، سرمایه اجتماعی–انسانی و حاکمیت مردمی پرداختند و سپس تاثیر شاخص‌های توسعه‌ای بر جرم را مورد مطالعه قرار دادند. نتایج مطالعات آن‌ها نشانگر ارتباط معنادار و تقابل این دو متغیر می‌باشد. از سویی جرم با تضعیف سرمایه اجتماعی-انسانی، اقتصاد و حاکمیت مردم سالارانه حرکت به سمت توسعه‌ی پایدار را کند می‌سازد و از سوی دیگر توسعه و پیشرفت اقتصادی و اجتماعی همراه به حاکمیت قانون و عدالت اجتماعی انگیزه‌ی افراد را برای ارتکاب اعمال مجرمانه کاهش می‌دهد (RajiansAsli & Sadeghi, 2015). آرمن و همکاران (۱۳۹۵)، نقش بازدارنده جرم در مسیر عملکرد اقتصادی استان‌های ایران را طی دوره‌ی ۱۳۹۲-۱۳۷۹ مورد بررسی قرار دادند. آن‌ها به منظور برآورد معادلات هم‌گرائی از روش اقتصاد سنجی فضایی استفاده کردند. نتایج به دست آمده در این پژوهش نشان می‌دهد که شاخص جرم بر متوسط رشد اثری منفی می‌گذارد اما این تاثیر از نظر آماری غیرمعنادار است. بدین معنی که میزان جرم خیزی استان‌ها (امنیت استان‌ها) نمی‌تواند دلیلی برای تفاوت سرعت رشد تولید سرانه در آن‌ها باشد (Arman, Farazmand, Moltafet, & Kafili, 2016). نیکوقدم و همکاران (۱۳۹٦)، تاثیر قاچاق کالا و درجه باز بودن تجاری را بر رشد و توسعه‌ی اقتصادی کشور طی بازه‌ی زمانی ۱۳۹۳-۱۳۵۳ مورد بررسی قرار دادند. آن‌ها با در نظر گرفتن متغیر قاچاق در یک مدل رشد اقتصادی و استفاده از رویکرد خودرگرسیون برداری نشان دادند که قاچاق کالا با تاثیر منفی بر شاخص تولید سرانه، کاهش رشد اقتصادی را با خود به همراه دارد. همچنین نتایج تحقیق آن‌ها حاکی از آن است که در بلند مدت بین شاخص درجه‌ی باز بودن تجاری و رشد اقتصادی کشور رابطه‌ی مثبتی برقرار است (Nikooghadam & Jazmi, 2018). پوراحتشام و محدثی‌فر (۱۳۹۷)، با استفاده از داده‌های سری زمانی یک دوره‌ی ۲۰ ساله (۲۰۱۵-۱۹۹٦ میلادی) برای گروهی از کشورهای منتخب منطقه‌ی جنوب غربی آسیا به بررسی تاثیر جرم و سایر عوامل اقتصادی اجتماعی پرداختند. نتایج مطالعه‌ی آن‌ها نشان می‌دهد که مولفه‌های جرم (سرقت، جرایم خشن و قتل عمد) دارای تاثیری منفی و معنادار بر رشد اقتصادی می‌باشند. البته اگر چه وقوع جرم، کاهش رشد اقتصادی را با خود به همراه دارد ولی رشد اقتصادی پایین و رکود اقتصادی زمینه ساز جرم و مشکلات اجتماعی بیش‌تر می‌باشند ؛ لذا جرم و جنایت به تنهایی به عنوان عامل مهم و تاثیرگذار بر رشد اقتصادی به شمار نمی‌آید. آن‌ها همچنین نشان دادند که نرخ

باروری با رشد اقتصادی ارتباطی معکوس دارد (Pourehtesham & Mohaddasi Far, 2018). پورفرد و همکاران (۱۳۹۸)، به وسیله‌ی یک مدل رشد تصادفی به صورت زمان پیوسته مسیرهایی را که از آن طریق میانگین و نوسانات این متغیرها در اقتصادهای در حال توسعه مانند اقتصاد ایران تحت تاثیر قرار می‌گیرند را تبیین کردند. نتایج تحقیق آن‌ها نشان می‌دهد که فرار مالیاتی بخش خصوصی الزاما به مثابه یک عامل منفی به حساب نمی‌آید. آن‌ها استدلال می‌کنند در صورتی که سهم سرمایه‌گذاری بخش خصوصی در درصد تولید ناخالص داخلی در حال افزایش باشد و از طرفی بهره‌وری بخش هزینه‌های عمومی نیز کم باشد در این شرایط در صورتی که متخلفان مالیاتی امکان و فرصت این را داشته باشند که عایدات فعالیت‌های غیر قانونی را در بازار سهام سرمایه‌گذاری کنند، فرار مالیاتی و فساد مالیاتی ممکن است به عنوان عاملی در جهت کمک به توسعه سرمایه‌گذاری در بخش خصوصی عمل کند (Pourfard & Ghalibafasl, 2020). منصوری و افقه (۱۳۹۸) به بررسی رابطه میان فساد، جرم و قاچاق در اقتصاد ایران پرداخته‌اند. هدف اصلی مطالعه، برآورد اندازه قاچاق و شناسایی عوامل جرم‌زا و اقتصادی مؤثر بر آن در دوره زمانی ۱۹۸٤ تا ۲۰۱۵ است. نتایج برآوردها نشان می‌دهد که فساد، طلاق و مصرف الکل رابطه‌ای مثبت و معنادار با قاچاق دارند، در حالی که چک‌های برگشتی اثری منفی بر قاچاق نشان می‌دهند. افزون بر این، متغیرهای اقتصادی–اجتماعی نظیر تعرفه‌ها، شاخص فلاکت، بی‌سوادی، شکاف نرخ ارز، شاخص باز بودن اقتصاد و اندازه دولت همگی اثر افزاینده و معناداری بر قاچاق دارند. همچنین نقدینگی و مصرف انرژی نیز به‌عنوان عوامل تشدیدکننده قاچاق شناسایی شده‌اند (A. Mansouri & Afghah, 2019). منصوری و آهنگری به بررسی اثر همسایگی جغرافیایی شرکای تجاری ایران بر تجارت درون‌صنعتی (IIT) کشور در دوره ۱۹۹۵ تا ۲۰۱٤ پرداخته اند. نتایج تجربی حاصل از برآورد مدل نشان می‌دهد که اثر همسایگی فضایی بین کشورهای طرف تجارت ایران منفی و معنادار است؛ به این معنا که افزایش سطح تجارت درون‌صنعتی میان کشورهای همسایه ایران (از جمله درون بلوک‌های منطقه‌ای) منجر به کاهش تجارت درون‌صنعتی ایران با آن کشورها می‌شود. افزون بر این، اختلاف در اندازه بازار، نوسانات نرخ ارز، گرایش تجاری و تمرکز جغرافیایی اثر منفی، و در مقابل رشد اقتصادی، اثر لیندر (Linder Effect)، سطح نرخ ارز واقعی و حجم سرانه تجارت اثر مثبت و معناداری بر تجارت درون‌صنعتی ایران دارند (A. Mansouri & Ahangari, 2020).

درگاهی و همکاران (۱۳۹۹)، با استفاده از داده‌های تابلویی ۳۱ استان ایران به بررسی ارتباط چک‌های برگشتی (به عنوان جریمه‌ای مالی) با مطالبات معوق بانکی و تاثیر آن بر رشد اقتصادی در دوره‌ی زمانی ۱۳۹٤-۱۳۹۰ پرداختند. آن‌ها با برآورد یک سیستم معادلات همزمان نشان دادند که افزایش چک‌های برگشتی در کشور باعث کاهش قدرت بانک‌ها در اعطای تسهیلات و وام دهی می‌شود و بدین طریق بر رشد اقتصادی اثری منفی می‌گذارد (Dargahi, Ghasemi, & Fatollahi, 2020). منصوری (۱٤۰۳) به بررسی اثر تحریم‌ها بر روابط علّی میان فساد، نابرابری درآمد و فقر در ایران طی دوره‌ی زمانی ۱۹۸٤–۲۰۲۰ پرداخته است. نتایج نشان می‌دهد که تحریم‌ها به‌طور معناداری بر رابطه علّی میان فساد و فقر و نیز بر پیوند میان کنترل فساد و توزیع درآمد اثرگذار بوده‌اند، به‌طوری که در شرایط تحریم، نقش فساد در تبیین فقر تقویت می‌شود. در مقابل، توزیع درآمد به‌تنهایی متغیر تعیین‌کننده‌ای برای فقر در ایران نیست. همچنین، یافته‌ها حاکی از آن است که توزیع درآمد متغیر مهمی در تبیین فساد بوده و فقر تنها در شرایط تحریم می‌تواند به‌عنوان عامل مؤثر بر گسترش فساد عمل کند. به‌طور کلی، نتایج پژوهش نشان می‌دهد که تحریم‌ها با تضعیف سازوکارهای نهادی و اقتصادی، روابط میان فساد، فقر و نابرابری درآمد را در ایران دستخوش تغییر کرده و ضرورت توجه به عوامل نهادی در سیاست‌گذاری‌های توزیعی و ضدفساد را برجسته می‌سازد (S. A. Mansouri, 2024). داوودی و همکاران (۱٤۰٤) به بررسی نقش آزادی اقتصادی در تعدیل رابطه میان فساد و رشد اقتصادی در اقتصاد ایران پرداخته‌اند. نتایج تجربی نشان می‌دهد که فساد اثر منفی و معنادار و آزادی اقتصادی اثر مثبت و معنادار بر رشد اقتصادی ایران دارد. علاوه بر این، آزادی اقتصادی دارای اثر تعدیل‌گر مثبت در رابطه میان فساد و رشد اقتصادی است؛ به‌طوری که افزایش سطح آزادی اقتصادی می‌تواند از شدت اثرات منفی فساد بر رشد اقتصادی بکاهد. به‌طور کلی، یافته‌های این مطالعه تأکید می‌کند که تقویت آزادی اقتصادی، از مسیر بهبود نهادها و کاهش ناکارآمدی‌ها، می‌تواند به‌عنوان ابزاری مؤثر برای خنثی‌سازی بخشی از پیامدهای منفی فساد بر عملکرد اقتصادی ایران عمل کند (Davoodi, Sadeghi Amroabadi, & Afghah, 2026). مفتخری و همکاران (۱٤۰٤) به بررسی اثر نابرابری جنسیتی بر پدیده فرار مغزها در کشورهای در حال توسعه پرداخته‌اند. نتایج نشان می‌دهد که نابرابری جنسیتی دارای اثری U-شکل بر فرار مغزهاست؛ به‌طوری که در سطوح پایین نابرابری جنسیتی، اثر آن بر فرار مغزها منفی است، اما پس از عبور از آستانه (GII > 0.618)، افزایش نابرابری جنسیتی

به‌طور معناداری فرار مغزها ـ به‌ویژه در میان زنان تحصیل‌کرده ـ را تشدید می‌کند. علاوه بر این، کنترل فساد و ثبات سیاسی اثر منفی و معناداری بر فرار مغزها دارند، در حالی که حق اظهارنظر و پاسخگویی اثری مثبت بر آن می‌گذارد؛ امری که بیانگر نقش دوگانه آزادی‌های نهادی در تسهیل دسترسی نخبگان به فرصت‌های مهاجرتی است. به‌طور کلی، یافته‌ها نشان می‌دهد که بهبود برابری جنسیتی و کیفیت حکمرانی می‌تواند نقش مهمی در کاهش خروج سرمایه انسانی از کشورهای در حال توسعه ایفا کند (Moftakhari, Jafari, Abounoori, & Nademi, 2025).

به‌طور کلی، یافته‌های این مطالعه تأکید می‌کند که قاچاق در ایران پدیده‌ای چندبعدی و ریشه‌دار در ضعف‌های نهادی، گسترش فساد و شرایط نامطلوب اقتصادی–اجتماعی است و سیاست‌های صرفاً انتظامی بدون اصلاحات نهادی و اقتصادی، اثرگذاری محدودی در کنترل آن خواهند داشت.

۴- آمار و متغیرهای تحقیق

در این تحقیق روش جمع آوری داده‌ها و اطلاعات مورد نیاز به صورت بررسی کتابخانه‌ای و اینترنتی است که از طریق کتب، مقالات، آمارنامه‌ها، منابع آماری مختلف و اسناد و مدارک قابل دسترسی از طریق کتابخانه‌ها جمع آوری شده است. آمار و اطلاعات مربوط به متغیر جرم از سالنامه مرکز آمار گرفته شده است. داده‌های مربوط به شاخص تولید ناخالص داخلی از تارنمای آمار و اطلاعات وزارت اقتصاد و دارایی[11] استخراج شده است. نرخ بیکاری، شاخص فلاکت و نرخ رشد جمعیت به تفکیک استان از سالنامه‌های آماری منتشر شده از سوی مرکز آمار ایران، برای دوره‌ی مورد بررسی استخراج گردیده است. براساس مطالعات سحراوات و گیری[12] (۲۰۱۷)، ونگ و همکاران[13] (۲۰۱۹)، اوگانلی و اوالابی[14] (۲۰۱۸)، آدکویا و عبدالرزاق (۲۰۱۷) عوامل موثر بر رشد اقتصادی به صورت معادله زیر قابل تصریح است:

[11] https://databank.mefa.ir/data
[12] Sehrawat and Giri
[13] Wang et al
[14] Ogunleye and Owolabi

$$GGDPP_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 DGGDP_{it} + \alpha_2 MI_{it} + \alpha_3 LU_{it} + \alpha_4 DU_{it} + \alpha_5 DLPOP_{it} + \alpha_6 CRIME_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

براساس رابطه، $GGDPP_{it}$ رشد تولید ناخالص داخلی سرانه در استان i و در سال t (به غیر از استان تهران) است که به عنوان متغیر وابسته پژوهش انتخاب شده است، $DGGDP_{it}$ رشد خالص تولید ناخالص داخلی استان تهران[۱۵]، MI_{it} شاخص فلاکت استان‌ها است که به صورت مجموع رشد قیمت‌ها و نرخ بیکاری به درصد در استان‌ها محاسبه شده است. LU_{it} نرخ بیکاری استان‌ها به غیر از تهران است، DU_{it} نرخ خالص بیکاری استان تهران و $DLPOP_{it}$ نرخ رشد جمعیت در استان‌ها است. با توجه به هدف اصلی پژوهش مبنی بر بررسی اثر جرم بر رشد اقتصادی، از متغیر $CRIME_t$ به عنوان عامل موثر بر رشد اقتصادی استفاده شده است. با توجه به تنوع شاخص‌های جرم، در این پژوهش از شاخص‌جرائم خشن و سرقت‌های عادی[۱۶] با تبدیل لگاریتمی استفاده شده است. شاخص جرائم خشن شامل تعداد قتل غیرعمد در استان تهران (LCR2)، تعداد ضرب و جرح و صدمه در استان تهران (LCR3)، تعداد تظاهر به چاقوکشی در استان تهران (LCR7) و تعداد مسموم کردن عمدی در استان تهران (LCR8) می‌باشد. شاخص سرقت‌های عادی نیز شامل تعداد سرقت از اماکن دولتی در استان تهران (LRO1)، تعداد سرقت از منازل در استان تهران (LRO2)، تعداد سرقت از مغازه‌ها در استان تهران (LRO3)، رشد سرقت از مراکز صنعتی و تجاری در استان تهران (DLRO4)، تعداد سرقت موتورسیکلت و دوچرخه در استان تهران (LRO7)، رشد سرقت لوازم خودرو یا وسایل داخل آن در استان تهران (DLRO9) و رشد سرقت احشام در استان تهران (DLRO10) می‌باشد. ε_{it} جز خطا در استان i و در سال t است.

[۱۵] با توجه به اینکه هدف اصلی در این تحقیق تاثیر جرائم بخش مرکزی بر رشد اقتصادی بر حومه است، استان تهران به عنوان استان مرکزی در نظرگرفته شد. متغیرهای این بخش به صورت خالص شده از سایر استان ها در نظر گرفته شده است.

[۱۶] در این‌جا منظور از سرقت عادی، سرقتی است که بدون توسل به زور و استفاده از سلاح گرم و سرد صورت گیرد.

۵- تخمین و برآورد مدل

۵-۱- نتایج آزمون‌های مانایی

برای بررسی مانایی داده ها با توجه به نوع داده های تابلویی در ابتدا برای هر متغیر آزمون خودهمبستگی مقطعی انجام می شود در صورتی که همبستگی مقطعی مورد تایید قرار بگیرد، از آزمون های مانایی با وابستگی مقطعی مانند آزمون های PANIC[۱۷] و CIPS[۱۸] استفاده خواهد شد و در غیر اینصورت از آزمون‌های رایج بدون وابستگی مقطعی مانند لوین، لین و چو (LLC)، ایم، پسران و شین (IPS)، دیکی‌فولر(ADF) و فیلیپس پرون (PP) استفاده می شود. آزمون خودهمسبتگی مقطعی توسط آزمون های LM بروش-پوگان[۱۹]، LM پسران مقیاس شده[۲۰]، LM اریب- تصحیح شده مقیاس شده[۲۱] و CD پسران[۲۲] بررسی شده است. نتایج آزمون خودهمبستگی مقطعی داده‌ها به صورت خلاصه در **جدول ۱** گزارش شده است.

جدول ۱. نتایج آزمون ریشه واحد
مأخذ: محاسبات تحقیق

Table 1. Unit root test results
Source: Research calculations

متغیر	Breusch-Pagan LM	Pesaran scaled LM	Bias-corrected scaled LM	Pesaran CD	نتیجه
GGDPP	۲۵۷٤ (۰/۰۰)	۷٦ (۰/۰۰)	۷۵ (۰/۰۰)	٤۹ (۰/۰۰)	وجود خودهمبستگی مقطعی
DGGDP	٦۵۸۰ (۰/۰۰)	۲۱۷ (۰/۰۰)	۲۱٦ (۰/۰۰)	۷۸ (۰/۰۰)	وجود خودهمبستگی مقطعی

[17] Bai and Ng - PANIC
[18] Cross-sectional IPS (CIPS)
[19] Breusch-Pagan LM
[20] Pesaran scaled LM
[21] Bias-corrected scaled LM
[22] Pesaran CD

MI	٤٢٠٩ (٠/٠٠)	١٣٣ (٠/٠٠)	١٣٢ (٠/٠٠)	٦٤ (٠/٠٠)	وجود خودهمبستگی مقطعی
LU	٨٨٨ (٠/٠٠)	١٧ (٠/٠٠)	١٦ (٠/٠٠)	١٣ (٠/٠٠)	وجود خودهمبستگی مقطعی
DU	١٢٣٤ (٠/٠٠)	٢٩ (٠/٠٠)	٢٨ (٠/٠٠)	٢٢ (٠/٠٠)	وجود خودهمبستگی مقطعی
DLPOP	٦٦٧٥ (٠/٠٠)	٢٢٠ (٠/٠٠)	٢١٩ (٠/٠٠)	٨٠ (٠/٠٠)	وجود خودهمبستگی مقطعی
LCR2	٥٣٤٨ (٠/٠٠)	١٧٣ (٠/٠٠)	١٧٣ (٠/٠٠)	٧٢ (٠/٠٠)	وجود خودهمبستگی مقطعی
LCR3	٦٨٥٨ (٠/٠٠)	٢٢٦ (٠/٠٠)	٢٢٦ (٠/٠٠)	٨٣ (٠/٠٠)	وجود خودهمبستگی مقطعی
LCR7	٥٥٩١ (٠/٠٠)	١٨٢ (٠/٠٠)	١٨١ (٠/٠٠)	٧٤ (٠/٠٠)	وجود خودهمبستگی مقطعی
LCR8	٦٢٤٤ (٠/٠٠)	٢٠٥ (٠/٠٠)	٢٠٤ (٠/٠٠)	٧٩ (٠/٠٠)	وجود خودهمبستگی مقطعی
LRO1	٧٠١٣ (٠/٠٠)	٢٣٢ (٠/٠٠)	٢٣١ (٠/٠٠)	٨١ (٠/٠٠)	وجود خودهمبستگی مقطعی
LRO2	٨١٢٢ (٠/٠٠)	٢٧١ (٠/٠٠)	٢٧٠ (٠/٠٠)	٩٠ (٠/٠٠)	وجود خودهمبستگی مقطعی
LRO3	٧٧٣٩ (٠/٠٠)	٢٥٧ (٠/٠٠)	٢٥٦ (٠/٠٠)	٨٦ (٠/٠٠)	وجود خودهمبستگی مقطعی

DLRO4	۵۸۴۲ (۰/۰۰)	۱۹۱ (۰/۰۰)	۱۹۰ (۰/۰۰)	۷۶ (۰/۰۰)	وجود خودهمبستگی مقطعی
LRO5	۷۱۴۹ (۰/۰۰)	۲۳۷ (۰/۰۰)	۲۳۶ (۰/۰۰)	۸۵ (۰/۰۰)	وجود خودهمبستگی مقطعی
LRO7	۸۲۰۸ (۰/۰۰)	۲۷٤ (۰/۰۰)	۲۷٤ (۰/۰۰)	۹۱ (۰/۰۰)	وجود خودهمبستگی مقطعی
DLRO9	۸۰۱۲ (۰/۰۰)	۲٦۷ (۰/۰۰)	۲٦٦ (۰/۰۰)	۹۰ (۰/۰۰)	وجود خودهمبستگی مقطعی
DLRO10	٦۵۰٤ (۰/۰۰)	۳۷٤ (۰/۰۰)	۳۷۳ (۰/۰۰)	۸٦ (۰/۰۰)	وجود خودهمبستگی مقطعی

بر اساس نتایج به دست آمده، وجود خودهمبستگی مقطعی تایید می شود و بر این اساس از آزمون های با وابستگی مقطعی به منظور بررسی مانایی متغیرها استفاده می‌شود. نتایج آزمون مانایی داده‌ها به صورت خلاصه در جدول ۲ گزارش شده است.

جدول ۲. نتایج آزمون ریشه واحد
مأخذ: محاسبات تحقیق

Table 2. Unit root test results
Source: Research calculations

متغیر	CIPS	Prob	PANIC	Prob	نتیجه
GGDPP	-۳/۵۷	<۰/۰۱	۳/۷	۰/۰۰	I (0)
DGGDP	-۳/۷۲	<۰/۰۱	-۳/٤	۰/۰۰	I (0)
MI	-۳/۲	<۰/۰۱	-۳/۳	۰/۰۰	I (0)
LU	-۲/۰۰	<۰/۰۱	٤/٤	۰/۰۰	I (0)
DU	-۵/٤۰	<۰/۰۱	۲/۲۳	۰/۰۰	I (0)
DLPOP	-۱۱/٤۳	<۰/۰۱	۳/۷۱	۰/۰۰	I (0)
LCR2	-۲/۳٦	<۰/۰۱	۱/۸۳	۰/۰٤	I (0)
LCR3	-۱۲/۰۷	<۰/۰۱	۲/۰٤	۰/۰۰	I (0)

LCR7	-٤/٨٢	<٠/٠١	٢/٧٥	٠/٠٠	I (0)
LCR8	-٣/٠٦	<٠/٠١	١/٩	٠/٠٢	I (0)
LRO1	-٨/٧١	<٠/٠١	٢/٠٣	٠/٠٠	I (0)
LRO2	-٦/٥٨	<٠/٠١	٢/٣٣	٠/٠٠	I (0)
LRO3	-٢/٠٤	<٠/٠١	١/٧٦	٠/٠١	I (0)
DLRO4	-١٥/٨٥	<٠/٠١	٣/٢١	٠/٠٠	I (0)
LRO5	-٢/٦٣	<٠/٠١	-١/٧٨	٠/٠٥	I (0)
LRO7	-٦/٧٤	<٠/٠١	-٣/٣٣	٠/٠٠	I (0)
DLOR08	-٤/٣٤	<٠/٠١	-٣/٢١	٠/٠٠	I (0)
DLRO9	-٣٤/٤٤	<٠/٠١	-٣/٨٣	٠/٠٠	I (0)
DLRO10	-٥/٤٨	<٠/٠١	٢/٢٧	٠/٠٠	I (0)

بر اساس آزمون CIPS، ریشه ی واحد با فرض خودهمبستگی بین مقاطع برای متغیرهای تحقیق رد شده و داده ها مانا در سطح صفر هستند. همچنین بر اساس آزمون PANIC وجود رابطه ی همجمعی بین مقاطع در متغیرها تایید می شود.

۵-۲-نتایج آزمون های تشخیص مدل

۵-۲-۱- مرحله اول: آزمون های بررسی تعیین مدل بین مدل اثرات تصادفی و بدون اثر

ابتدا برای تعیین مدل و انتخاب بین مدل‌های با اثر تصادفی و بدون اثر (داده های تلفیق شده) آزمون‌های مربوطه انجام شده که نتایج آنها در جدول ۳ ارائه شده است:

جدول ۳. نتایج بررسی آزمون های تشخیصی بین مدل اثرات تصادفی و بدون اثر
مأخذ: نتایج تحقیق

Table 3. Results of diagnostic tests between random effects and no-effect models
Source: Research results

نوع آزمون	عرض از مبدا	روند	عرض از مبدا و روند	نتیجه
هوندا	-١/٦٨ (٠/٩٥)	-٢/٠٥ (٠/٩٨)	-٢/٦٤ (٠/٩٩)	مدل داده‌های تلفیق شده
آزمون کینگ هو	-١/٦٨ (٠/٩٥)	-٢/٠٥ (٠/٩٨)	-٢/٦١ (٠/٩٩)	مدل داده‌های تلفیق شده
استاندارد هوندا	-١/٤٦ (٠/٩٢)	-١/١٢ (٠/٨٦)	-٧/٥٦ (١/٠٠)	مدل داده‌های تلفیق شده

استاندارد کینگ هو	-۱/٤٦ (۰/۹۲)	-۱/۱۲ (۰/۸٦)	-۹/۳٦ (۱/۰۰)	مدل داده‌های تلفیق شده
گریروکس و همکاران			۰/۰۰ (۱/۰۰)	مدل داده‌های تلفیق شده

معناداری آماره‌های آزمون در جدول ۳ نشان می‌دهد که مدل داده‌های تلفیقی بر مدل اثرات تصادفی ارجحیت دارد.

۵-۲-۲- مرحله دوم: آزمون بررسی تعیین مدل بین مدل اثرات ثابت و بدون اثر

در داده‌های تابلویی برای انتخاب بین مدل داده‌های تلفیقی (بدون اثر) و مدل اثر ثابت از آزمون اف لیمر استفاده می‌شود که نتایج آن به‌صورت جدول ٤ است:

جدول ٤. نتایج بررسی آزمون های تشخیصی بین مدل اثرات ثابت و بدون اثر

مأخذ: نتایج تحقیق

Table 4. Results of diagnostic tests between fixed effects and no effects models. Source: Research results

آماره	Prob	نتیجه
۰/٤۹	۰/۹۷	مدل داده‌های تلفیقی

معناداری آماره‌های آزمون در جدول بالا نشان می‌دهد که مدل داده‌های تابلویی با اثر ثابت نسبت به مدل بی‌اثر ارجحیت ندارد، زیرا در سطح خطای پایین‌تر از ۵ درصد فرضیة صفر تایید شده است.

۵-۲-۳- مرحله سوم: آزمون بررسی تعیین مدل بین مدل اثرات ثابت و اثرات تصادفی

در داده‌های تابلویی برای انتخاب بین داده‌های اثر ثابت و اثر تصادفی از آزمون هاسمن استفاده می‌شود که نتایج آن به‌صورت

جدول ۵ است:

جدول ۵. نتایج بررسی آزمون های تشخیصی بین مدل اثرات ثابت و بدون اثر
مأخذ: نتایج تحقیق
Table 5. Results of diagnostic tests between fixed effects and no effects models. Source: Research results

نام آزمون	آماره	احتمال	نتیجه
آزمون هاسمن	۹/۵۲۰۱۰۹	۰/۵۷٤۰	تابلویی با اثر تصادفی

معناداری آماره آزمون در جدول بالا نشان می‌دهد که مدل داده‌های تابلویی با اثر تصادفی بر مدل ثابت ارجحیت دارد زیرا در سطح خطای پایین‌تر از ۵ درصد فرضیهٔ صفر مبنی بر وجود اثر تصادفی قبول می‌شود.

بر اساس آزمون های سه گانه ی تعیین مدل، مدل بدون اثر (داده های تلفیق شده) مورد تایید قرار می گیرد.

۵-۲-٤- مرحله چهارم: آزمون بررسی خودهمبستگی بین مقاطع

برای بررسی خودهمبستگی بین واحدهای مقطعی (استان‌ها) لازم است که آزمون‌های خودهمبستگی مخصوص در داده‌های تابلویی استفاده شوند. نتایج این آزمونها در جدول ٦ ارائه شده است:

جدول ٦. نتایج بررسی آزمون های تشخیصی خودهمبستگی مقطعی در مدل
مأخذ: محاسبات تحقیق
Table 6. Results of the cross-sectional autocorrelation diagnostic tests in the model Source: Research calculations

نوع آزمون	آماره	احتمال
بروش پاگان LM	۲۳۷۸/۹۳	۰/۰۰
پسران مقیاس شده LM	٦۹/۲۳	۰/۰۰

پسران CD	۴۵/۹۷	۰/۰۰

نتایج آزمون وابستگی مقاطع نشان می‌دهد که فرضیه صفر عدم وابستگی بین مقاطع رد شده است و به عبارتی نوعی وابستگی مقاطع بین کشورها وجود دارد.

۵-۲-۵- مرحله پنجم: آزمون بررسی ناهمسانی واریانس بین مقاطع

برای بررسی ناهمسانی واریانس بین واحدهای مقطعی (استان‌ها) از آزمون ناهمسانی واریانس مقطعی LR در داده‌های تابلویی استفاده می شود. نتایج این آزمونها در جدول ۷ ارائه شده است:

جدول ۷. نتایج بررسی آزمون های تشخیصی خودهمبستگی مقطعی در مدل محاسبات
مأخذ: محاسبات تحقیق

Table 7. Results of the cross-sectional autocorrelation diagnostic tests in the calculation model
Source: Research calculations

نوع آزمون	آماره	احتمال
بروش پاگان LM	۲۳۷۸/۹۳	۰/۰۰
پسران مقیاس شده LM	۶۹/۲۳	۰/۰۰
پسران CD	۴۵/۹۷	۰/۰۰

نتایج آزمون ناهمسانی مقاطع نشان می‌دهد که فرضیه صفر عدم وجود ناهمسانی بین مقاطع رد شده است و به عبارتی ناهمسانی مقاطعی در مدل وجود دارد.
بر اساس نتایج بررسی تعیین نوع مدل، با توجه به این که مدل داده های تلفیق شده انتخاب شده است و از طرفی خودهمبستگی مقطعی و ناهمسانی واریانس مقطعی وجود دارد به منظور رفع این اثرات از روش GLS بر پایه مقاطع (EGLS-Cross section weghit) استفاده خواهد شد.

۵-۳- برآورد مدل

بعد از آزمون‌های مانایی و تعیین مدل اکنون بر اساس روش EGLS به برآورد نهایی مدل پرداخته می‌شود. نتایج این برآورد در جدول ۸ نشان داده شده است.

جدول ۸. نتایج تخمین مدل
مأخذ: نتایج تحقیق

Table 8. Model estimation results
Source: Research results

روش برآورد: *Panel EGLS (Cross-section weights)*				
متغیر وابسته: رشد تولید ناخالص داخلی سرانه در استان (*GGDPP*) دوره ی زمانی: ۱۳۹۹-۱۳۷۷				
متغیر	معنای متغیر	ضریب	آماره t	Prob
DGGDP	رشد خالص تولید ناخالص داخلی استان تهران	-۱/۱٤*	-٤/۰۲	۰/۰۰
MI	شاخص فلاکت استان‌ها	۰/۰٤*	۵/۳۷	۰/۰۰
LU	نرخ بیکاری استان‌ها	۰/۰۷*	۲/٦۲	۰/۰۰
DU	نرخ خالص بیکاری استان تهران	۰/۰۰۵*	۲/۲	۰/۰۱
DLPOP	نرخ رشد جمعیت در استان‌ها	۱/۰۳*	۷/۳	۰/۰۰
LCR2	تعداد قتل غیرعمد در استان تهران	۰/۰٦*	٤/۱	۰/۰۰
LCR3	تعداد ضرب و جرح و صدمه در استان تهران	۰/۲۲*	٤/۳	۰/۰۰
DLCR3	رشد تعداد ضرب و جرح و صدمه در استان تهران	-۰/۱۷*	-۳/۰۵	۰/۰۰
LCR7	تعداد تظاهر به چاقوکشی در استان تهران	۰/۰۵*	٤/۱	۰/۰۰
LCR8	تعداد مسموم کردن عمدی در استان تهران	۰/۰٦*	۳/۲	۰/۰۰
DLCR8	رشد تعداد مسموم کردن عمدی در استان تهران	-۰/۰٦*	-۳/۷	۰/۰۰
LRO1	تعداد سرقت از اماکن دولتی در استان تهران	-۰/۰٦**	-۱/۸۷	۰/۰٦
DLRO1	رشد تعداد سرقت از اماکن دولتی در استان تهران	۰/۰۹*	۱/۹۸	۰/۰٤
LRO2	تعداد سرقت از منازل در استان تهران	۰/٤*	۷/۰٤	۰/۰۰
LRO3	تعداد سرقت از مغازه‌ها در استان تهران	-۰/۳۳*	-۸/۳	۰/۰۰
DLRO3	رشد تعداد سرقت از مغازه‌ها در استان تهران	۰/۱۳*	۲/۲	۰/۰۲
DLRO4	رشد سرقت از مراکز صنعتی و تجاری در استان تهران	-۰/۰۷*	-٤/۷۲	۰/۰۰
LRO7	تعداد سرقت موتورسیکلت و دوچرخه در استان تهران	۰/۰۳*	٤/۹	۰/۰۰
DLRO8	تعداد سرقت قایق موتوری و لوازم دریایی	-۰/۰۳*	-۳/۱	۰/۰۱
DLRO9	رشد سرقت لوازم خودرو یا وسایل داخل آن در تهران	-۰/۳۲*	-۳/۲	۰/۰۰
DLRO10	تعداد سرقت موتورسیکلت و دوچرخه در استان تهران	۰/۰۲*	۲/۵	۰/۰۰

C	ضریب ثابت	-۳/۳*	-۵/۰۱	۰/۰۲
آماره F	R^2	Durbin-Watson stat	Root MSE	
۷۲/۷ (۰/۰۰)	۰/۹۲	۱/۹۸	۰/۰۵	

اعداد داخل پرانتز نشان‌دهندة ارزش احتمال هستند و *،**،*** به ترتیب نشان‌دهندة معناداری متغیر در سطح ۱٪ و ۵٪ و ۱۰٪ می‌باشد.

۶- تفسیر نتایج

تحلیل ضرایب نشان می‌دهد که رشد تولید ناخالص داخلی استان تهران اثر منفی و معناداری را بر رشد اقتصادی سایر استان‌ها دارد، به طوری که با افزایش یک درصد در رشد اقتصادی استان تهران، رشد اقتصادی سایر استان‌ها به اندازه ۱/۱٤ کاهش می‌یابد.

بررسی اثر شاخص فلاکت بر رشد اقتصادی نشان می‌دهد که افزایش یک درصد شاخص فلاکت در استان‌ها منجر به افزایش رشد اقتصادی به اندازه ۰/۰٤ می‌شود.

همچنین بررسی برآوردها نشان می‌دهد که افزایش یک درصد در نرخ بیکاری استان‌ها منجر به افزایش رشد اقتصادی استان‌ها به اندازه ۰/۰۷ درصد می‌شود. علاوه بر این افزایش نرخ بیکاری در استان تهران با ضریب ۰/۰۰۵ تاثیر مثبت و معناداری بر رشد اقتصادی استان‌ها داشته است.

نرخ رشد جمعیت استان‌ها با ضریب ۰/۹۵ تاثیر مثبت و معناداری بر رشد اقتصادی استان‌ها داشته است.

شواهد نشان می‌دهد که افزایش یک درصد در تعداد قتل غیرعمد استان تهران و ضرب و جرح و صدمه استان تهران به ترتیب منجر به افزایش ۰/۰٦ و ۰/۲۲ درصد در رشد اقتصادی استان‌ها می‌شود. اما تغییرات در ضرب و جرح و صدمه با ضریب ۰/۱۷- تاثیر منفی و معناداری بر رشد اقتصادی استان‌ها داشته است.

افزایش تعداد تظاهر به چاقوکشی و تعداد مسموم کردن عمدی استان تهران به اندازه یک درصد به ترتیب باعث افزایش در رشد اقتصادی سایر استان‌ها به اندازه ۰/۰۵ و ۰/۰۵ درصد می‌شود. اما تغییرات لگاریتم مسموم کردن عمدی با ضریب ۰/۰٦- تاثیر منفی و معناداری بر رشد اقتصادی استان‌ها داشته است.

لگاریتم تعداد سرقت از اماکن دولتی در استان تهران با ضریب ۰/۰۹- تاثیر منفی بر رشد اقتصادی استان‌ها داشته است. اما دیفرانسیل لگاریتم سرقت از اماکن دولتی با ضریب ۰/۰٤ تاثیر مثبت و معناداری بر رشد اقتصادی استان‌ها داشته است.

لگاریتم تعداد سرقت از منازل در استان تهران با ضریب ۰/٤ تاثیر مثبت و معناداری بر رشد اقتصادی استان‌ها داشته است.

افزایش یک درصد در سرقت از مغازه‌ها و سرقت از مراکز صنعتی و تجاری استان تهران به ترتیب رشد اقتصادی را در سایر استان‌ها به اندازه ۰/۳۲ و ۰/۱۳ درصد کاهش می‌دهند. اما دیفرانسیل لگاریتم سرقت از مغازه‌ها در استان تهران با ضریب ۰/۱۳ تاثیر مثبت و معناداری بر رشد اقتصادی استان‌ها داشته است.

این بررسی نشان می دهد که افزایش یک درصد در تعداد سرقت موتور سیکلت و دوچرخه و سرقت احشام در استان تهران به ترتیب باعث افزایش رشد اقتصادی سایر استان‌ها به اندازه ۰/۰۳ و ۰/۰۲ درصد شده است. دیفرانسیل لگاریتم سرقت قایق موتوری و لوازم دریایی با ضریب ۰/۰۳- تاثیر منفی و معناداری بر رشد اقتصادی استان‌ها داشته است.

رشد سرقت لوازم خودرو یا وسایل داخل آن در استان تهران با ضریب ۰/۳۰- تاثیر منفی و معناداری بر رشد اقتصادی استان‌ها داشته است. همچنین سرقت قایق موتوری و لوازم دریایی در استان تهران با ضریب ۰/۰۳- تاثیر منفی و معناداری بر رشد اقتصادی استان‌ها داشته است.

۷- نتیجه گیری و توصیه های سیاستی

رشد اقتصادی یکی از مهم‌ترین سیاست‌هایی است که در تمام کشورها به عنوان مبنایی برای عملکرد بهتر دولت‌ها ارزیابی می‌شود، بنابراین عوامل متنوعی بر رشد اقتصادی تاثیرگذار هستند، سیر تحولات نظریات رشد اقتصادی گویای این است که در ابتدا مهم‌ترین عامل نیروی کار و سرمایه فیزیکی بوده و به مرور زمان سهم عوامل کیفی از قبیل آموزش و سلامت در تعیین رشد اقتصادی افزایش یافته است. جرم و جنایت یکی از مصادیق کیفیت حکمرانی است، که بالا بودن جرم و جنایت بر کاهش امنیت دلالت می‌کند و این مسئله نمی‌تواند برای اقتصاد مطلوب باشد. براساس تعریف توسعه، توسعه جریانی است چند بعدی که باعث تغییرات اساسی در ساختارهای اجتماعی، تسریع رشد اقتصادی، کاهش نابرابری و ریشه‌کن کردن فقر مطلق می‌شود. به این واسطه توسعه باید قادر باشد که

مجموعه نظام اجتماعی، هماهنگ با نیازهای متنوع اساسی و خواسته افراد و گروه‌های اجتماعی در داخل نظام (قانون)، از حالت نامطلوب خارج شده و به سمت حالت مطلوب زندگی گرایش داشته باشد (تودارو، ۱۹۹۸). براساس این تعریف، حرکت در جهت تحقیق ابعاد گوناگون توسعه باید در چارچوب قانون صورت گیرد و هر عبوری از قانون (جرم و جنایت)، مخالف جریان توسعه است. در واقع هر چه میزان جرم در کشور بالاتر باشد، به طور دائم از اثرات مثبت توسعه اقتصادی کاسته می‌شود.

جرم و جنایت یکی از مولفه‌های مهم تاثیرگذار بر رشد اقتصادی است، به طوری که هر چه جرم در اقتصادی افزایش یابد، ریسک سرمایه‌گذاری افزایش یافته و سرمایه‌گذاری خارجی و داخلی در اقتصاد کاهش می‌یابد، در واقع جرم از چهار طریق نقش بسزایی را در تغییر رشد اقتصادی دارد: ۱-کاهش بهره‌وری سرمایه انسانی و فیزیکی با توجه به کاهش اعتماد در حاکمیت قانون و کاهش انگیزه در نوآوری، کارآفرینی و انباشت دانش ۲-کاهش سهم منابع دولتی در بخش‌هایی از قبیل سلامت، آموزش و تقویت زیرساخت‌ها به واسطه تخصیص منابع برای کنترل جرم ۳-کاهش عرضه نیروی کار در شغل‌ها و اماکن دارای جرم بالاتر به دلیل امنیت پایین‌تر ٤- کاهش پس‌انداز به دلیل کاهش حقوق مالکیت امن به صورت نرخ جرم و جنایت بالاتر که خود به درک عمومی بالاتر از بی‌ثباتی و شرایط کسب و کار بدتر می‌انجامد.

در این راستا، پژوهش حاضر با استفاده از شواهد آماری استان‌های ایران در دوره زمانی ۱۳۹۹-۱۳۷۷ و رهیافت داده‌های تابلویی به بررسی اثر جرم در استان تهران بر رشد اقتصادی سایر استان‌ها پرداخته است. شواهد حاصل از برآوردها نشان می‌دهد که رشد اقتصادی تهران اثر منفی و معناداری را بر رشد اقتصادی سایر استان‌ها دارد. همچنین رشد جمعیت اثر مثبت و معناداری را بر رشد اقتصادی ایجاد می‌کند؛ علاوه بر این بیکاری اثر مثبت و معناداری را بر رشد اقتصادی دارد. همچنین اثرات جرایم با توجه به نوع شاخص جرم بر روی رشد اقتصادی استان‌ها متفاوت است. بررسی اثر شاخص جرایم خشن بر رشد اقتصادی نشان داد که افزایش این دسته از جرایم در استان تهران، اثر مثبت و معناداری بر رشد اقتصادی سایر استان‌های کشور دارد. شاخص سرقت‌های عادی نیز دارای اثرات متفاوتی بر رشد اقتصادی سایر استان‌ها هستند؛ به این صورت که سرقت از مغازه‌ها، مراکز تجاری و اماکن دولتی اثر منفی بر رشد اقتصادی سایر استان‌ها داشته‌اند. در حالی که

بعضی دیگر از انواع سرقت‌های عادی از قبیل سرقت از منازل مسکونی، موتور سیکلت و سرقت احشام اثرات مثبتی بر رشد اقتصادی سایر استان‌ها داشته‌اند.

بر این اساس و با توجه به اینکه اثر شاخص‌های جرایم خشن بر رشد اقتصادی نشان می‌دهد که افزایش شاخص‌های مذکور اثر مثبت و معناداری را بر رشد اقتصادی سایر استان‌ها دارد. در واقع نتایج نشان می‌دهد که کاهش امنیت جانی در استان تهران، باعث سرریز سرمایه‌گذاری و تولید به سمت سایر استان‌ها می‌شود و به همین دلیل تولید و رشد اقتصادی در سایر استان‌ها افزایش می‌یابد؛ لذا توصیه می شود که از طریق به کار گیری مکانیسم های کاهش جرم، به سرمایه گذاری نگاه ویژه ای شود. همچنین بررسی نتایج حاصل از برآورد مدل به روش داده‌های تابلویی نشان می‌دهد که انواع شاخص‌های سرقت عادی اثر متفاوتی را بر رشد اقتصادی سایر استان‌ها دارند، به این صورت که شاخص‌های سرقت عادی از مکان‌های ایجاد تقاضا برای کالاها و خدمات از قبیل مغازه‌ها و مراکز تجاری و همچنین اماکن دولتی اثر منفی را بر رشد اقتصادی سایر استان‌ها دارند، چرا که تهران به عنوان پایتخت نقش مهمی را در ایجاد تقاضا برای محصولات سایر استان‌ها دارد و هرگونه کاهش امینت در مراکز تجاری تهران اثرات فراگیری را بر کل اقتصاد خواهد داشت. اما اثرات اماکن دولتی به دلیل تمرکز ادارات در تهران و نقش منحصر به فرد آن‌ها در کل کشور، اثرات آن‌ها مختص استان تهران نیست و آثار منفی کاهش امنیت اماکن دولتی به سایر استان‌ها در قالب عدم هدایت منابع سرمایه‌گذاری و تقویت زیربناهای اقتصادی سرایت می‌کند. اما بعضی از عناصر سرقت عادی از قبیل سرقت از منازل مسکونی، سرقت موتور سیکلت و سرقت احشام مختص یک استان خاص بوده و افزایش آن‌ها در یک منطقه خاص باعث سرریز سرمایه‌گذاری به سایر استان‌ها شده و رشد اقتصادی آن‌ها را افزایش می‌دهد. بنابراین توصیه می شود جرائم را از منظر نوع جرم و تاثیر آن بر سرمایه گذاری تفکیک کرده و متناسب با آن بسته سیاستی ارائه شود.

در نهایت از آنجا که شاخص‌های جرم دارای تنوع بالایی هستند، شواهد به کارگیری انواع شاخص‌های جرم در برآورد مدل نشان می‌دهد که بسته به نوع شاخص جرم، اثرات بر رشد اقتصادی متفاوت خواهد بود. در واقع شاخص‌های فراگیر از قبیل سرقت از اماکن دولتی و سرقت از مراکز تجاری در استان تهران به عنوان پایتخت کشور اثرات منفی را بر کل اقتصاد خواهند داشت، اما شاخص‌های قابل تغییر از قبیل سرقت از منازل مسکونی که

با مهاجرت قابل تغییر است، اثرات مثبت را در سایر استان‌ها خواهد داشت. بنابراین توصیه می شود به جرائم به یک شکل نگاه نشود.

Acknowledgment:

We hereby express our gratitude to the Research Vice-Chancellor of Shahid Chamran University, Ahvaz, who assisted the author in conducting this research.

Conflict of interest: The author of the article declares that there is no conflict of interest in publishing the presented article.

Funding: This study is a part of the master's thesis, which was financially supported by the research vice-chancellor of Shahid Chamran University of Ahvaz with grant number SCU.EE1400.30460.

Reference

Allingham, M. G., & Sandmo, A. (1972). Income tax evasion: A theoretical analysis. *Journal of Public Economics*, *1*(3-4), 323–338.

Alonso, W. (1964). *Location and land use: toward a general theory of land rent*: Harvard university press.

Argyrous, G. (1996). Cumulative causation and industrial evolution: Kaldor's four stages of industrialization as an evolutionary model. *Journal of Economic Issues*, *30*(1), 97–119.

Arman, S. A., Farazmand, H., Moltafet, H., & Kafili, V. (2016). Crime and convergence of per capita GDP: spatial econometric analysis. *Journal of Applied Economics Studies in Iran, 5*(20), 123–149. doi:10.22084/aes.2016.1669 [in Persian]

Becker, G. S. (1968). Crime and punishment: An economic approach. *Journal of political economy*, *76*(2), 169–217.

Blackburn, K., Neanidis, K. C., & Rana, M. P. (2017). A theory of organized crime, corruption and economic growth. *Economic Theory Bulletin, 5*, 227–245.

Borgatti, S. P., & Everett, M. G. (2000). Models of core/periphery structures. *Social networks, 21*(4), 375–395.

Bradford, D. F., & Kelejian, H. H. (1973). An econometric model of the flight to the suburbs. *Journal of political economy, 81*(3), 566–589.

Brand, S., & Price, R. (2000). The economic and social costs of crime.

Burnham, R., Feinberg, R. M., & Husted, T. A. (2004). Central city crime and suburban economic growth. *Applied economics, 36*(9), 917–922.

Capasso, S. (2005). Crime, inequality and economic growth. *Innovation, Unemployment, and Policy in the Theories of Growth and Distribution, 168*.

Carboni, O. A., & Detotto, C. (2016). The economic consequences of crime in Italy. *Journal of Economic Studies, 43*(1), 122–140.

Cremer, H., & Gahvari, F. (1996). Tax evasion and the optimum general income tax. *Journal of Public Economics, 60*(2), 235–249.

Cullen, J. B., & Levitt, S. D. (1999). Crime, urban flight, and the consequences for cities. In: MIT Press 238 Main St., Suite 500, Cambridge, MA 02142-1046, USA journals ….

Dargahi, H., Ghasemi, M., & Fatollahi, S. (2020). he Impacts of Bounced Checks on Economic Growth Through the Banking Credit Risk Channel Emphasis on Enforcement of Laws: Provincial Panel Approach. *Journal of Economic Modeling Research, 11*(40), 7–32. doi:10.29252/jemr.10.40.7

Davoodi, A., Sadeghi Amroabadi, B., & Afghah, S. M. (2026). The effect of Economic Freedom on the Relationship between the Corruption Index and Economic Growth in Iran's Economy. *Quarterly Journal of Quantitative Economics (JQE), Article in Press*, –. doi:10.22055/jqe.2025.50207.2712 [in Persian]

Detotto, C., & Otranto, E. (2010). A time varying parameter approach to analyze the macroeconomic consequences of crime.

Detotto, C., & Pulina, M. (2013). Does more crime mean fewer jobs and less economic growth? *European Journal of Law and Economics, 36*, 183–207.

Dutta, M., & Husain, Z. (2009). Determinants of crime rates: Crime Deterrence and Growth in post-liberalized India.

Enamorado, T., López-Calva, L. F., & Rodríguez-Castelán, C. (2014). Crime and growth convergence: Evidence from Mexico. *Economics letters, 125*(1), 9–13.

Fleisher, B. M. (1963). The effect of unemployment on juvenile delinquency. *Journal of political economy, 71*(6), 543–555.

Fleisher, B. M. (1966). The effect of income on delinquency. *The American Economic Review, 56*(1/2), 118–137.

Fujita, N. (2007). Myrdal's theory of cumulative causation. *Evolutionary and Institutional Economics Review, 3*, 275–284.

Goulas, E., & Zervoyianni, A. (2012). *Growth, Deficits and Uncertainty in a Panel of 28 Countries*. Retrieved from

Goulas, E., & Zervoyianni, A. (2013). Economic growth and crime: does uncertainty matter? *Applied Economics Letters, 20*(5), 420–427.

Graves, P. E. (1979). A life-cycle empirical analysis of migration and climate by race. *Journal of Urban economics, 6*(2), 135–147.

Greenbaum, R. T., & Tita, G. E. (2004). The impact of violence surges on neighbourhood business activity. *Urban Studies, 41*(13), 2495–2514.

Greenwood, M. J., & Hunt, G. L. (1984). Migration and interregional employment redistribution in the United States. *The American Economic Review, 74*(5), 957–969.

Greenwood, M. J., & Stock, R. (1990). Patterns of change in the intrametropolitan location of population, jobs, and housing: 1950 to 1980. *Journal of Urban economics, 28*(2), 243–276.

Grubb, W. N. (1982). The flight to the suburbs of population and employment, 1960–1970. *Journal of Urban economics, 11*(3), 348–367.

Havi, E. D. K. (2014). The economic impact of crime rate on economic performance in Ghana. *Academic Research International, 5*(1), 227.

Josten, S. D. (2003). Inequality, crime and economic growth. A classical argument for distributional equality. *International tax and public finance, 10*(4), 435–452.

Kefayat, M. , Ebrahimi, M. , Zare, H. & Aminifard, A. (2024). The effect of terrorism on economic growth in selected countries of the Middle East: a panel spatial econometric approach. *Quarterly Journal of Quantitative Economics (JQE), 20*(4), 146-179. doi: 10.22055/jqe.2021.36790.2352 (in Persian)

Khodaparast Mashhadi, m., & Ghafoori Sadatieh, m. (2014). Investigating the Relationship Between Economic Development and Crime in Iran. *Encyclopedia of Economic Law Journal*, *21*(5), –. doi:10.22067/le.v21i5.48142

Klimczuk, A., & Klimczuk-Kochańska, M. (2019). Core-periphery model. *Core-Periphery Model,[in:] SN Romaniuk, M. Thapa, P. Marton (eds.), The Palgrave Encyclopedia of Global Security Studies, Palgrave Macmillan, Cham, 2019*, 1–8.

Kolm, S.-C. (1973). A note on optimum tax evasion. *Journal of Public Economics*, *2*(3), 265–270.

Kumar, S. (2013). Crime and economic growth: evidence from India.

Mansouri, A., & Afghah, M. (2019). Impact of corruption and crime on smuggling: Evidence from Iran. *Journal of International Studies, 15*, 35–52.

Mansouri, A., & Ahangari, A. (2020). The Impact of Neighborhood on Iran's Intra-Industry Trade (A Spatial Panel Econometric Approach). *Iranian Economic Review*, *24*(1), 19–39. doi:10.22059/ier.2020.74473

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. doi:10.22055/jqe.2024.43224.2544 [in Persian]

Massey, D. S., & Zenteno, R. M. (1999). The dynamics of mass migration. *Proceedings of the National Academy of Sciences*, *96*(9), 5328–5335.

Mills, E. S. (1992). The measurement and determinants of suburbanization. *Journal of Urban economics*, *32*(3), 377–387.

Mills, E. S., & Price, R. (1984). Metropolitan suburbanization and central city problems. *Journal of Urban economics*, *15*(1), 1–17.

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 (JQE), 22*(3), 1–26. doi:10.22055/jqe.2021.37203.2362 [in Persian]

Mtati, N. J. (2012). *The impact of crime on the South African economic growth.* Nelson Mandela Metropolitan University,

Nikooghadam, M., & Jazmi, M. (2018). Investigating the Effect of Smuggled Goods and the Degree of Trade Openness on Economic Growth in Iran. *Journal of Economic Research (Tahghighat- E- Eghtesadi), 53*(2), 465–494. doi:10.22059/jte.2018.65952 [in Persian]

Niño, P., Coronado, R. A., Fullerton, T. M., & Walke, A. G. (2015). Cross-border homicide impacts on economic activity in El Paso. *Empirical Economics, 49*, 1543–1559.

Nurbasuni, L. E., & Khoirunurrofik, K. (2024). Between crime and economic growth: the asymmetric role of public expenditure and unemployment. *Review of Regional Research*, 1–25.

Pourehtesham, M., & Mohaddasi Far, M. (2018). Relationship between Crime, Fertility Rates and Economic Growth. *Social Welfare, 18*(68), 137–165. Retrieved from http://refahj.uswr.ac.ir/article-1-3181-en.html

Pourfard, S., & Ghalibafasl, H. (2020). Impact of Tax Evasion and Tax Corruption on the Private Investment and Public Expenditure as Factors of Economic Growth. *Journal of Development and Capital, 5*(1), 1–22. doi:10.22103/jdc.2020.13521.1066 [in Persian]

Raj, P., & Kalluru, S. R. (2023). Does crime impede economic growth? An evidence from India. *Cogent Social Sciences, 9*(1), 2196814.

RajiansAsli, M., & Sadeghi, V. (2015). The Interaction between Crime and Development. *Journal of Legal Studies, 7*(3), 83–107. doi:10.22099/jls.2015.3499

Roberts, M. (2002). Cumulative causation and unemployment. In *Productivity Growth and Economic Performance: Essays on Verdoorn's Law* (pp. 165–196): Springer.

Rueda, R. A. A., & Pérez, M. I. G. (2015). The price of crime: How crime affects private investment in South America. *Economía & Región, 9*(2), 47–74.

Ruiz Estrada, M. A. (2013). How Crime can Affect Economic Performance through the Application of an ECM-Model: the Case of Guatemala. *Available at SSRN 2220109*.

Sadeghi Amroabadi, B., Googerdchian, A., & Shahbazi, N. (2012). Empirical Analysis of Money Laundering Shocks on Economic Growth, Government Expenditure and Income Inequality in IRAN. *Strategic Research on Social Problems, 1*(1), 97–117. Retrieved from https://ssoss.ui.ac.ir/article_17058_de05a8953f6086d9bc5badef8e7d0251.pdf [in Persian]

Sampson, R. J., & Wooldredge, J. D. (1986). Evidence that high crime rates encourage migration away from central cities. *Sociology and Social Research, 70*(4), 310–314.

Sharkey, P., & Torrats-Espinosa, G. (2017). The effect of violent crime on economic mobility. *Journal of Urban economics*, *102*, 22–33.

Singh, B. (1973). Making honesty the best policy. *Journal of Public Economics*, *2*(3), 257–263.

Quarterly Journal of Quantitative Economics (JQE)

Faculty of Economics and Social Sciences

Shahid Chamran University of Ahvaz

Vol. 22, No. 4, winter 2026

(Serial number 87)

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. 22, No. 4, winter 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:

The effects of immigration on the macroeconomic variables of Iran in the dynamic stochastic general equilibrium model framework……..…..……..... 1
Ramin Behyarfar, Mehrzad Ebrahimi, Hashem Zare, Abbas Aminifard

Interaction of Energy Consumption Intensity and Good Governance on Economic Growth (Case Study: OPEC Member Countries).....…6
Hadi Yaser Lofte Alaayedi, Mahmood Hoshmand, Mehdi Behname, Mohammad Javad Gorjipour

Estimation of Multidimensional Inequality of Bushehr Province Compared to the Whole Country…….....13
Anahita Roozitalab, Esmaiel Abounoori, Majid Maddah

The relationship between banking facilities and Iran's economic growth: Evidence from a Financial Social Accounting Matrix……..20
Reza Shakeri Bostanabad, Vahideh Ansari

Investigating the spillover effect of stock, currency and coin market fluctuations on social unrest in Iran: an approach of the TVP-QVAR model…….....29
Amir jamshidi, vahid omidi and narges ali karamzadeh

The uncertainty effect of oil revenues on indirect taxes using fuzzy logic.....38
Masoud Saadatmehr, Mostafa Shokri

The effect of performance of the Tehran Stock Exchange and Iran FaraBourse Sukuk Index on the risk-adjusted returns of mutual funds: Fama and French three-factor model …….....45
Milad Badiei, Mohammad Hassan Ebrahimi Sarve Oliya, Mostafa Sargolzaei

The Interactive Effect of Military Spending and Armed Conflict on Foreign Direct Investment: A Study of MENA Countries…….....53
Sahebe Mohamadian Mansour, Abolghasem Golkhandan

Explaining the effect pattern of crimes in Tehran on the economic growth of neighboring provinces (based on the core-periphery approach)….……...61
Seyed Amin Mansouri, Seyed Aziz Arman, Farhad Hosseini

Quarterly Journal of Quantitative Economics(JQE) **22(4) 1-36**

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 effects of immigration on the macroeconomic variables of Iran in the dynamic stochastic general equilibrium model framework

Ramin Behyarfar *, Mehrzad Ebrahimi **, Hashem Zare***, Abbas Aminifard

** Ph.D. candidate of Department of Economics, Shiraz Branch, Islamic Azad University, Shiraz, Iran.*
***Email**: rbehyarfar@yahoo.com*

*** Assistant professor of Department of Economics, Shiraz Branch, Islamic Azad University, Shiraz, Iran.(Corresponding Author)*
***Email**: mhrzad@yahoo.com*
0000-0002-0986-509
***Postal address**: Department of Economics, Shiraz Branch, Islamic Azad University, Shiraz, Iran.*

**** Assistant professor of Department of Economics, Shiraz Branch, Islamic Azad University, Shiraz, Iran.*
***Email**: hashem.zare@gmail.com*

***** Assistant professor of Department of Economics, Shiraz Branch, Islamic Azad University, Shiraz, Iran*
***Email**: aaminifard@yahoo.com*

ARTICLE HISTORY	JEL CLASSIFICATION	KEYWORDS
Received: 20 May 2023 *Revision: 04 November 2023* *Acceptance: 12 February 2024*	*E44 ،O15 ،E32 ،F42.*	*Migration, Human Capital DSGE Model, Business Cycles*

Further Information:
The present article is derived from Ramin Behyarfar's doctoral dissertation with the Supervisority of Mehrzad Ebrahimi, and the advisory of Hashem Zare and Abbas Aminifard completed in the Azad University of Shiraz, Iran.

Shahid Chamran University of Ahvaz
Quarterly Journal of Quantitative Economics
(former Economic Studies)

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:
Behyarfar, Ramin., Ebrahimi, Mehrzad., Zare, Hashem & Aminifard, Abbas. (2026). The effects of immigration on the macroeconomic variables of Iran in the dynamic stochastic general equilibrium model framework. *Quarterly Journal of Quantitative Economics(JQE)*, 22(4), 1-36.
10.22055/jqe.2024.43819.2555

© 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

This paper examines the effects of migration on Iran's business cycles in the framework of a Bayesian dynamic stochastic general equilibrium model. The present study defines migration as a shock, explained as a first-order autoregression process. This shock enters the model through changes in human capital and is effective in causing fluctuations in economic variables by changing the structure of population and human capital. Two tools of variance decomposition and impulse response functions have been used to analyze migration's effects on the Iranian economy's business cycles. Based on the variance decomposition results, the migration shock explains more than 20% of output fluctuations, more than 14% of consumption fluctuations, and more than 10% of housing price fluctuations in the Iranian economy. They are also, based on the results of the impulse response functions of the variables, in response to the shock of migration, output, consumption, investment, capital formation in the housing sector, human capital, employment, wages, and capital stock decrease, while housing prices increase. Finally, based on the results obtained from the estimation of the final likelihood of the model based on the Laplace approximation, different

scenarios regarding the effects of immigration on human capital are compared. The results show that the model with a lower ratio of immigrants' human capital compared to internal human capital is accepted.

METHODOLOGY

In this research, the effects of immigration shocks on the dynamics of business cycles are analyzed using a DSGE stochastic dynamic general equilibrium model in a small open economy. For this purpose, seasonal data from 1370 to 1396 have been used in the space of business cycles, and the relationship between the research variables was evaluated using Bayesian econometric methods. In this research, according to Smith and Swensen (2019), a DSGE model for Iran's economy will be specified as a small open economy, which includes households, enterprises, the construction sector, and foreigners. In this model, net migration affects other economic variables through the impact on the population and human capital changes. Finally, for the ratio of the human capital of immigrants to the country and the country's population, three values are considered, which are compared with each other based on the estimation of the final likelihood of the model based on the Laplace approximation.

FINDINGS

The data used in this research are presented in **Table 1**, collected from 1395 to 1370 .All the data are seasonally adjusted, and after logarithmization, they have been detrended using the Hodrick-Prescott filter (λ=677).

Table 1. Research data in the period from 1370 to 1395

reference	symbol	Variable
central bank	Y	gross domestic product
central bank	X	Formation of fixed gross capital
central bank	C	private consumption
Statistics Center	EMP	working population
Statistics Center	V	immigrants
central bank	CPI	Consumer Price Index
Statistics Center	PH	House price
central bank	H	Investment in the housing sector

Shahid Chamran University of Ahvaz
Quarterly Journal of Quantitative Economics
(former Economic Studies)

CONCLUSION

The theoretical foundations, the model structure and the results of using the research data show that migration plays a significant role in the fluctuation of the macroeconomic variables of Iran. This variable affects the labor market, wages, products and other economic variables by affecting human capital and population changes. The experimental evidence and the results of the logarithm of the model correction based on the Laplace approximation show that the level of human capital of immigrants in Iran is lower than that of native people.

Most Iranian immigrants immigrated to Iran based on the theory of repulsion, such as war and their countries' internal problems, and based on the spatial theory, due to the neighborhood.

The results of the analysis of variance and instantaneous response functions of the DSGE model of this research indicate the adverse effects of immigration on Iran's economy, such as the reduction of production, investment, human capital formation, etc., from its stable state. Population growth has increased housing prices.

Reference

Arabmazar, A., Moshrefi, R., & Mostafazadeh, M. (2017). Iranian labor migration to OECD countries and economic factors affecting it. *Journal of Economics and Modelling*, *8*(30), 63–94. https://ecoj.sbu.ac.ir/article_52215.html [in Persian]

Bang, J. T., & Mitra, A. (2009). Brain drain and institutions of governance: Educational attainment of immigrants to the United States, 1988–2000. *World Development*, *37*(1), 31–50. https://doi.org/10.1016/j.worlddev.2008.01.013

Boubtane, E., Dumont, J.-C., & Rault, C. (2016). Immigration and economic growth in the OECD countries 1986–2006. *Oxford Economic Papers*, *68*(2), 340–360. https://doi.org/10.1093/oep/gpw001

Bove, V., & Elia, L. (2017). Migration, diversity, and economic growth. *World Development*, *89*, 227–239. https://doi.org/10.1016/j.worlddev.2016.08.012

Heidari, H., Davoudi, N., & Talebi, F. (2023). Macroeconomic and sectoral effects of labor immigration: A CGE model approach. *Quarterly Journal of Research and Planning in Higher Education, 22*(4), 25–42. https://journal.irphe.ac.ir/article_702909.html [in Persian]

Jantan, E., Falahi, M. A., & Seifi, A. (2015). Determinants of migration from developed and developing countries to the United States. *Journal of Social Sciences (Ferdowsi University of Mashhad), 12*(1), 167–196. https://doi.org/10.22067/jss.v12i1.18743

Karimi, N., & Gharaati, S. (2013). Why do brains drain? Brain drain in Iran's political discourse. *Cadaad Journal, 6*(2), 154–173.

Kim, D., & Lee, C.-I. (2007). On-the-job human capital accumulation in a real business cycle model: Implications for intertemporal substitution elasticity and labor hoarding. *Review of Economic Dynamics, 10*(3), 494–518. https://doi.org/10.1016/j.red.2007.01.002

Lozej, M. (2019). Economic migration and business cycles in a small open economy with matching frictions. *Economic Modelling, 81*, 604–620. https://doi.org/10.1016/j.econmod.2019.07.012

Motaghi, S. (2015). The impact of economic factors on migration in Iran. *Quarterly Journal of Macro and Strategic Policies, 3*(11), 63–74. https://www.jmsp.ir/article_11014.html

Ruhs, M., & Vargas-Silva, C. (2015). The labour market effects of immigration. *Migration Observatory*, University of Oxford. https://migrationobservatory.ox.ac.uk

Shirkhani, M. A., & Baizidi, R. (2018). Immigration, human capital exit, and development: Comparing Iran and Turkey. *Political and International Approaches, 10*(2), 98–122. https://piaj.sbu.ac.ir/article_99766.html [in Persian]

Smith, C., & Thoenissen, C. (2019). Skilled migration and business cycle dynamics. *Journal of Economic Dynamics and Control, 109*, 103781. https://doi.org/10.1016/j.jedc.2019.103781

Quarterly Journal of Quantitative Economics(JQE) **22(4) 37-61**

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



Interaction of Energy Consumption Intensity and Good Governance on Economic Growth (Case Study: OPEC Member Countries)

Hadi Yaser Lofte Alaayedi*, Mahmood Hoshmand**, Mehdi Behname***, Mohammad Javad Gorjipour****

** Master of Economics, Faculty of Administrative & Economics Sciences, Ferdowsi University of Mashhad, Mashhad, Iran.*
Email: *ha.alaayedi@mail.um.ac.ir*

*** Full Professor, Department of Economics, Faculty of Administrative & Economics Sciences, Ferdowsi University of Mashhad, Mashhad, Iran.*
Email: *m-hoshmand@um.ac.ir*

**** Associate Professor, Department of Economics, Faculty of Administrative & Economics Sciences, Ferdowsi University of Mashhad, Mashhad, Iran. (Corresponding Author)*
Email: *m.behname@um.ac.ir*
0000-0002-3672-4129
Postal address*: Faculty of Economic and Administrative Sciences, Ferdowsi University of Mashhad, Mashhad, Iran.*

***** PhD. candidate in Economics, Faculty of Administrative & Economics Sciences, Ferdowsi University of Mashhad, Mashhad, Iran.*
Email: *javadgorjipour@mail.um.ac.ir*

ARTICLE HISTORY	JEL CLASSIFICATION	KEYWORDS
Received: 21 May 2023 revision: 22 June 2023 acceptance: 24 February 2024	***Q49, E23, E23, E31, Q48***	***Energy, Unemployment, Gross domestic product, Inflation, Governance***

Further Information:
This article is taken from the senior thesis of Mr. Hadi Yaser Lofte Alaayedi in the field of economic sciences under the guidance of Dr. Mahmood Hoshmand at Ferdowsi University of Mashhad.
Acknowledgments: I am very grateful to all the authors who collaborated in writing this article.
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:
Yaser Lofte Alaayedi, Hadi., Hoshmand, Mahmood., Behname, Mehdi & Gorjipour, Mohammad Javad. (2026). Interaction of Energy Consumption Intensity and Good Governance on Economic Growth (Case Study: OPEC Member Countries). *Quarterly Journal of Quantitative Economics(JQE)*, 22(4), 37-61.
10.22055/JQE.2023.43747.2556

© 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

People's access to energy resources and poverty reduction are considered prerequisites for achieving sustainable development goals. Therefore, efforts for sustainable economic growth and sustainable environmental quality have quickly become an important issue among governments, international institutions, and other people interested in sustainable development (Awodumi & Adwuyi, 2020). Also, the lack of proper governance in the economy, corruption, and inefficiency of the governments has created an energy crisis for countries with resources. But on the other hand, good governance requires involvement in local or national processes in order to correctly formulate the key social, economic, technological, environmental, and political policies and goals of a country or society and properly manage resources by including the institutional framework (Wang, Zhang, & Wang, 2018).

Shahid Chamran University of Ahvaz
Quarterly Journal of Quantitative Economics
(former Economic Studies)

METHODOLOGY

This research examines the impact of energy consumption intensity and good governance on economic growth using the dynamic panel data method for 12 OPEC member countries in the period 2002-2019. The hypotheses of the research can be considered as follows: 1- The intensity of energy consumption has a positive and significant effect on the economic growth of OPEC member countries. 2- The good governance index has a positive and significant effect on the economic growth of OPEC member countries. 3- The cross effects of energy consumption intensity and good governance on economic growth are positive and significant.

FINDINGS

The results show that there is a positive and significant relationship between the intensity of energy consumption and good governance on economic growth. The formation of gross fixed capital and urban population also have a positive and significant effect, and on the other hand, inflation and unemployment have a negative and significant effect on the economic growth of the studied countries. Also, the interactive effect of the intensity of energy consumption and good governance on economic growth has been positive and significant. In general, the results of the research indicate the impact of the intensity of energy consumption and good governance on economic growth.

CONCLUSION

It is a clear point that policymakers in the energy and natural resources economy sector in OPEC member countries should pay attention to creating highways to highlight the role of good governance in the economic system of their countries. Also, policies for creating employment at different levels of renewable energy should be of concern to these countries. Correct and optimal investment and attraction of useful and potential funds and their actualization are also the basis and necessities of these countries. In general, based on the introduced model and the obtained results, the following results can be deduced: effective and driving measures to consolidate the energy consumption management process (including the fossil and renewable sector) in the studied countries; Because definitely, managing the optimal energy consumption and having optimal plans and policies for it can lead to the

economic growth of more oil-rich countries. Strengthening the foundation of the governance of the studied countries is proposed as the second proposal. Definitely, based on the review of literature and theories as well as the results of the model presented in this research, paying attention to the matter of good governance and measures to increase and promote it, such as reducing corruption and excessive rents in most of the studied countries, can leave very clear results on the economic growth of these countries.

Reference

Adibeh, S., Fatrus, M. H., Gholamali, H., & Najafizadeh, A. (2020). Asymmetric analysis of the effect of energy consumption and financial development on economic growth in Iran: Application of nonlinear ARDL method. *Quarterly Journal of Quantitative Economics (JQE), 17*(3), 69–90. https://doi.org/10.22055/jqe.2019.28107.2012 [in Persian]

Al Asami, A. L., Naji Maidani, A. A., & Ebrahimi Salari, T. (2019). *Investigating the effect of revenues from oil sales on the governance index in OPEC member countries* (Master's thesis). Ferdowsi University of Mashhad.

Alabi, O., Ackah, I., & Lartey, A. (2017). Re-visiting the renewable energy–economic growth nexus. *International Journal of Energy Sector Management*.

Alizadeh, M., & Golkhandan, A. (2016). Energy consumption and economic growth in OPEC member countries: New empirical evidence from panel cointegration with cross-sectional dependence. *Journal of Energy Planning and Policy Research, 2*(5), 131–164. [in Persian]

Alper, A., & Oguz, O. (2016). The role of renewable energy consumption in economic growth: Evidence from asymmetric causality. *Renewable and Sustainable Energy Reviews, 60*, 953–959.

Ana-Maria, B., Gigel, P., & Dan, L. (2019). Investigating the energy–economic growth–governance nexus: Evidence from Central and Eastern European countries. *Sustainability, 11*(12), 1–21.

Ang, J. B. (2007). CO_2 emissions, energy consumption and output in France. *Energy Policy, 35*, 4772–4778.

Awodumi, O. B., & Adewuyi, A. O. (2020). The role of non-renewable energy consumption in economic growth and carbon emission: Evidence from oil producing economies in Africa. *Energy Strategy Reviews, 27*, 100434.

Bhattacharya, M., Paramati, S. R., Ozturk, I., & Bhattacharya, S. (2016). The effect of renewable energy consumption on economic growth: Evidence from top 38 countries. *Applied Energy, 162*, 733–741.

Bélaïd, F., & Zrelli, M. (2016). Renewable and non-renewable electricity consumption, carbon emissions and GDP: Evidence from Mediterranean countries. *Energy Policy*.

Can, H., & Korkmaz, Ö. (2019). The relationship between renewable energy consumption and economic growth: The case of Bulgaria. *International Journal of Energy Sector Management*.

De Gregorio, J. (1993). Inflation, taxation, and long-run growth. *Journal of Monetary Economics, 31*, 271–298.

Fatima, T., Shahzad, U., & Cui, L. (2020). Renewable and nonrenewable energy consumption, trade and CO_2 emissions in high emitter countries: Does the income level matter? *Journal of Environmental Planning and Management*, 1–25.

Fotros, M. H., & Mansoori, H. (2009). A study of causality relationship between energy carriers' consumption and value-added of industrial sector in Iran during the period 1967–2006. *Quarterly Journal of Quantitative Economics (JQE), 6*(22), 23–53. https://doi.org/10.22055/jqe.2009.10698 [in Persian]

Houshmand, M., Daneshnia, M., Sotoudeh, A., & Ghazalbash, A. (2012). Investigating the causal relationship between energy consumption, economic growth and prices using panel data in OPEC member

countries. *Monetary and Financial Economics (Knowledge and Development)*, *20*(5). [in Persian]

Im, K. S., Pesaran, M. H., & Shin, Y. (2003). Testing for unit roots in heterogeneous panels. *Journal of Econometrics*, *115*, 53–74.

Kraft, J., & Kraft, A. (1978). On the relationship between energy and GNP. *Journal of Energy and Development*, *3*, 401–403.

Lee, C. C. (2006). The causality relationship between energy consumption and GDP in G-11 countries revisited. *Energy Policy*, *34*, 1086–1093.

Lee, C. C., & Chang, C. P. (2007). Energy consumption and GDP revisited: A panel analysis of developed and developing countries. *Energy Economics*, *29*, 1206–1223.

Lee, C. C., Chiu, Y. B., & Sun, C. H. (2009). Does one size fit all? A reexamination of the environmental Kuznets curve using the dynamic panel data approach. *Applied Economic Perspectives and Policy*, *31*, 751–778.

Momeni, M. (2008). *New topics of research in operations* (2nd ed.). Tehran: Faculty of Management, University of Tehran. [in Persian]

Monjazeb, M. R., & Nosrati, H. (2017). *Basics of econometrics: Together with EViews and Stata*. Tehran: Mehraban Nashr Institute of Books. [in Persian]

Narayan, P. K., & Smyth, R. (2008). Energy consumption and real GDP in G7 countries: New evidence from panel cointegration with structural breaks. *Energy Economics*, *30*, 2331–2341.

Pellegrini, L., & Gerlagh, R. (2004). Corruption's effect on growth and its transmission channels. *Kyklos*, *57*, 429–456.

Shahbaz, M., Loganathan, N., Zeshan, M., & Zaman, K. (2015). Does renewable energy consumption add to economic growth? An application of autoregressive distributed lag model in Pakistan. *Renewable and Sustainable Energy Reviews*, *44*, 576–585.

Shahid Chamran University of Ahvaz
Quarterly Journal of Quantitative Economics
(former Economic Studies)

Sharma, S. S. (2010). The relationship between energy and economic growth: Empirical evidence from 66 countries. *Applied Energy, 87*, 3565–3574.

Sorrell, S. (2010). Energy, economic growth and environmental sustainability: Five propositions. *Sustainability, 2*, 1784–1809.

Soytas, U., Sari, R., & Ewing, B. T. (2007). Energy consumption, income, and carbon emissions in the United States. *Ecological Economics, 62*, 482–489.

Swaleheen, M. (2011). Economic growth with endogenous corruption: An empirical study. *Public Choice, 146*, 23–41.

The World Bank. (1994). *Governance: The World Bank experience*. Washington, DC: World Bank.

Tugcu, C. T., & Topcu, M. (2018). Total, renewable and non-renewable energy consumption and economic growth: Revisiting the issue with an asymmetric point of view. *Energy, 152*, 64–74.

Venkatraja, B. (2020). Does renewable energy affect economic growth? Evidence from panel data estimation of BRIC countries. *International Journal of Sustainable Development and World Ecology, 27*(2), 107–113.

Wang, Z., Zhang, B., & Wang, B. (2018). The moderating role of corruption between economic growth and CO_2 emissions: Evidence from BRICS economies. *Energy, 148*, 506–513.

Zeren, F., & Akkuş, H. T. (2020). The relationship between renewable energy consumption and trade openness: New evidence from emerging economies. *Renewable Energy, 147*, 322–329.

Quarterly Journal of Quantitative Economics(JQE) **22(4) 62-88**

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



Estimation of Multidimensional Inequality of Bushehr Province Compared to the Whole Country

Anahita Roozitalab *, Esmaiel Abounoori **, Majid Maddah***

** PhD Student in Economics-Econometrics, Department of Economics, Faculty of Economics, Management and Administrative Sciences, Semnan University, Semnan-Iran.(Corresponding Author)*
Email: *ana.roozitalab@semnan.ac.ir*
Postal address*:Iran, Semnan, 5 km Damghan Road, Semnan University, Faculty of Economics, Management and Administrative Sciences, Department of Economics, postal code: 19111-3513.*
0009-0006-9434-2504

*** Professor of Econometrics and Social Statistics,Department of Economics, Faculty of Economics, Management and Administrative Sciences, Semnan University, Semnan-Iran.*
Email*: Esmaiel.abounoori@semnan.ac.ir*

**** Department of Economics, Faculty of Economics, Management and Administrative Sciences, Semnan University, Semnan – Iran*
Eimal: *Majid.maddah@semnan.ac.ir*

ARTICLE HISTORY	JEL CLASSIFICATION	KEYWORDS
Received: 01 June 2023 ***Revision: 19 September 2023*** ***Acceptance: 16 December 2023***	***O1, D6, D63***	***Multidimensional Gini coefficient, analysis of variance, Bushehr province, Iran***

Further Information: This article is extracted from the Phd thesis of Mrs. Anahita Roozitalab in the field of economics under supervision of Dr. Esmaiel Abounoori at Semnan 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.
funding:The authors received no financial support for the research, authorship, and publication of this article.

Shahid Chamran University of Ahvaz
Quarterly Journal of Quantitative Economics
(former Economic Studies)

How to Cite:
Roozitalab, Anahita., Abounoori, Esmaiel & Maddah, Majid. (2026). Estimation of Multidimensional Inequality of Bushehr Province Compared to the Whole Country. *Quarterly Journal of Quantitative Economics(JQE)*, 22(4), 62-88.
10.22055/jqe.2023.43930.2558

© 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

Inequality often exists among groups of people, nations or regions. The measure of inequality is based on household income (expend- iture). Many economists have argued that income is a partial measure of well-being (Cowell and Guga, 1981, Sharks, 1980).

Individuals or households have different characteristics and needs. The total income or expenditure of households are spent on a basket of consumer goods. The composition of these baskets varies according to the characteristics of the households. Therefore, welfare indicators should be combined with other welfare characteristics.

Bushehr province is one of the southern provinces of Iran with an area of over 27,600 square kilometers, which is the nineteenth largest province in terms of area in the country. It is bordered by Khuzestan Kohgiluyeh and Boyer-Ahmad provinces to the north, Fars province to the east, the Persian Gulf to the south and west, and Hormozgan province to the southeast. (Statistical Center of Iran, 2020) Bushehr province is considered as the third largest economy in Iran due to its diversity and size in industries such as oil and gas, petrochemicals, power plants, agriculture, fisheries, mining, nuclear facilities, maritime industries and commercial activities as well as its geographical location in the Persian Gulf. The statistics presented by Iran Statistical Center of Iran for the years 2016-2021 show that despite Bushehr province's potential and actual environmental and economic capabilities and its position in the country's economy, it does not have a desirable situation compared to the provincial average in terms of social justice indicators.The main aim in this research is to. analyse the economic Busher Province during 1984-2021.

METHODOLOGY

We estimate the economic inequality based on the combination of household consumption basket components in Bushehr province as well as country a whol.These give us the opportunity to compare trends of inequlites concerning urban, rural and the Bushehr province with that is the country The multidimensional Gini cofficient used for estimating inequality is the Assis kumar Banerjee(2010) index, which has advantages over other multidimensional inequality indices in the literature, leading to better estimation of inequality compared to other existing indices in this field. Unlike Tsui (1995,1999), Maasoumi (1986), and Bourguignon (1999) inequality indices, individuals achievements in welfare dimensions are included in non-negative values. Additionally, the weight of welfare dimensions is estimated intrinsically. To compare the level of inequality between Bushehr province and the whole country by urban and rural areas, factor analysis of variance models with regression have been used.

CONCLUSION

According to the results of the estimated multidimensional Gini cofficient, the inequality in the whole country and Bushehr province was higher in urban areas than in rural areas. In addition, the results of the estimation of single-factor of variance analysis, indicate that inequality in Bushehr province is on average about 0.04 more than the whole country. In general, according to the results of this study, it is suggested that the officials and policy makers of the province, when formulating plans to reduce inequality and move towards sustainable development, should pay attention to all dimensions of well-being in the household consumption basket, especially the dimensions that have more weight and importance concerning the household welfare.

Reference

Abounoori, E., & Abbasi Ghadi, R. (2007). Economic growth effect on poverty in Iran. *Iranian Journal of Economic Research*, *9*(30), 23–52. https://ijer.atu.asdfac.ir/article_3647.html [In Persian]

Abounoori, E., & Khoshkar, A. (2007). Analysis of factors affecting economic inequality in Iran using micro data. *Islamic Economy*, *8*(30), 99–122. https://eghtesad.iict.ac.ir/article_16700.html [In Persian]

Shahid Chamran University of Ahvaz
Quarterly Journal of Quantitative Economics
(former Economic Studies)

Abounoori, E., & Khoshkar, A. (2007). Comparing income distribution in Hormozgan Province with Iran during the second and third socio-economic development plans. *Quarterly Journal of Quantitative Economics*, *4*(2), 69–83. https://www.noormags.ir/view/fa/articlepage/43042 [In Persian]

Abounoori, E., & Roozitalab, A. (2022). Effects of socio-economic development plans on multidimensional inequality in Iran. *International Journal of Business and Development Studies*, *14*(2), 57–69. https://doi.org/10.22111/ijbds.2022.7529 [In Persian]

Abounoori, E., & Roozitalab, A. (2023). Estimation of multidimensional Gini coefficient in comparison with the unidimensional in Iran. *Journal of Economic Research (Tahghighat-e-Eghtesadi)*, *58*(1), 1–23. https://doi.org/10.22059/jte.2023.93458 [In Persian]

Abounouri, E., & Iraji, F. (2004). Statistical comparison of income distribution between Khorasan Province and Iran as a whole (1971–2001). *Journal of Planning and Budgeting for Urban Development (JPBUD)*, *9*(1), 59–82. http://jpbud.ir/article-1-118-fa.html [In Persian]

Akita, T., & Miyata, S. (2008). Urbanization, educational expansion, and expenditure inequality in Indonesia in 1996, 1999, and 2002. *Journal of the Asia Pacific Economy*, *13*(2), 147–167.

Arslan Bad, M. (2013). Changes in income distribution in rural and urban areas of Iran. *Agricultural Economics and Development*, *12*(45), 141–147. https://www.sid.ir/paper/24408/fa [In Persian]

Atkinson, A. B., & Bourguignon, F. (1982). The comparison of multidimensioned distributions of economic status. *Review of Economic Studies*, *49*, 183–201.

Babapour, M. (2019). The role of different costs on the inequality of Iranian urban households. *Quarterly Journal of Quantitative Economics*, *16*(3), 33–66. https://doi.org/10.22055/jqe.2019.24805.1816 [In Persian]

Banerjee, A. K. (2010). A multidimensional Gini index. *Mathematical Social Sciences, 60*(2), 87–93.

Bui, T. K. T., & Erreygers, G. (2020). Multidimensional inequality in Vietnam, 2002–2012. *Economies, 8*(2), 29–38.

Decancq, K., & Lugo, M. A. (2009). Measuring well-being inequality with a multidimensional Gini index (pp. 60–71).

Hanifi, A., Khodadadkashi, F., & Mousavi Jahromi, Y. (2021). Measurement of the multidimensional inequality index in urban and rural areas of Iran during 1984–2018. *Journal of Economic Modelling Research (JEMR), 12*(43), 47–97. http://jemr.khu.ac.ir/article-1-2141-fa.html [In Persian]

Hasanvand, A., Karimi, M. S., Falahati, A., & Khanzadi, A. (2022). Investigating the relationship between economic complexity and income inequality in Iran: A simultaneous equations approach. *Quarterly Journal of Quantitative Economics*. https://doi.org/10.22055/jqe.2022.38495.2404 [In Persian]

Heidari, H., Abounoori, E., Jafari Samimi, A., & Nademi, Y. (2021). Estimation of urban and rural poverty and inequality in Hormozgan Province compared with Iran as a whole. *Economic Modelling, 15*(53), 1–24. https://doi.org/10.30495/eco.2021.1929050.2513 [In Persian]

Justino, P. (2004). *Multidimensional inequality: An empirical framework* (PRUS Working Paper No. 3). Poverty Research Unit at Sussex, University of Sussex.

Khan, A. U., Saboor, A., & Shah, A. H. (2021). Dynamics of multidimensional inequality across different occupations in Pakistan. *Social Indicators Research, 153*(1), 93–109.

Kolm, S.-C. (1977). Multidimensional egalitarianism. *Journal of Multivariate Analysis, 7*(2), 252–276.

Lugo, M. A. (2004, August). *On multivariate distributions of well-being: The case of Argentine provinces in the 1990s*. Paper presented at the General Conference of the IARIW, Cork, Ireland.

Maasoumi, E. (1986). The measurement and decomposition of multidimensional inequality. *Econometrica, 54*(1), 991–998.

Moftakhari, A. , Jafari, M. , Abounoori, E. and Nademi, Y. (2025). Investigating the effects of gender inequality on brain drain in developing countries. *Quarterly Journal of Quantitative Economics (JQE), 22*(3), 1-26. doi: 10.22055/jqe.2021.37203.2362.[in persion]

Nilsson, T. (2010). Health, wealth and wisdom: Exploring multidimensional inequality in a developing country. *Social Indicators Research, 95*(2), 299–323.

pirzadi, M. , Soufimajidpour, M. and mahmodzadeh, M. (2025). The spatial effects of financial inclusion on income inequality: A cross-provincial analysis. *Quarterly Journal of Quantitative Economics (JQE), (), -*. doi: 10.22055/jqe.2024.48106.2665.[in persion]

Poppitz, P. (2019). Multidimensional inequality and divergence: The Eurozone crisis in retrospect. *Journal of Economic Policy Reform, 22*(4), 119–129.

Raghfar, H., Safarzadeh, E., & Aliakbari Salami, F. (2018). Measurement of the multidimensional inequality index in urban areas of Iran. *Quarterly Journal of Economic Research (QJER), 18*(1), 127–154. http://ecor.modares.ac.ir/article-18-21262-fa.html [In Persian]

Ranjbar Fallah, M. R., & Davoudi, P. (2013). Inequality decomposition: Urban and rural areas of Tehran Province (2000–2007). *Journal of Economic Research (Tahghighat-e-Eghtesadi), 48*(4), 71–90. https://doi.org/10.22059/jte.2013.50575 [In Persian]

Seth, S., & Santos, M. E. (2018). *Multidimensional inequality and human development* (OPHI Working Paper No. 114). Oxford Poverty and Human Development Initiative.

Statistics Center of Iran. (2021). *Statistical data and information: Development indicators*. https://www.amar.org.ir [In Persian]

Tsui, K.-Y. (1995). Multidimensional generalizations of the relative and absolute inequality indices: The Atkinson–Kolm–Sen approach. *Journal of Economic Theory, 67*, 251–265.

UNDP. (2019). *Human development report 2019: Beyond income, beyond averages, beyond today—Inequalities in human development in the 21st century*. United Nations.

Quarterly Journal of Quantitative Economics(JQE) **22(4) 89-126**

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 relationship between banking facilities and Iran's economic growth: Evidence from a Financial Social Accounting Matrix

*Reza Shakeri Bostanabad *, Vahideh Ansari ***

** PhD student in Agricultural Economics, Department of Agricultural Economics, Faculty of Agriculture, University of Tehran, Karaj, Iran*
Email: *reza.shakeri@ut.ac.ir*
Postal address*: Karaj, Faculty Crossroads, Faculty of Agriculture, Department of Agricultural Economics, Postal Code: 31587-77871*
*** Assistant Professor of Agricultural Economics, Faculty of Agriculture, University of Tehran, Karaj, Iran. (Corresponding Author)*
Email: *vansari@ut.ac.ir*
0000-0001-7400-8396

ARTICLE HISTORY	JEL CLASSIFICATION	KEYWORDS
Received: 03 June 2023 ***revision: 08 September 2023*** ***acceptance: 22 November 2023***	***C82, E51, G21.***	***Stagflation, Financial Development, Economic Growth, Financial Social Accounting Matrix.***

Further Information:
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:
Shakeri Bostanabad, Reza & Ansari, Vahideh. (2026). The relationship between banking facilities and Iran's economic growth: Evidence from a Financial Social Accounting Matrix, *Quarterly Journal of Quantitative Economics(JQE)*, 22(4), 89-126.
10.22055/jqe.2023.43964.2560

EXTENDED ABSTRACT

INTRODUCTION

During the recent years, stagnant inflation is considered as one of the main challenges in the economy of Iran , which has caused a drop in total demand in the economy by reducing the real per capita income and purchasing power of households. A decrease in the components of the total demand and its continuation will damage the productive capacity of the economy reduce the economic growth and gross domestic product. Thus, a solution must be suggested to resolve the stagnation which has been formed on the demand side of the economy. In this context, financial development and facility granting can stimulate demand and create the necessary platforms for reconstructing production processes. Therefore, this study aims to evaluate the effectiveness of the growth of economic activities in Iran from the facilities granted to socio-economic institutions (non-financial companies and households separated by urban and rural income groups). Based on the literature, researchers have paid less attention to the matrix of social and financial accounting. In addition, no study has focused on the evaluation of the relationship separately by economic sectors through FSAM although the relationship between facilities and economic growth has been analyzed based on an econometric approach . Therefore, this study seeks to collect FSAM for Iran's economy using the updated data of 2018 in a large format (dimensions 257x257) and the effect of the facilities granted by banks on the growth of activities checking the economy.

METHODOLOGY

Endogenous and exogenous accounts should be separated for operationalizing the financial social accounting matrix and calculating the increasing coefficients like social accounting matrix. Endogenous accounts consists of 1) accounts of the real side of the economy including the

Shahid Chamran University of Ahvaz
Quarterly Journal of Quantitative Economics
(former Economic Studies)

production account, production factors account, and the current account of institutions (households, financial companies, and non-financial companies), 2)accounts of the financial side of the economy including capital account (households, financial institutions, non-financial companies) and financial account (cash and deposits, securities, insurance technical reserve, and other accounts). Further, accounts of the government, central bank, foreign world, monetary gold and special drawing rights, legal reserves of the central bank, loans and government partnership bonds are presented in the form of external accounts. It is necessary to use the output data table to compile the parts of the exchanges in the real party of the social financial accounting matrix. These tables should be updated due to the time gap between the statistical base year and year of their publication. Therefore, the updated supply and consumption table of Iran's economy for 2018 was collected and used to complete the social financial accounting matrix.

FINDINGS

The results of this study showed that stimulating the current demand of households with current facilities and the capital demand of households and non-financial companies with capital facilities increases the production of economic activities at an appropriate level. Thus, the increasing coefficient of current facilities of households is more than 2 and the increasing coefficient of capital facilities of households (except for the low-income decile) and non-financial companies is more than one. Given the percentage of additional growth, the results of this study showed that the added value (income of production factors) increases, along with the granting of capital facilities to institutions, especially non-financial companies, by applying a shock to banking facilities. The growth of added value provides 0.16%.

CONCLUSION

Based on the obtained results, it is possible to provide the basis for stimulating the demand and expect to improve the production of activities and reduce the recession by granting facilities and providing credits to the institutions. In this context, by adopting measures and solutions such as granting purchase facilities to consumers, it is possible to provide the basis for the prosperity of production units. Further, it is possible to help stimulate

the supply side by facilitating the receipt of capital facilities for households and non-financial companies. In addition, granting facilities to urban households, as well as households of low income urban and rural groups, and granting facilities to rural households and households of high-income groups can have more productive consequences than other groups. Hence, it is suggested that the groups which can have a greater impact should be targeted in granting facilities to the private sector and households. Further, since the granting of various current or capital facilities can have different effects on the production of economic sectors. In other words, the type of facilities granted should be considered based on the growth of that sector when the growth of the production of a specific sector in the economy is desired.

Shahid Chamran University of Ahvaz
Quarterly Journal of Quantitative Economics
(former Economic Studies)

Reference

Abounoori, A., & Teimoury, M. (2013). Investigation of the Effect of Financial Development on Economic Growth: A Comparative Study in OECD and UMI Countries. *Economic Growth and Development Research*, 3(11), 40-29. (in Persian). 20.1001.1.22285954.1392.3.11.3.5

Ahmad, K., & Ihsan, A. (2018). Impact of Islamic finance on economic growth–empirical evidence from Pakistan. *International Journal of Scientific & Engineering Research*, 9(7), 476-89.

Ansari, V. (2009). *Determining sources of production growth and priority sectors of investment in Iran: an analysis in the framework of input-output tables and social accounting matrix.* PhD Thesis. University of Tehran. (in Persian).

Awad, I. M., & Al Karaki, M. S. (2019). The impact of bank lending on Palestine economic growth: an econometric analysis of time series data. *Financial Innovation*, 5 (1), 1-21.

Azizi, A., & Mehrabi Boshrabadi, H. (2015). Investigate the Effect of Agricultural Bank Payment Facilities on the Growth of Agricultural Sub-Sectors. *Rural Development Strategies*, 1(4), 1-11. (in Persian). https://doi.org/10.22048/rdsj.2015.9614

Bazzazan, F., & Seifi Shahpar, Z. (2015). The Financial Social Accounting Matrix for Iran and Ita Applications. *Economics Research*, 15(59), 1-34. (in Persian).https://doi.org/10.22054/joer.2016.1827

Branson, W. (2003). *Economic analysis methods and their application*. Tehran University Publications.

Central Bank of Iran, (2021). National accounts of Iran. (in Persian).

Chen, Y. F., Drezner, Z., Ryan, J. K., & Simchi-Levi, D. (2000). Quantifying the Bullwhip Effect in a Simple Supply Chain: The Impact of Forecasting, Lead Times and Information. *Management Science*, 46(2), 436-443.

Cohen, J. (1963). Circular Flow Models in the Flow of Funds. *International Economic Review*, 4(2), 153-170.

Cohen, J. (1968). Integrating the real and financial via the linkage of financial flow. *The journal of Finance*, 23(1), 1-27.

Dawson, J. C. (1958). A Cyclical Model for Postwar US Financial Markets. *The American Economic Review*, 145-157.

Dezhpasand, F., & Bokharayee, R. (2016). An Evaluation between Financial Development and Economic Growth Based on Post-Keynesian Macro- Model. *Financial Economics*, 10(34), 59-92. (in Persian). https://ecj.ctb.iau.ir/article_523943.html

Eurostat. (2008). Eurostat manual of supply, use and input–output tables. Eurostat methodologies and working papers.

Fatthi Aghababa, M., Azizi, K., & Mahmmodzade, M. (2020). The Impact of Bank Facilities in Different Areas of Economy on the Growth of the Added Values in Industry, Services, Agriculture, Building Construction and Housing. *Economic Modelling*, 14(50), 77-102. (in Persian). 10.30495/ECO.2020.674218

Feqhe Majidi, A., Ahmadzade, K., & Goudini, S. (2017). The Impacts of Liberalization and Financial Development on Economic Growth in OPEC Countries. *Quarterly Journal of The Macro and Strategic Policies*, 5(17), 97-120. (in Persian). https://www.jmsp.ir/article_47924.html

Goldsmith, R. W. (1969), *Financial Structure and Development*, New Haven, CT: Yale University Press.

Hadi Zonooz, B., & Bakhtiari, H. (2010). Factors Affecting the Calculation of Productivity of Factors of Production Case study: Carbon Co. in Iran. *Economics Research*, 10(37), 241-266. (in Persian). https://joer.atu.ac.ir/article_2777.html

Hoshmand, M., & Daneshnia, M. (2012). Impact of Financial Development on Economic Growth in Iran. *Monetary & Financial Economics*, 18(2), 45-61. (in Persian). https://doi.org/10.22067/pm.v18i2.27610.

Hosseinpoor Naderi, M., Alijani, F., & Nikoukar, A. (2022). The Impact of Bank Credits on Iranian Agricultural Growth. *Agricultural Economics and Development*, 29(4), 285-314. (in Persian). 10.30490/AEAD.2022.354141.1331

Hossini, M., Ashrafi, Y., & Siami Araghi., E.(2012). The Review of Relationship between Financial Development and Economic Growth with Introducing New Variables. *Quarterly journal of researches and economic policies*. 19 (60) :19-34. (in Persian). URL: http://qjerp.ir/article-1-184-fa.html

Iran Statistics Center, (2021). National accounts of Iran. (in Persian).

Jafari Samimi A., Farhang, S., Rostamzadeh, M., & Mohammadzadeh, M. (2010)Impact of Financial Development and Trade Liberalization on

Economic Growth in Iran. *Economic research*; 9 (4) :1-21. (in Persian). URL: http://ecor.modares.ac.ir/article-18-2162-fa.html

Javanbakht, O. (2009). *The effectiveness of the growth of the agricultural sector and other economic sectors of Iran from reducing the interest rate of facilities and increasing the supply of facilities: a calculable general equilibrium model approach*, PhD thesis, University of Tehran. (in Persian).

Javanbakht, O., & Salami, H. (2012). Comparing Effects of Two Policies Reducing Interest Rate and Increasing Supply of Credits on Growth of Production in Iran: A FCGE Analysis. Journal of Agricultural Economics and Development, 26(4), 315-336. (in Persian). 10.22067/JEAD2.V1391I4.19900

Junius, T., & Oosterhaven, J. (2003). The solution of updating or regionalizing a matrix with both positive and negative entries. *Economic Systems Research*, 15(1), 87-96.

Kargarborzi, A., Jalai, S., & Pourrezaqoli, H. (2013). Investigating the effect of unemployment on the occurrence of crime in Kerman province (case study: robbery). *Kerman Police Science*, 1(9), 18-30. (in Persian).

Khodadad Kashi, F. (2010), *Industrial Economy*, Tehran, Samt Publishing House. (in Persian).

Klein, L. R., Klein, L. E., & Welfe, W. (1983). *Lectures in econometrics* (Vol. 22). North Holland.

Kuzegari Mamqani, Z. (2013). Investigating profit planning and break-even analysis and levers, International Accounting and Management Conference, Tehran. (in Persian).

Lawal, I. M., & Imam, U. B. (2016). Islamic finance and economic growth: Empirical evidence from Nigeria. *Journal of Economics and Sustainable Development*, 7(16), 99-108.

Leung, D., & Secrieru, O. (2012). Real-financial linkages in the Canadian economy: an input–output approach. Economic Systems Research, 24(2), 195-223.

Li, J. (2008). The financial social accounting matrix for China, 2002, and its application to a multiplier analysis. MPRA Paper No. 8174, posted 09 Apr 2008 04:47 UTC

McKinnon, R. (1973). *Money and Capital in Economic Development*, Washington, DC The Brookings Institutions. Pp3-15.

Mehrara, M., Ayin, S., & Hokallahi, Y. (2019). Impact of domestic credit and real interest rate on economic growth: Cases of Iran and Malaysia . *Journal of Islamic Economics and Banking*, 8 (26), 51-67. (in Persian). URL: http://mieaoi.ir/article-۱-۷۹۰-fa.html

Mohamadnejad, N., Fetras, M., & Masoumi, M. (2015). Analysis of the Association between Bank Credit and Economic Growth. *Monetary & Financial Economics*, 22(10), 1-21. (in Persian). https://doi.org/10.22067/pm.v22i10.41270

Mokhtari Asl Shoti, A., & Sherkat, A. (2016). A Study on Various Methods of Updating Supply and Use Tables and Their Applications for Iran. *Iranian Journal of Economic Research*, 21(68), 207-239. (in Persian). https://doi.org/10.22054/ijer.2016.7501

Moradi, I., Ghaffari Ismaili, M., & Ahmadi, A. (2017). The effect of the growth of banking facilities on economic growth and investment in Iran. *Monetary and banking research*. 11(35), 1-24. (in Persian). https://jmbr.mbri.ac.ir/browse.php?a_code=A-10-726-1&slc_lang=fa&sid=1

Robinson, S. (1991). Macroeconomics, financial variables, and computable general equilibrium models. *World development*, 19(11), 1509-1525.

Roe, A. R. (1985). The flow of funds as a tool of analysis in developing countries. G. *Pyatt and JI Round* (eds), 70-83.

Saidi, P., Abbasi, I. (2012). The effect of commercial bank facilities on economic growth (case study of Golestan province). *Management Quarterly*, 8(23), 14-22. (in Persian).

Sayehmiri, A., Omidi, M., & Parvizfar, E. (2019). A Meta-Analysis of Financial Development Influences on Economic Growth. *Quarterly Studies in Banking Management and Islamic Banking*, 4(11), 131-150. (in Persian). https://doi.org/10.22034/jifb.2020.209353.1164

Seifi pour, R (2010). Empirical Study on Effect Financial Development level on Economic Growth. *Financial Knowledge of Securities Analysis*, 3(5), 33-52. (in Persian).

Shahchera, M., & Mirhashmi Naini, S. (2011). Analysis of the effects of monetary policy shock on the facilities of Iran's banking network (1380-1388). *Economic Development Research Quarterly*, 1(4). 91-118. (in Persian).

Shahid Chamran University of Ahvaz
Quarterly Journal of Quantitative Economics
(former Economic Studies)

Shaw, E. S. (1973). *Financial deepening in economic development*. New York: Oxford University Press.

Stone, R. (1966). The Social Accounts from A Consumer's Point of View: An Outline and Discussion of the Revised United Nations System of National Accounts. Review of Income and Wealth, 12(1), 1-33.

Temurshoev, U., & Timmer, M. P. (2011). Joint estimation of supply and use tables. *Papers in regional science*, 90(4), 863-882.

Tobin, J. (1969). A general equilibrium approach to monetary theory. *Journal of money, credit and banking*, 1(1), 15-29.

Torabi, T., Pikarjo, K., & Abron, N. (2010). The impact of financial development on growth rate in oil and non-oil developing countries. *Financial Knowledge of Securities Analysis*, 3(7). 139-163. (in Persian). https://jfksa.srbiau.ac.ir/article_4940.html

Touati, K., & Kherbachi, H. (2016). Assessing the impact of structural changes in the financial sector on the Algerian economy: A financial social accounting matrix approach. *les cahiers du cread*, 115 (10), 35-72.

United Nations Economic Commission for Africa, (UNECA). (2012), *Handbook of Supply and Use Tables: Compilation, Application, and Practices Relevant to Africa*, The African Center for Statistics

Vorhami, V., & Avaznia, J. (2017). Survey Simultaneous Effect of Deposit and Loan Rate on Economic Growth in selective Developing Countries. *Economic Strategy*, 6(20), 65-83. (in Persian). https://econrahbord.csr.ir/article_103330.html

Wong, K. S. K., & Lee, C. (2009). Financial social accounting matrix: concepts, constructions and theoretical framework. MPRA Paper No. 14641, posted 21 Apr 2009 13:55 UTC.

Quarterly Journal of Quantitative Economics(JQE) **22(4) 127-151**

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 spillover effect of stock, currency and coin market fluctuations on social unrest in Iran: an approach of the TVP-QVAR model

*Amir Jamshidi *, vahid Omidi ** Naeges Alikaramzadeh****

** Phd Student of Economics, Department of Economics, Faculty of Economics and Social Sciences, Shahid Chamran University of Ahvaz, Ahvaz, Iran (Corresponding Author).*

***Email**: amirjamshidi.eco@gmail.com*

***Postal address**: Hamedan khajeh Rashid Blvd, the Alley Goharian, Mousavi Dead End, Rose Building, Number 3. Postal code: 6516665139*

0009-0006-6022-3582

*** Assistant Professor of Economics, Department of Economics, Faculty of Economics and administrative science, Qom University, Qom, Iran.*
***Email**: V.omidi@qom.ac.ir*

**** MA Student in Economics, Faculty of Economics and Social Science, Alzahra University, Tehran, Iran.*
***Email**: Narges.karamzade96@gmail.com*

ARTICLE HISTORY	JEL CLASSIFICATION	KEYWORDS
Received: 11 June 2023 ***Revision: 24 September 2023*** ***Acceptance: 26 April 2024***	***E44 ,G19 ,F31 ,D39***	***Social unrest, volatility, stock market, currency market, coin market.***

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.

Shahid Chamran University of Ahvaz
Quarterly Journal of Quantitative Economics
(former Economic Studies)

How to Cite:
Jamshidi, Amir., Omidi, vahid & Alikaramzadeh, Naeges. (2026). Investigating the spillover effect of stock, currency and coin market fluctuations on social unrest in Iran: an approach of the TVP-QVAR model, *Quarterly Journal of Quantitative Economics(JQE)*, 22(4), 127-151.
10.22055/jqe.2024.44036.2562

© 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

Providing an accurate quantitative and qualitative definition of a crisis is difficult, and researchers usually rely on crisis indicators. Social crises are hazards that seriously threaten the balance, security, and social well-being. Crises have both a social nature and origin and can manifest as social unrest, disruptive political pressures, riots, and strikes for economic demands. Social unrest refers to public dissatisfaction and unconventional behaviors and sometimes violent actions by individuals in society. Social unrest has been widespread in recent decades in most countries, including Iran, with different causes and factors contributing to its occurrence. Extensive theoretical and empirical studies have been conducted to examine the relationships between economic factors and the emergence of social unrest. Economic factors such as inequality, unemployment, inflation, and poverty, which are the result of different economic policies, have led to public dissatisfaction and, consequently, macroeconomic instability, ultimately resulting in social unrest. In economic theories, investment is referred to as the driving force behind economic growth. Therefore, studying the subject of investment and the influential factors on it is of particular importance. Among all the variables affecting investment, exchange rates, gold, and stocks can be mentioned as important fundamental variables. Considering the bilateral and negative relationship between investment and social unrest, as well as the impact of the aforementioned factors on investment, examining the effect of fluctuations in the markets of gold, currency, and stocks on social unrest

would be justifiable. Therefore, the present study aims to examine the spillover effect of fluctuations in the gold, currency, and stock markets on social unrest from October 1, 1999, to April 10, 2019.

METHODOLOGY

In this study, the Quantile TVP-VAR method proposed by Chibueze and colleagues (2021) has been used. To calculate all the correlation values, the following QVAR(P) equation is first estimated:

(1) $$x_t = \mu_t(\tau) + \varphi_1(\tau)x_{t-1} + \varphi_2(\tau)x_{t-2} + \cdots + \varphi_p(\tau)x_{t-p} + u_t(\tau)$$

In which x_t and x_{t-1} are N×1-dimensional endogenous vectors. τ ranges from zero to one and represents the desired quantile. Moreover, p determines the length of the QVAR model breakpoint. $\mu_t(\tau)$ represents the conditional mean vector, and $\varphi_j(\tau)$is the coefficient matrix. Finally, $u_t(\tau)$ denotes the disturbance component.

Subsequently, the Generalized Forecast Error Variance Decomposition (GFEVD) has been calculated, which is an important component of the connectivity approach. GFEVD can be interpreted as the representation of the shock effect from variable j on variable i in terms of the forecast error variance. It is calculated as follows:

(2) $$\theta_{ij}(H) = \frac{(\Sigma(\tau)_{jj}^{-1}\sum_{h=0}^{H}((\psi_h(\tau)\Sigma(\tau))_{ij})^2}{\sum_{h=0}^{H}(\psi_h(\tau)\Sigma(\tau)\psi_h'(\tau))_{ij}}$$

(3) $$\tilde{\theta}_{ij}(H) = \frac{\theta_{ij}(H)}{\sum_{k=1}^{N}\theta_{ij}(H)}$$

In the above equations, $\tilde{\theta}_{ij}(H)$ represents the contribution of series j to the forecast error variance of series i at horizon H.

According to equation (3), the net pairwise relationship between variables will be derived from the following expression:

(4) $$NPDC_{ij}(H) = \tilde{\theta}_{ij}(H) - \tilde{\theta}_{ji}(H)$$

If $NPDC_{ij}(H) > 0$, it means that series j has a greater impact on series i, and vice versa.

(5) $$TO_i(H) = \sum_{i=1,i\neq j}^{N}\tilde{\theta}_{ji}(H)$$

The overall effect of each variable from the other variables is obtained from the following relationship:

(6) $$FROM_i(H) = \sum_{i=1,i\neq j}^{N}\tilde{\theta}_{ij}(H)$$

The net effect of each variable on the other variables is obtained from the following relationship, based on equations ((5) and (6)):

(7) $$NET_i(H) = TO_i(H) - FROM_i(H)$$

As evident, if $NET_i(H) > 0$, it means that variable i has a net effect on the other variables and serves as a net shock transmitter.

Now, using the following equation, the overall correlation index of the variables can be calculated:

(8) $$TCI(H) = N^{-1} \sum_{i=1}^{N} TO_i(H) = N^{-1} \sum_{i=1}^{N} FROM_i(H)$$

This index reflects the average impact of a shock from one series on other series. The higher the index, the higher the market risk, and vice versa.

FINDINGS

The relationship and impact between the variables used in the study indicate that in the short term, social unrest is influenced by approximately 13.21% of the stock market, currency market, and gold market. Furthermore, on average, in the short term, social unrest is influenced by 5.23% of the stock market, 8.45% of the gold market, and 8.84% of the currency market. In the medium term, social unrest is influenced by approximately 1.2% of the stock market, 3.89% of the gold market, and 4.22% of the currency market, indicating a decrease in the impact of these three markets on social unrest compared to the short term. In the long term, the impact of social unrest has increased from the three markets, surpassing its level in the previous short term. Specifically, the influence of the stock market is approximately 13.92%, the gold market is 1.64%, and the currency market is 5.54%, indicating a significant increase compared to the medium term.

In **Figure 1**, the total relationships between the variables over time are depicted for the short term (red), medium term (green), long term (blue), and overall effect (black). As observed, from the beginning of the period until 2018, the short-term relationship has been dominant. In 2018, with the United States' withdrawal from the Joint Comprehensive Plan of Action (JCPOA), the long-term relationship between the variables increased. However, even after the introduced shock, the short-term relationship remains observable during the given time period.

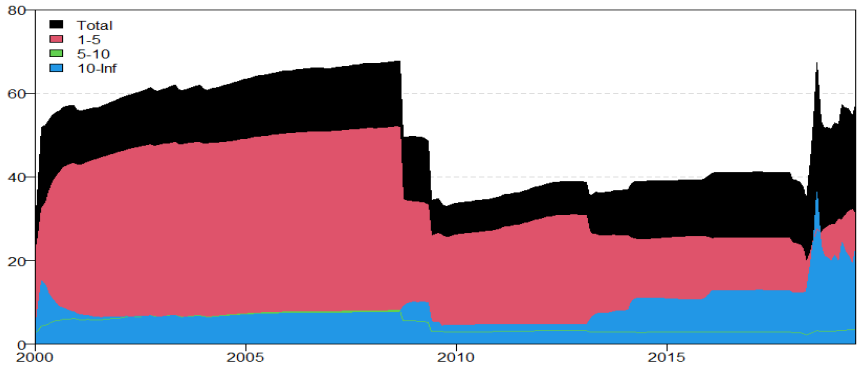


Figure 1. The Trend of Total Relationship index in Short term, Medium term, Long term and Total.
Source**:**Research Findings

CONCLUSION

In recent years, the emergence of social unrest has raised the question of which economic variables are affected by these developments. Considering that the Iranian economy has been facing chronic inflation of nearly 20% over the past 50 years, it is expected that individuals would convert their wealth into other assets to preserve its value. Indeed, this has occurred, and due to inflationary expectations, people consistently engage in activities in various markets such as gold, currency, and stocks to protect the value of their assets against the depreciation of the Iranian rial.

Another aspect is uncertainty or instability, which arises from inflationary expectations and has led to fluctuations in the Iranian economy, particularly in macroeconomic terms. Different asset markets are also affected by this uncertainty and experience volatility. Therefore, it is expected that increased volatility and uncertainty in other asset markets, due to the higher likelihood of losses, would facilitate the occurrence of social unrest.

The results indicate that during the examined time period, the volatility of the stock market had long-term effects on the social unrest index. Additionally, the impact of stock market volatility was stronger than that of other markets. Although in the short term, the effects of all three markets on the social unrest index were relatively equal, in the medium and long term, the volatility of the stock market had a greater impact.

Based on the obtained results, the following policy recommendations can be suggested for policymakers:

1. Focus on reducing volatility in the stock market: Since the stock market has a greater and more persistent impact on social unrest in the long run,

policymakers should pay special attention to reducing volatility in this market.

2. Although fluctuations in the coin and currency markets also have an impact on social unrest, this impact diminishes in the short term. Therefore, when prioritizing market controls, policymakers should consider this factor.

Reference

Acemoglu, D., Johnson, S., & Robinson, J. A. (2001). The colonial origins of comparative development: An empirical investigation. *American economic review, 91(5), 1369-1401.*

Agrawalla, R. K., & Tuteja, S. K. (2007). Causality Between Stock Market Development and Economic Growth. Journal of Management Research, 7(3), 158-168.

Asgari, M., & Hosseini, S. H. (2021). Explaining the Process and Introducing the Causes of Social Turmoil in I. R. of Iran. *Defence Studies*, *19*(2), 145-178. *Dor:* 20.1001.1.17351723.1400.19.74.5.8 (in persian)

Asteriou, D., & Siriopoulos, C. (2000). "The Role of Political Instability in Stock Market Development and Economic Growth: The Case of Greece," *Economic Notes, 29(3), 355-374.*

Barrett, P., Chen, S., Chivakul, M., & Igan, D. O. (2021). Pricing protest: the response of financial markets to social unrest. *IMF Working Papers, 2021(079).*

Baruník, J., & Křehlík, T. (2018). Measuring the frequency dynamics of financial connectedness and systemic risk. *Journal of Financial Econometrics, 16(2), 271-296.*

Bellemare, M. F. (2015). Rising food prices, food price volatility, and social unrest. *American Journal of agricultural economics, 97(1), 1-21.*

Chatziantoniou, I., Gabauer, D., & Gupta, R. (2023). Integration and risk transmission in the market for crude oil: New evidence from a time-

varying parameter frequency connectedness approach. *Resources Policy, 84, 103729.*

Cucinelli, D., & Soana, M. G. (2023). Systemic risk in non-financial companies: Does governance matter?. *International Review of Financial Analysis, 87, 102601.*

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.*

Doojav, G. O. (2009). Exchange rate pass-through to inflation in Mongolia. *Monetary Policy and Research Department of the Bank of Mongolia. 1-10*

Edwards, F. R. (1988). Policies to curb stock market volatility. *In Proceedings-Economic Policy Symposium-Jackson Hole (pp. 141-184). Federal Reserve Bank of Kansas City.*

Emam Jome Zade, S. J., Rostam Jabri, S., & Mohammad Zade Ebrahimi, F. (2014). Arab Spring Developments Domino in the Globalization and Development of Communications, and Farzad Mohammad Zade Ebrahimi. *Political Science Quarterly*, *10*(28), 141-162. (in Persian).

Fukuyama, F. (2013). What is governance?. *Governance, 26(3), 347-368.*

Hoseynizadeh arani, S. S., moradi, A., vosoghi asl, A., & mehtari, M. (2022). An Analysis of the Social Roots of the Formation and Occurrence of Social Dissatisfaction in Iran (Case Study: Tehran Citizens). *National Security, 12(43), 227-260.* Dor:20.1001.1.33292538.1401.12.43.8.7(in Persian).

Houle, Ch., Ruck, D. J., Bentley R. A. and Gavrilets S. (2022) Inequality between identity groups and social unrest. *Journal of the Royal society Interface, 188(19).*

Hove, S., Tchana, F. T., & Mama, A. T. (2017). Do monetary, fiscal and financial institutions really matter for inflation targeting in emerging

market economies?. *Research in International Business and Finance, 39, 128-149.*

Howells, P. G., & Bain, K. (2008). *The economics of money, banking and finance: a European text. Pearson Education.*

Kahneman, D., & Tversky, A. (1979). Prospect Theory: An Analysis of Decision under Risk. *Econometrica, 47(2), 263-291*.

Kaufmann, D., Kraay, A., & Mastruzzi, M. (2011). The worldwide governance indicators: Methodology and analytical issues1. *Hague journal on the rule of law, 3(2), 220-246.*

Lagi, M., Bertrand, K. Z., & Bar-Yam, Y. (2011). The food crises and political instability in North Africa and the Middle East. *arXiv preprint arXiv:1108.2455.*

Levine, R., & Zervos, S. (1996). Stock market development and long-run growth. *The world bank economic review, 10(2), 323-339.*

Mckinnon, R. I. (1973), "Money and Capital in Economic Development", *The*

Brookings Institution, Washington, DC.

Mishkin, F. S. & S. G. Eakins (2011), *Financial Markets and Institutions, Seventh Edition.*

Mohammadzadeh, S., shahiki tash, M. N., & zinati, K. (2021). Investigation Time–frequency co-movement between the Tehran Stock Price Index and prices of oil and gold using Multiple Wavelet Coherence. *Quarterly Journal of Quantitative Economics*, 18(2), 57-70. doi: 10.22055/jqe.2020.14340.1942(in Persian).

Rabiei M. The Study of ICT and Income Distribution Effects on Social Unrest in Iran. QJER 2022; 22 (1) : 7. Dor:20.1001.1.17356768.1401.22.1.2.7.(in Persian)

Raghfar, H., SangariMohazab, K., & Amini Abchoieh, M. (2022). Simulation of The Impact of Income Distribution on Social Unrest Using Agent-based Modeling Approach. *Journal of Economic Research and Policies, 30(101), 57-84.* Dor: 10.52547/qjerp.30.101.57. (in Persian).

Saadia - Sedik, T., & Xu, R., (2020). A Vicious Cycle: How Pandemics Lead to Economic Despair and Social Unrest. *IMF Working Paper. No. 2020/216.*

Schumpeter, J. A. (1932), The Theory of Economic Development, Trans. *R. Opie, Harvard University Press, Cambridge, MA.*

Shahabadi, A., Kazem Naziri, M., & Jamshidi, A. (2020). The Effect Doing Business on Investment in the Selected Countries MENA. *Journal of International Business Administration, 3(2), 61-80.* Doi:10.22034/jiba.2020.10747 (in Persian).

Shakeri, A. (2013). *Theories and policies*. Tehran: Rafee Publications (in Persian).

Torki, L., Noshadi, E., & Rezaei, A. (2016). The effect of stock price index on foreign exchange rate markets in the selected countries (D-8) : use of Quantile Regression. *Quarterly Journal of Quantitative Economics*, 13(2), 1-19. doi: 10.22055/jqe.2016.12367(in Persian).

Tuladhar, A. (2005). Governance structures and decision-making roles in inflation targeting central banks. *International Monetary Fund. Working Paper No. 2005/183.*

Yin, J., & Song, H. (2023). Does the perception of smart governance enhance commercial investments? *Evidence from Beijing, Shanghai, Guangzhou, and Hangzhou. Heliyon, 9(8).*

Quarterly Journal of Quantitative Economics(JQE) **22(4) 152-174**

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 uncertainty effect of oil revenues on indirect taxes using fuzzy logic

Masoud Saadatmehr *, Mostafa Shokri**

** Assistant Professor of Economics, Department of Economics, Faculty of Economics, Management and Accounting, Payame Noor University, Tehran, Iran (Corresponding Author)*
Email: *m.saadatmehr@pnu.ac.ir*
Postal address*: Iran, Tehran, Mini City, Army Blvd., Payam Noor University, Faculty of Economics and Management.*

0000-0002-6560-1507

*** Assistant Professor, Department of Economics, Faculty of Management and Economics, Lorestan University, Khorramabad, Iran*
Email: *Mostafashokri@gmail.com*

ARTICLE HISTORY	JEL CLASSIFICATION	KEYWORDS
Received: 27 July 2023 ***Revision: 28 September 2023*** ***Acceptance: 24 February 2024***	***H20، O13 ، Q33***	***Uncertainty, Oil Revenues, Indirect Tax, Fuzzy Logic***

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:
Saadatmehr, Masoud & Shokri, Mostafa. (2026). The uncertainty effect of oil revenues on indirect taxes using fuzzy logic. *Quarterly Journal of Quantitative Economics (JQE)* 22(4), 152-174.
10.22055/JQE.2024.44415.2568

© 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 impact of oil revenues on tax revenues has been investigated and analyzed in various studies, and there are two different and opposing views in this regard. According to the first view, governments try to use oil revenues for public expenses and reduce tax revenues to maximize the welfare of society and the satisfaction of public opinion. With this, the increase in oil revenues is replaced by a decrease in tax revenues. From the second point of view, governments in oil-rich countries, by investing oil revenues in other economic sectors, cause the growth of these sectors and, in this way, help to increase tax revenues. This discussion of which view can be correct in a country is of great importance in planning and budgeting. On the other hand, there has always been uncertainty in the oil market, and in most cases, it has been able to affect the economies of the countries that export it. As a result, in making economic decisions, it is necessary to consider the uncertain effect of oil revenues on tax revenues in policy making. Accordingly, the current research has investigated the impact of tax revenues and, in particular, indirect taxes on the uncertainty of oil revenues themselves.

METHODOLOGY

This research has been done using fuzzy regression from 1991 to 2021 for Iran's economy. The research model was taken from Abdelwahed (2020), which was adjusted according to Iran's economy. Oil revenues, the uncertainty of oil revenues, the gross domestic product without oil, imports, the literacy rate, the added value of service sectors, agriculture and industry,

Shahid Chamran University of Ahvaz
Quarterly Journal of Quantitative Economics
(former Economic Studies)

the inflation rate, the exchange rate, the growth of the government's construction budget, and the size of the underground economy are the independent variables of the model, and the ratio of indirect taxes to GDP is the dependent variable of the model.

FINDINGS

The estimation of the model was estimated by using fuzzy regression and considering the symmetrical triangular number, the results of which are shown in **Table 1**.

Table 1. Model estimation results based on fuzzy regression
Source: Research results

Variable	Fuzzy Coefficients	
	a	**s**
Intercept	29.043	2.009
GDP Without Oil	1.9709	0.0001
Oil Revenues	-0.0237	0.0297
Uncertainty of Oil Revenues	-0.0971	0.0039
Import	0.0354	0.0007
Exchange Rate	-0.0742	0.0012
Literacy Rate	0.5660	0.0031
Inflation Rate	-0.0953	0.0009
Added Value of the Industry	0.8431	0.0010
Added Value of Agriculture	-0.0973	0.0017
Added Value of Services	0.9716	0.0030
Underground Economy	-0.0768	0.0087
Construction Budget Growth	1.0114	0.0076

In **Table 1**, oil revenues with a fuzzy coefficient (0.0297, -0.0237) have a small effect on indirect taxes. Although the average effect of this variable is negative (-0.0237) because the fuzzy interval includes zero and positive numbers, it cannot be an important and influential factor in the absorption of indirect taxes. Analyzing the ambiguity of this coefficient, it can be said that with the increase in oil revenues, the motivation of the government to attract indirect taxes will decrease to a great extent because the government provides its budget from the sale of oil. On the other hand, the range of positive numbers in this coefficient confirms that the import tax is more affected by the revenues from oil. According to the obtained fuzzy number, none of the above two effects are dominant in the absorption of indirect taxes, and the ambiguity of the fuzzy coefficient is the reason for this. In **Table 1**, the uncertainty coefficient of oil revenues is equal to (0.0039, -0.0971), which shows that uncertainty has a negative and significant effect on indirect tax revenues. The maximum effect of this variable on attracting indirect taxes is 0.0932, and its minimum effect is 0.1010. The average effect of this variable on indirect tax revenues is -0.0971.

CONCLUSION

The results showed that the uncertainty of oil revenues has a negative effect on indirect taxes in Iran's economy. Therefore, a one percent increase in the uncertainty of oil revenues reduces indirect taxes by 0.097 percent. In other words, the uncertain increase in oil revenues, which can be caused by various factors such as oil price fluctuations, sanctions, and restrictions on oil sales, can increase the budget deficit by affecting indirect taxes.

Reference

Abdelwahed, L. (2020) More oil, more or less taxes? New evidence on the impact of resource revenue on domestic tax revenue. *Resources Policy*, 68 (10), 17-47.

Abounoori, A., & Kianpisheh, A. (2016). The impact of oil price volatility on the financial markets in Iran. *Iranian Journal of Energy*, 19(3), 75-100. http://necjournals.ir/article-1-908-en.html [In Persian]

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*), *Available Online.* https://doi.org/10.22055/jqe.2022.39481.2451 [In Persian]

Shahid Chamran University of Ahvaz
Quarterly Journal of Quantitative Economics
(former Economic Studies)

Bargi Osgooee, M.M. & Shokri, M. (2018). The Economic Factors Affecting FDI Absorption in Iran with Emphasis on the Role of Income Tax (Fuzzy Approach). *Economic Growth and Development research (EGDR),* 9(33), 109-120. https://doi.org/10.30473/egdr.2018.4605 [In Persian]

Bornhorst, F., Gupta, S. & Thornton, J. (2009). Natural resource endowments and the domestic revenue effort. *European Journal of Political Economy*, 25(4), 439-446.

Botlhole, T., Asafu-Adjaye, J. O. H. N. & Carmignani, F. (2012). Natural resource abundance, institutions and tax revenue mobilisation in Sub-Sahara Africa. *South African Journal of Economics*, 80(2), 135-156.

Crivelli, E. & Gupta, S. (2014). Resource blessing, revenue curse? Domestic revenue effort in resource-rich countries. *Eur. J. Polit. Econ.* 35, 88–101.

Emami Meybodi, A. & Azami, A. (2014). The Effect of Oil Revenue Uncertainty on Fiscal Policy:Iran Case Study. *Theories of Financial Economics*, 2(1), 123-138. http://tfe.raja.ac.ir/article-1-35-fa.html [In Persian]

Graei Nejad, G. & Chapardar, E. (2012). Investigating factors affecting tax revenues in Iran. *Financial Economics*, *6*(20), 69-92. https://doi. org/20.1001.1.25383833.1391.6.20.3.3 [In Persian]

Jafari Samimi, A. & Lal Khazri, H. (2016). The role of reforming the tax system in the Iranian Islamic model of progress. *Publication of the progress model*, Tehran. [In Persian]

James, A. (2015). US state fiscal policy and natural resources. *American Economic Journal: Economic Policy*, *7*(3), 238-257.

Karimi, H., Karimi Potanlar, S. & Jafari Samimi, A. (2023). The Impact of Oil Shocks on Government Revenues and Expenditures in Iran (Time-Varying Parameter Approach). *Economic Growth and Development research* (EGDR), Available Online. doi: 10.30473/egdr.2023.65805.6639 [In Persian]

Knebelmann, J. (2017). *Natural resources' impact on government revenues* (No. 2017/10). WIDER Working Paper.

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

Khodayi, I. (2009). Fuzzy linear regression and its applications in social science research. *Iranian Journal of Social Studies*, 3(4), 82-99. https://www.noormags.ir/view/en/articlepage/853446/ [In Persian]

Korepazan Dezfuli, A. (2004), *Principles of the Theory of Fuzzy Sets and its Applications in Modeling Water Engineering Problems*. Tehran, Jihad University Press, second edition. [In Persian]

Mawejje, J. (2019). Natural resources governance and tax revenue mobilization in sub saharan Africa: The role of EITI. *Resources Policy*, 62, 176-183.

McGuirk, E. F. (2013). The illusory leader: natural resources, taxation and accountability. *Public choice*, 154, 285-313.

Mehregan, N., Haghani, M. & Salmani, Y. (2012). Asymmetric Effects of Oil Price Shocks on Economic Growth of OPEC and OECD by focusing on Shocks Setting and Regime Changes. *Quarterly Journal of Economic Modelling*, 6(4), 1-20. https://eco.firuzkuh.iau.ir/article_555452.html [In Persian]

Pordel, P. & Esfandiari, M. (2024). The Effect of Economic Policy Uncertainty on Oil Prices (Case Study: OPEC Countries). *Quarterly Journal of Quantitative Economics (JQE)*, *21*(1), 63-85. doi: 10.22055/jqe.2022.39326.2441[In Persian]

Ross, M. L. (2015). What have we learned about the resource curse?. *Annual review of political science*, 18, 239-259.

Saadatmehr, M. (2021). Investigation of the impact of macroeconomic variables on government tax revenues in Iran. *Journal of Iran's Economic Essays; an Islamic approach (JIEE)*, 18(35), 169-191. https://doi. org/10.30471/IEE.2021.6290.1885 [In Persian]

Salmani, B., Zolghadr, H. & Shokri, M. (2017). The Economic Factors Affecting Internet Diffusion in Iran Using the Fuzzy Regression. *Quarterly Journal of Applied Theories of Economics*, 4(3), 91-116. https://ecoj.tabrizu.ac.ir/article_6754.html?lang=fa [In Persian]

Sepehrdoost, H., Mohtashami, S. & Fatemi Zardan, Y. (2022). The Impact of Oil Shocks on Iranian Tax Revenue Using the BVAR Model. *Quarterly Journal of Applied Economic Studies in Iran, 11(41), 129-169.* https://doi.org/10.22084/AES.2021.23376.3229 [In Persian]

Smith, B. (2004). Oil wealth and regime survival in the developing world, 1960–1999. *American Journal of Political Science*, 48(2), 232-246.

Taheri, M. & Machinchi, M. (2008). *An introduction to probability and fuzzy statistics*. Publications of Shahid Bahonar University of Kerman. [In Persian]

Tamizi, A.R. (2018). Investigating determinants of tax revenues in Iran: A Bayesian Econometric Approach. *Quarterly Journal of Quantitative Economics(JQE)*, 15(1), 225-244. https://doi.org/10.22055/jqe.2018.22887.1690 [In Persian]

Tanaka, H. & Ishibuchi, H. (1992). Possibility regression analysis based on linear programming. *Jurnal of Eropan research*. 2 (3), 44-60.

Tanaka, H. (1987). Fuzzy data analysis by possibility linear models. *Fuzzy Sets and Systems*, 24(3), 363- 375.

Thomas, M. A. H., & Trevino, M. J. P. (2013). *Resource dependence and fiscal effort in Sub-Saharan Africa*. International Monetary Fund.

Totunchi Melki, S., Mousavi Jahrami, Y. & Mehrara, M. (2020). Evaluation of the Most Important Factors Affecting the Income of Taxes in the Economy of Iran with the Approach of TVP DMA Models. *Journal of Tax Research*, 27(44), 71-100. http://taxjournal.ir/article-1-1781-fa.html [In Persian]

Quarterly Journal of Quantitative Economics(JQE) **22(4) 175-215**

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



Choosing the Optimal Model for Predicting Asset Returns: A Comparison of ARIMA-GARCH and MIDAS Models

*Saeed Sadrzadeh Moghadam *, Kambiz Hojabr Kiani **Kambiz Peykarjou***, Alireza Moradi*****

** Ph.D. Candidate, Department of Economic, Faculty of Management and Economics, Islamic Azad University, Science and Research Branch, Tehran, Iran.*
Email: saeed.sadrzadeh@srbiau.ac.ir
ORCID : 0000-0001-9930-0385.

*** Corresponding Author, Prof. Department of Economic, Faculty of Management and Economics, Islamic Azad University, Science and Research Branch, Tehran, Iran.*
Email: khkiani@yahoo.com
: 0000-0002-0191-2138

**** Assistant Prof, Department of Economic, Faculty of Management and Economic, Science and Research Branch, Islamic Azad University, Tehran, Iran.*
Email: k.peykarjou@srbiau.ac.ir
:0000-0002-7468-6549

***** Assistant Prof, Department of Economic, Faculty of Humanities, Kermanshah Branch, Islamic Azad University, Kermanshah, Iran.*
Email: alirezaradin@yahoo.com
ORCID: 0000-0001-9655-8612

ARTICLE HISTORY	JEL CLASSIFICATION	KEYWORDS
Received: 23 August 2023 ***Revision: 22 March 2024*** ***Acceptance: 08 June 2024***	***C22,C89,G17***	***MIDAS,ARIMA, Conditional Heteroscedasticity,BitCoin***

Further Information:
The present article is taken from the doctoral dissertation of Saeed Sadrzadeh Moghadam with Supervisor of Dr.Kambiz Kiani and advised by Dr. Kambiz

Shahid Chamran University of Ahvaz
Quarterly Journal of Quantitative Economics
(former Economic Studies)

Peykarjou and Dr. Alireza Moradi at the University of Islamic Azad University Science and Research Branch.

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:
Sadrzadeh Moghadam, Saeed. Hojabr Kiani, Kambiz. Peykarjoo,Kambiz & Moradi, Alireza. (2026). Choosing the Optimal Model for Predicting Asset Returns: A Comparison of ARIMA-GARCH and MIDAS Models, *Quarterly Journal of Quantitative Economics(JQE)*, 22(4), 175-215.
10.22055/jqe.2024.44610.2572

© 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 this study, in order to examine and compare two modeling approaches in econometrics in terms of prediction accuracy, the time series of Bitcoin prices with high-frequency data (5-minute daily Data) has been selected for the period from 2015 to 2023. Bitcoin, as the most popular and well-known digital currency, has become an important asset for many investors in financial markets and even ordinary people in recent years. Therefore, extensive studies are being conducted to discover the price structure and variations of this asset over time. The modeling approach using Mixed-data sampling (MIDAS) has been proposed as a new approach in modeling in recent years and, given the significant limitations in econometric modeling, it is being studied more than ever. Prediction approaches are divided into two groups: quantitative and qualitative approaches. In the field of econometrics, there are causal and non-causal regression patterns, which include their autoregression models with conditional heteroskedasticity and autoregressive integrated moving average from causal methods in the domain of economic variable prediction (Brockwell et al., 2002). These models also faced limitations, especially when dealing with data with different time frequencies.

Researchers aiming to model time series variables with different time frequencies need to first synchronize all variables and then incorporate them into the model. There are two approaches for this: harmonizing variable frequencies towards higher time frequencies or harmonizing towards lower time frequencies. The first method is called temporal aggregation, and the second method is called temporal disaggregation (Bayat & Nofouresti, 1394). In most cases, the application of these methods results in reduced model efficiency and loss of useful information. The mixed data sampling approach, developed by Ghysels (2004), is an innovative and novel approach in modeling economic variables. In this study, traditional approaches are tested against the introduced novel approach for prediction using information from a time series. The main question posed is whether traditional econometric methods provide better models in terms of lower error and higher accuracy compared to novel approaches or not?

METHODOLOGY

This study compares the prediction accuracy of ARIMA-GARCH and modeling using the mixed data frequency approach with different time frequencies (MIDAS). To examine the validity of the two mentioned approaches, daily 5-minute intraday time series data of Bitcoin returns were collected and an ARIMA model was implemented for Bitcoin returns (both daily and weekly). To select the orders of p and q in the ARIMA model, a set of models with different p and q orders is estimated while considering visual inspection of autocorrelation and partial autocorrelation functions. Information criteria are then calculated for that set of models. The best ARIMA model in this section is the one with the lowest Akaike information criterion (AIC) value. In the next step, considering the base GARCH (1,1) model, each of the daily and weekly Bitcoin return time series is estimated in three modes: sGARCH, eGARCH, and gjrGARCH. Additionally, in each of the estimated models, five distribution modes are considered: normal distribution, Cholesky normal distribution, Student's t-distribution, Cholesky Student's t-distribution, and generalized error distribution. In total, 15 models are estimated for each time series at this stage. In order to prepare the data for comparing the prediction accuracy of different models, the daily data (3024 data points) and weekly data (432 weekly data points) have been divided into two sections. Daily returns from the beginning of 2015 until the end of 2022 (2528 data points) were used for model estimation, and from the beginning of 2023 until 08/05/2023 (496 data points) were used for prediction. Additionally, for weekly returns, the data up to the end of 2022 (413 weekly

Shahid Chamran University of Ahvaz
Quarterly Journal of Quantitative Economics
(former Economic Studies)

data points) were used in the estimated model, and the data from 2023 were excluded to assess prediction accuracy. Using the novel approach of modeling mixed data with different time frequencies, the daily and weekly Bitcoin return time series are examined and modeled. For this purpose, the daily and weekly return data, constructed from intraday (5-minute) returns, are utilized. Considering that cryptocurrency markets operate 7 days a week, the modeling in this section involves aligning the higher-frequency data (5-minute intraday returns) as explanatory variables with the lower-frequency data (daily returns) as dependent variables. Additionally, a correspondence of m=7 is defined to link the daily data (as explanatory variables) with the weekly data (as dependent variables). The commonly used weighting functions in the MIDAS framework include Almon, exponential Almon, and beta functions. All three weighting functions are separately incorporated into the model, and the results are used for predicting daily and weekly return time series. The estimations are performed using the midas_r software package, developed by Ghysels and colleagues, which automatically selects optimal initial values and breakpoint counts. Given that the ultimate goal of this study is to assess the predictive power of the model, the best model with the lowest Akaike information criterion (AIC) value at each stage is automatically chosen by the software.

FINDINGS

The main objective of this study is to examine two approaches in time series modeling for the purpose of determining the optimal model for prediction. The optimal model is selected based on minimizing error and maximizing accuracy. To perform predictions, the collected data range is divided into two parts: training and testing. Both selected models are estimated using the training data. Subsequently, using the estimated model, time series values are predicted for the testing section and compared with the actual values. To ensure consistency in the prediction time range, all data related to the year 2023 are excluded from the sample, and both approaches are estimated for the period from the beginning of 2015 to the end of 2022. Predictions for the ARIMA-GARCH family models are conducted in three modes: sGARCH, eGARCH, and gjrGARCH, each with five distribution types: normal distribution, Cholesky normal distribution, Student’s t-distribution, Cholesky Student’s t-distribution, and generalized error distribution. In the modeling section with different frequency data, predictions are made for

three weighting functions: Almon, exponential Almon, and beta, based on the rolling window approach and recursive pattern. In total, six models are estimated and predicted in this section. The results of this stage indicate that for the daily return time series, the estimated model using the MIDAS framework with the Almon weighting function outperforms the ARIMA-GARCH family models with different distributions and the MIDAS models with beta and exponential Almon weighting functions in terms of prediction accuracy. For the weekly return time series, the MIDAS model with the exponential Almon weighting function and the rolling window prediction approach demonstrates complete superiority. All evaluation metrics for prediction accuracy favor this approach over the other methods introduced in this study

CONCLUSION

In this study, two approaches in time series modeling were examined in terms of prediction accuracy. The traditional econometric approach, which has been used for many years in time series modeling, was compared to a novel approach designed to address a significant issue in economic modeling: the need for consistent time frequencies within a regression model. In this study, all possible scenarios for both approaches were investigated and tested, including various existing models, common error distributions, and weighting functions used in previous studies. Additionally, high-frequency data (5-minute intraday data) were utilized for calculating returns and modeling. In general, the results of this section indicate that the prediction accuracy of MIDAS regression is higher compared to ARIMA-GARCH family models, and selecting an appropriate weighting function can have an impact on improving the prediction accuracy of MIDAS regression. The main complexity in modeling with the MIDAS approach lies in choosing the appropriate number of lags for the high-frequency variable and selecting a suitable weighting function, both of which significantly affect the presentation of more accurate predictions.

Reference

Abasi Nami, H. (2021). Forecasting Crude Oil prices Volatility and Value at Risk: Single and Switching Regime GARCH Models. *Energy Economics review*,17(68), 141-174. SID: https://sid.ir/paper/380078/ [In Persian]

Amiri, H. , Pourjavan, A. and Zahedi, M. (2025). Gold, Currency and Bitcoin as Hedge or Safe Haven for Stocks: Evidence from Tehran Stock Exchange (TSE) using Smooth Transition Regression (STR) Models. *Quarterly Journal of Quantitative Economics (JQE), 21*(4), 220-272. [In Persian]

Andreou, E. Ghysels, E. Kourtellos, A. (2010). Regression Models with Mixed Sampling Frequencies. *Journal of Econometrics*. 158(2), Pages 246-261.

Barakchian, S. M., & Rezaei, M. (2016). Evaluation of Mixed-Frequency Regressions in Forecasting Seasonal Inflation Rate of Iran. *Journal of Economics and Modelling*, 7(25), 25-46. https://ecoj.sbu.ac.ir/article_52259_52c91c7c6bfd6ad4801b43f8e03ddda5.pdf [In Persian]

Bariviera, A.F. (2017). The In-efficiency of Bitcoin Revisited: A Dynamic Approach. *Economics Letters*, 161, 1- 4.

Bayat, M. Noferesti, M. (2015). *Applied Time Series Econometrics: Mixed Frequency Data Sampling Model*. Noor-e-Elm Pub. [In Persian]

Bollerslev, T. (1986). Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity. *Journal of Econometrics*, 31(3), 307–327.

Box, G., Jenkins, G. M. (1976). Time Series Analysis: Forecasting and Control. Holden-Day.

Brockwell, P. Davis, R. and Calder, M. (2002). Introduction to Time Series and Forecasting. *Springer*,Vol 2.

Catania, L. Grassi, S. & Ravazzolo, F. (2019). Forecasting Cryptocurrencies Under Model and Parameter Instability. *International Journal of Forecasting*, 35, 485–501.

Celik & Ergin. (2013). Volatility Forecasting Using High Frequency Data: Evidence from Stock Markets. *Economic Modeling*, 36, 176-190.

Chegeni, A. & Gord, A. (2020). Stock Price Prediction in Tehran Stock Exchange Using Artificial Neural Network Model and ARIMA Model: A Case Study of Two Active Pharmaceutical Companies in Stock Exchange. *Financial Engineering and Securities Management*, 11(44), 350-371. SID : https://sid.ir/paper/396733 [In Persian]

Clements, M. P. and Galvão, A. B. (2008). Macroeconomic Forecasting with Mixed-Frequency Data: Forecasting Output Growth in the United States. *Journal of Business and Economic Statistics*, 26(4): 546-554.

Dashtban, M. Elyaspour, B. & Dashtban, S. (2019). The Effect of Exchange Rate Uncertainty on the Flow of Tourism in Iran: A Stochastic Volatility Model with Leverage Effects and Mixed Frequency Data Sampling (MIDAS) Approach. *Journal of Tourism Planning and*

Development, 8(29), 173-190. SID : https://sid.ir/paper/375069/ [In Persian]

Diebold, F & Mariano, R. (1995). Comparing Predictive Accuracy. *Journal of Business & Economic Statistics*, 13(3), 253-63.

Emre, A. Fendoglu & Saltoglu. (2012). MIDAS Volatility Forecast Performance Under Market Stress: Evidence from Emerging Stock Markets. *Economics Letters*, 117(2), 528-532.

Enders, W. (2008). Applied Econometric Time Series. New York: John Wiley & Sons.

Feng Ma, M.I.M. Wahab, Chao Liang. (2020). Cryptocurrency Volatility Forecasting: A Markov Regime-Switching MIDAS Approach. *Energy*, 212 (2020), 118743.

Ghafari, F. & Farhadi, A. (2015). ARIMA-GARCH and State Space Models' Forecasting Power Case Study: Tehran Exchange Stock Index (TEPIX). *Iranian Journal of Applied Economics*, 5(-), 33-42. SID: https://sid.ir/paper/202056/en [In Persian]

Ghysels, E. Santa-Clara, P. Volkanov, R.(2002b). The MIDAS Touch: Mixed Data Sampling Regression. Discussion Paper UCLA and UNC available at: http://www.unc.edu/eghysels

Ghysels, E. Santa-Clara, P. Volkanov, R.(2004).The MIDAS Touch: Mixed Data Sampling Regression Models. CIRANO Working Papers 2004s-20, CIRANO.

Ghysels, E. Sinko,A. Valkanov, R.(2006). Midas Regressions: Further Results and New Directions. *Econometric Reviews*, 26(1), 53-90.

Glosten, L. Jagannathan, R. & Runkle, D. (1993). On the Relation Between The Expected Value and The Volatility of Nominal Excess Return on stocks. *Journal of Finance*, 48, 1779-1801.

Hua,Yiqing. (2020). Bitcoin price prediction using ARIMA and LST, E3S Web of Conferences 218, 01050.

Klien, L.R. Sojo, E. (1989). Combinations of High and Low Frequency Data in Macroeconomic Model. *Economics in Theory and Practice*. Kluwer Academic Publishers, 3-14.

Moshiri, S. (2001). Forecasting Iranian Inflation Rates Using Structural, Time Series and Artificial Neural Networks Models . *Journal of Economic Research* ,(58), 147-184. SID: https://sid.ir/paper/12112/ [In Persian]

Nelson, D, B. (1991). Conditional Heteroskedasticity in Asset Returns: A New Approach. *The Econometric Society*, 59(2), 347-370.

Noferesti, M. and M. Sezavar. (2021). Predicting the Effects of New Sanctions and Evaluating Fiscal Policies in the Context of a

Macroeconomic Model with Mixed-Frequency Data Sampling for the Iranian Economy Under Sanctions. Journal of Economic Modeling Research 11(44): 85-104.

Pahlevani, M. Roshan, R (2015). The Comparison Among ARIMA and Hybrid ARIMA-GARCH Models in Forecasting the Exchange Rate of Iran. *International Journal of Business and Development Studies*, 7(1),31-50.

Pishbahar, E. BODAGH, S. & Dashti, G. (2019). Forecasting Iran's Agricultural Sector Growth: Using Mixed-frequency Data Sampling (MIDAS) Model. *Journal of Sustainable Growth and Development(the Economic Research)*, 19(3),145-161. SID: https://sid.ir/paper/371137. [In Persian]

Salehifar, M. (2019). Risk and Return Behavior of Bitcoin in Comparison with Gold, Currency, and Stock Markets by Application of GJR-GARCH and TGARCH Models. *Financial Engineering and Securities Management*, 10(40), 152-168. SID: https://sid.ir/paper/197625/ [In Persian]

Silvestrini, A. & Veredas, D. (2008). Temporal Aggregation of Univariate and Multivariate Time Series Models: A survey. *Economic working papers*, 685, Bank of Italy, Economic Research and International Relations Area.

Torki, L. , Esmaeli, N. and Haghparast, M. (2023). Comparison of GARCH Family Models in Estimating Value at Risk and Conditional Value at Risk on the Tehran Stock Exchange. *Quarterly Journal of Quantitative Economics (JQE)*, *19*(4), 43-78. [In Persian]

Wu, S. I. and Lu, R. P. (1993). Combining Artificial Neural Network and Statistics for Stock Market. *Forecasting*, 257-264.

Quarterly Journal of Quantitative Economics(JQE) **(2026) 22(4) 216-249**

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 Interactive Effect of Military Spending and Armed Conflict on Foreign Direct Investment: A Study of MENA Countries

Sahebe Mohamadian Mansour*, Abolghasem Golkhandan**

** Assistants Professor, Department of Economic, Faculty of Management, Economics and Accounting, Payame Noor University, Tehran, Iran. (Corresponding Author)*
Email: *sahebemansour@pnu.ac.ir*
Postal address*: Hamedan, Bahar, Basij Boulevard, Yas 1, Payam Noor University, Faculty of Management, Economics and Accounting, Department of Economics.*
0000-0002-6053-3293

*** Ph.D. in Public Sector Economics, Department of Economic, Faculty of Economics and Administrative Sciences, Lorestan University, Khoram Abad, Iran.*
Email: *golkhandan@gmail.com*

ARTICLE HISTORY	JEL CLASSIFICATION	KEYWORDS
Received: 04 October 2023 revision: 30 November 2023 acceptance: 03 February 2024	***C33, F21, H56, D74***	***Armed Conflict, Military Spending, Interactive Effect, Foreign Direct Investment, MENA Countries***

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.

Shahid Chamran University of Ahvaz
Quarterly Journal of Quantitative Economics
(former Economic Studies)

How to Cite:
Shahrazi, Milad & Shahrazi, Mahdi. (2026). An Application of Econophysics to Investigate the Relationship between Trading Volume and Stock Returns in Tehran Stock Exchange. *Quarterly Journal of Quantitative Economics(JQE),* 22 (3), 216-249. (in Persian)

10.22055/jqe.2023.42398.2529

© 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

Foreign Direct Investment (FDI) is seen by policy-makers as an instrument to back improvement, increment efficiency and progress innovation in developing economies. Be that as it may, to draw in a conventional stream of FDI, a nation must keep up peace and stability. A nation with higher conflict risk is more likely to get lower FDI than a nation with lower conflict risk. A common approach reaction to diminish conflict and turmoil in a nation is to extend military spending. Within the nations beneath security threats, increasing military spending to stabilize the economy makes a difference boost foreign investors certainty within the prospects of a secure investment return, driving to a higher FDI inflow to the nation (Thakur, 2021). Non-conflicting nations, foresee a lower in FDI attributable to an increase in military spending. Insufficient funding in infrastructure, human capital and R&D are a number of the elements which deter FDI in the face of an increase in military spending (Aziz & Khalid, 2017). Morever, military spending "crowds out" foreign direct investment by revealing a less-friendly business environment for investors (Acemoğlu & Robinson 2012). Based on the above description, the main purpose of this article is to investigate the cross-effect of military spending and armed conflict on foreign direct investment in the MENA region countries during the period of 2000-2021 using panel regression models. According to the reports of various statistical sources, such as UCDP/PRIO armed conflict dataset and SIPRI, the amount of armed conflicts and the share of military spending from GDP in some countries of this region are at high levels. On the other hand, the level of FDI inflows in

these countries has been very small despite having a large population and a large market, abundant energy resources and a special geographical location that is very important for foreign investors. In light of this discussion the main hypothesis of this research is as follows: The impact of military spending on the net FDI inflows in MENA countries is negative and significant; but it can be expected that this negative effect will decrease in countries facing armed conflict.

METHODOLOGY

The model of this research is taken from the experimental study of Aziz and Khalid (2017) and is as follows:

$$(fdi)_{it} = \beta_{i0} + \beta_1(mil)_{it} + \beta_2[(mil)_{it} \times conflict_{it}] + \beta_3 conflict_{it} + \sum_{k=4}^{k=6} \beta_k x_{it} + \epsilon_{it} \quad (1)$$

In the above relationship, the variables are defined as follows:
fdi: net inflow of fdi as a percentage of GDP;
mil: military spending as a percentage of GDP;
conflict: dummy variable for armed conflict;
mil×armed conflict: the interactive effect of military Spending and armed conflict;

x: control variables including: GDP growth, Gross capital formation as a percentage of GDP (capital) and trade as a percentage of GDP (trade) and ϵ_{it}: the error term. Also, in Eq. (1), countries are denoted by the subscript i (including 12 countries in the MENA region) and the subscript t denotes the time period (2000-2021). Data on military expenditure and armed conflict have been obtained from the SIPRI Military Expenditure Database and PRIO database, respectively. Data for fdi and all control variables have been obtained from the World Bank database. The estimation of the model has been done using the panel data analysis method, including cross-sectional dependence, panel unit root and panel cointegration tests and Fixed Effects (FE) estimator.

FINDINGS

Table 1 presents the estimated results. The part (A) present the estimation results of the model for all the studied countries. As expected, there is a negative effect of military expenditure on fdi, suggesting that as the country increases military expenditure, its fdi decreases. However, the interactive effect of military burden and armed conflict (mil×armed conflict) on the net fdi inflows is positive and significant at the 90% confidence level. It seems

Shahid Chamran University of Ahvaz
Quarterly Journal of Quantitative Economics
(former Economic Studies)

that military spending by reducing armed conflict and thereby creating greater security, appears to act as an attractor for private capital and leading to an increase in the net fdi inflows. Parts (B) and (C) of **Table 1** show the estimation of the model without interaction effect and by dividing the panel countries into two categories of countries facing armed conflict and countries without armed conflict. Based on the results of part (B) of **Table 1**, the effect of military burden on the net fdi inflows in countries facing armed conflict in the MENA region is negative and significant at the 95% confidence level. A one percent increase in the military burden of these countries will reduce the net fdi inflow in these countries by about 0.05 percent. According to the results of part C of **Table 1**, the effect of military burden on the net fdi inflows in countries without armed conflict in the MENA region is negative and significant at the 99% confidence level. A one percent increase in the military burden of these countries will reduce the net fdi inflows in these countries by about 0.35 percent. Based on this, it can be said that the negative effect of military spending on the net fdi inflows in countries without armed conflict in the MENA region is greater than countries facing armed conflict in this region. Based on other results and in accordance with theoretical expectations, economic growth, gross capital formation and the degree of trade openness have a positive and significant effect, and armed conflict had a negative and significant effect on the net fdi inflows in the studied countries.

Table 1. Relationship between conflict, military spending and net fdi inflows
Source: Research results

variables	A		B		C	
	Coefficient	P-Value	Coefficient	P-Value	Coefficient	P-Value
	All countries		Countries facing armed conflict		Countries without armed conflict	
Mil	-0.149	0.019	-0.046	0.011	-0.349	<0.001
Conflict	-1.695	0.048	-	-	-	-
mil×armed conflict	-0.099	0.075	-	-	-	-
gdp growth	0.051	0.025	0.021	0.036	0.068	0.014
Capital	0.068	<0.001	0.032	<0.001	0.081	<0.001
Trade	0.041	<0.001	0.113	<0.001	0.052	<0.001
constant	1.154	0.351	-6.118	0.005	-1.973	0.403
adjusted R^2	0.581		0.685		0.629	
observation	252		144		108	

number of countries	12	7	5

CONCLUSION

This study examines the hypothesis that military spending without a threat negatively impacts the fdi inflows, though, in the presence of a threat expanded military spending may help attract higher fdi inflows. The estimated results indicate that an increase in military spending without any armed conflict decreases fdi inflows. We posit that the results obtained are such due to the following reasons. Firstly, higher military spending diminish investment in countries' physical, economic and financial infrastructure that makes investing in the have nation an unfeasible option for foreign investors. Secondly, higher investment in military equipment in a nation transmits a negative signal to foreign investors of a risk of unsafe returns on investment due to a potential military danger. But the interactive effect of military burden and armed conflict on the net fdi inflows is positive, that shows in conflict-prone countries, increasing the share of military spending in GDP can help attract fdi through the reduction of armed conflict. The robustness of the results obtained by separating the countries of the MENA region into two categories of countries facing armed conflict and countries without armed conflict has also been confirmed. Based on this, the results show that the negative effect of the military burden on the net fdi inflows in countries facing armed conflict is much lower than in countries without armed conflict. In light of the discoveries talked about over, the study suggests policy-makers to refrain from budgeting high spending on a country's defense in the absence of a significant political threat, so that fdi flows are encouraged into the country. In case of a significant military risk, however, it is imperative that the government spends a sufficient amount on military resources in order to attract and support higher FDI inflows.

Reference

Abdel-Latif, H. (2019). FDI Response to Political Shocks: What can the Arab Spring tell us? *Journal of Behavioral and Experimental Finance*, *24*(C). https://doi.org/10.1016/j.jbef.2019.07.005

Acemoğlu, R. & Robinson, D. (2012). Why Nations Fail: The Origins of Power, Prosperity, and Poverty. Weatherhead Center for International Affairs.

Alizadeh, M., Fotros, M. H. & Golkhandan, A. (2019). Effect of Fiscal Decentralization on the Attraction of FDI in Iran. *Iranian Journal of Economic Research*, *24*(79), 67-105. doi: 10.22054/ijer.2019.10888 (in Persian)

AlShammari, N., Willoughby, J. & Behbehani, M. S. (2023). Political Unrest, the Arab Spring, and FDI Flows: A Quantitative Investigation. *Cogent Economics & Finance*, *11*(2). https://doi.org/10.1080/23322039.2023.2228092

Azami, A., Noofresti, 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. https://doi.org/10.22055/jqe.2022.39481.2451 (in Persian)

Aziz, N. & Khalid, U. (2017). Armed Conflict, Military Expenses and FDI Inflow to Developing Countries. *Defence and Peace Economics*, *13*(1), 238-251. doi: 10.1080/10242694.2017.1388066

Barzekar, A. & Jorjzade A. (2019). The Impact of Economic Sanctions and other Factors on Attracting Foreign Direct Investment in OPEC Countries. *Quarterly Energy Economics Review*, *15*(60), 51-75. URL: http://iiesj.ir/article-1-621-fa.html (in Persian)

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/10.2307/2297111

Deger, S. & Sen, S. (1983). Military Expenditure, Spin-off and Economic Development. *Journal of Development Economics*, *13*(1–2), 67-83. doi: 10.1016/0304-3878(83)90050-0

Drezner, D. & Hite-Rubin, N. (2016). Does American Military Power Attract Foreign Investment? Sustainable Security: Rethinking American National Security Strategy. 51-72. https://doi.org/10.1093/acprof:oso/9780190611477.003.0003

Effiong, U, Okijie, S. & Udonwa, U. (2022). Military Spending and Influx of Foreign Direct Investment in Nigeria: A Security-Oriented Perspective. *International Journal of Academic Accounting, Finance & Management Research*, *6*(8), 24-40.

Elbadawi, I. A. & Soto, R. (2015). Resource Rents, Institutions, and Violent Civil Conflicts. *Defence and Peace Economics*, *26*(1), 89-113. https://doi.org/10.1080/10242694.2013.848579

Faruq, A. O. (2023). The Determinants of Foreign Direct Investment (FDI) A Panel Data Analysis for the Emerging Asian Economies. eprint arXiv:2307.07037. doi: 10.48550/arXiv.2307.07037

Farzanegan M. R., Lessmann, C. & Markwardt, G. (2018). Natural Resource Rents and Internal Conflicts: Can Decentralization Lift the Curse ? *Economic Systems*, *42* (2), 186-205. doi: 10.1016/j.ecosys.2017.05.009

Hassan, H. M. (2022). The Importance of Trade Openness and Inflation for Attracting Foreign Direct Investment in GCC Countries (December 31, 2022). Available at SSRN: https://ssrn.com/abstract=4315836 or doi: http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.4315836

Hite-Rubin, N. (2015). A Corruption, Military Procurement and FDI Nexus? The Fletcher School: Tufts University. doi: https://doi.org/10.4337/9781784714703.00016

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)

Hoyos, R. E. & Sarafidis, V. (2006). Testing for Cross-Sectional Dependence in Panel Data Models. *Stata Journal*, *6*(4), 484-496. doi:10.1177/1536867X0600600403

Kazemi, M. (2015). The Political Risk and Its Effect on attract Forgien Direct Investment. *Iranian Research letter of International Politics*, *3*(1), 72-92. doi: 10.22067/jipr.v3i15.31554 (in Persian)

Kentor, J., Clarc, R. & Jorgenson, A. (2023). The Hidden Cost of Global Economic Integration: How Foreign Investment Drives Military Eexpenditures. *World Development*, 161. https://doi.org/10.1016/j.worlddev.2022.106105

Khatabi, S., Komijani, A., Mohamadi, T., & MemarneJad, A. (2017). Effective Factors on Absorbing Foreign Direct Investment (FDI) in MENA Region. *Economic Modelling*, *11*(37), 63-75. (in Persian)

Kurecic, P. & Kokotovic, F. (2017). The Relevance of Political Stability on FDI: A VAR Analysis and ARDL Models for Selected Small, Developed, and Instability Threatened Economies. *Economies*, *5*(3), 22. https://doi.org/10.3390/economies5030022

Lee, H. (2017). Does Armed Conflict Reduce Foreign Direct Investment in the Petroleum Sector? *Foreign Policy Analysis*, *13*(1), 188-214. doi: 10.1111/fpa.12079

Mohseni, N. S., Mohammadi, T. & Arbab, H. (2020). The Effect of the Interaction of Political Stability and Size of the Economy on the Inflows of Foreign Direct Investment (FDI). *New Economy and Trade*, *15*(1), 61-92. DOI: 10.30465/jnet.2020.5062 (in Persian)

Mukhopadhyay, D. & Das, D. (2018). FDI Inflows and Military Expenditure: A Study Across the Emerging Market Economies. Handbook of Research on Military Expenditure on Economic and Political Resources.

Nikdel, Z., Shirafkan, M. & Jalili, Z. (2021). The Effect of Political Security and Government Stability on Attracting Foreign Direct Investment: Spatial Econometrics. *Stable Economy Journal*, *2*(2), 109-142. doi: 10.22111/sedj.2021.39453.1122 (in Persian)

Nikpey Pesyan, V., Hekmati Farid, S., Mohammadzadeh, Y, Nezaie F. (2022). Investigating the Impact of Structural Economic Vulnerability on Attracting Foreign Direct Investment in MENA Countries. *QJER*, *22*(3), 245-270. URL: http://ecor.modares.ac.ir/article-18-60858-fa.html (in Persian)

Nikpey Pesyan, V. & Shahbazi, K. (2023). Spatial Analysis of the Effect of Terrorism on Attracting Foreign Direct Investment in the Middle East. *Quarterly Journal of Quantitative Economics*, *20*(2), 129-164. doi: 10.22055/jqe.2022.37973.2392 (in Persian)

Norrlof, C. (2010). America's Global Advantage: US Hegemony and International Cooperation. *The Journal of Politics*. doi:10.1017/S0022381611000211

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*, 265-312. doi: 10.1002/jae.951

Pesaran, M. H., Ullah, A. & Yamagata, T. (2008). A Bias-Adjusted LM test of Error Cross-Section Independence. *Econometric*, *11*, 105-127. https://doi.org/10.1111/j.1368-423X.2007.00227.x

Thakur, A. (2021). The Effect of Government Military Spending on Foreign Direct Investment. The University of Texas at Austin. doi: http://dx.doi.org/10.26153/tsw/38067

Themnér, L. & Wallensteen, P. (2012). Armed Conflict, 1946–2011. *Journal of Peace Research*, *49*(4).

Ünsal, M. E. (2020). Crowding-Out Effect: Evidence from OECD Countries. *Istanbul Journal of Economics*, *70*, 1-16. doi :10.26650/ISTJECON2020-0001

Westerlund, J. (2005). New Simple Tests for Panel Co-integration. *Econometric Reviews*, *24*(3), 297-316. https://doi.org/10.1080/07474930500243019

Quarterly Journal of Quantitative Economics(JQE) **(2026) 22(4) 250-288**

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



Explaining the effect pattern of crimes in Tehran on the economic growth of neighboring provinces (based on the core-periphery approach)

Seyed Amin Mansouri*, Seyed Aziz Arman**, Farhad Hosseini***

** 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: *saarman@scu.ac.ir*

**** Master of Economics, Department of Economics, Faculty of Economics and Social Sciences, Shahid Chamran University of Ahvaz, Ahvaz, Iran.*
Email*: farhadhossini74@gmail.com*

ARTICLE HISTORY	JEL CLASSIFICATION	KEYWORDS
Received: 17 January 2024 ***revision: 11 April 2024*** ***acceptance: 02 May 2024***	***E52, E47, E61, F41***	***core-periphery, regional capital, mass; Economic Growth, Panel data, EGLS***

Further information:
This article is taken from Mr. Farhad Hosseini's master's thesis in the field of economics with Supervisor of Dr. Sayed Amin Mansouri and Dr. Seyed Aziz Arman at Shahid Chamran University of Ahvaz.

Acknowledgment:
We hereby express our gratitude to the Research Vice-Chancellor of Shahid Chamran University, Ahvaz, who assisted the author in conducting this research.
Conflict of interest: The author of the article declares that there is no conflict of interest in publishing the presented article.
Funding: This study is a part of the master's thesis, which was financially supported by the research vice-chancellor of Shahid Chamran University of Ahvaz with grant number SCU.EE1400.30460.

How to Cite:
Mansouri, Sayed Amin., Arman, Seyed Aziz & Hoseini, Farhad. (2026). Explaining the effect pattern of crimes in Tehran core on the economic growth of periphery (based on core-periphery approach). *Quarterly Journal of Quantitative Economics(JQE)*, 22(4), 250-288.
10.22055/jqe.2024.45875.2604

© 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/)

EXTENDED ABSTRACT

INTRODUCTION

Since the Islamic Revolution, population growth in the outskirts of large cities has increased significantly. Many studies have examined the relationship between migration and urban growth; however, few have considered the impact of urban crime patterns on the economic performance of surrounding regions. If urban crime affects a broader geographical area, it should not be regarded solely as an "inner-city" issue, but rather as a regional problem that can influence residents, businesses, and economic activities in neighboring areas.
In addition to the direct effects of crime within a specific geographical area, crime can also generate indirect spillover effects on nearby regions. These spillovers may manifest differently depending on the type of crime. The core–periphery model helps explain why some central urban areas experience significant prosperity while others exhibit signs of urban deprivation and poverty.

METHODOLOGY

Given this importance, an important question arises: To what extent can crime affect regional economic growth? What types of effects does it generate, and

which categories of crime have the greatest impact on economic growth? Moreover, can crime in one region influence economic growth in surrounding areas?

Accordingly, the main objective of this study is to investigate crimes occurring in the core region and their impacts on surrounding areas. For this purpose, Tehran province is considered as the core region, while the other 30 provinces of Iran represent the periphery. The study covers the period from 1998 to 2020.

FINDINGS

The estimation results indicate that the growth of gross domestic product (GDP) in Tehran province has a negative and statistically significant effect on the economic growth of other provinces. In addition, the results show that a one-percent increase in the poverty index of the provinces leads to an increase in economic growth. Similarly, a one-percent increase in the unemployment rate of the provinces is associated with higher economic growth. The population growth rate also has a positive and significant effect on provincial economic growth.

Furthermore, the results indicate that a one-percent increase in the number of unintentional murders in Tehran province, as well as assaults and injuries, leads to an increase in the economic growth of other provinces. However, changes in assaults and injuries have a negative and significant effect on the economic growth of the provinces.

The findings also show that an increase in the number of attempted stabbings and intentional poisonings in Tehran leads to higher economic growth in other provinces. Nevertheless, changes in the logarithm of intentional poisoning have a negative and significant effect on the economic growth of the provinces.

The logarithm of thefts from government facilities in Tehran province has a negative effect on the economic growth of the provinces, whereas the differential of the logarithm of thefts from such places has a positive and significant effect. The logarithm of residential burglaries in Tehran province shows a positive and significant effect on the economic growth of the provinces.

A one-percent increase in thefts from shops and from industrial and commercial centers in Tehran province reduces economic growth in other provinces. However, the logarithmic differential of shoplifting in Tehran province has a positive and significant effect on provincial economic growth.

The results also indicate that a one-percent increase in motorcycle and bicycle thefts, as well as cattle theft in Tehran province, increases the economic

growth of other provinces. In contrast, the differential of the logarithm of theft of motor boats and marine equipment has a negative and significant effect on provincial economic growth. Moreover, the growth of theft of car accessories or items inside vehicles in Tehran province has a negative and significant impact on the economic growth of other provinces. Similarly, theft of motor boats and marine equipment in Tehran province negatively affects the economic growth of the provinces.

CONCLUSION

The results suggest that a decrease in life security in Tehran province leads to the spillover of investment and production toward other provinces. Consequently, production activities and economic growth increase in those regions.

The analysis of different theft indicators reveals that various types of theft have different impacts on the economic growth of other provinces. Indicators of ordinary theft that create demand for goods and services—such as theft from shops, commercial centers, and government facilities—have a negative impact on the economic growth of other provinces. This is because Tehran, as the capital city, plays a crucial role in generating demand for goods produced in other provinces. Therefore, any reduction in security in Tehran's commercial centers can create ripple effects throughout the national economy.

Moreover, due to the concentration of government offices in Tehran and their nationwide functions, the effects of crimes against government facilities extend beyond Tehran itself. Reduced security in these institutions may weaken the allocation of investment resources and hinder the strengthening of economic infrastructure across the country.

In contrast, certain types of ordinary theft—such as residential burglary, motorcycle theft, and cattle theft—are more localized in nature. An increase in these crimes in a specific region may encourage the relocation of investment to other provinces, thereby increasing their economic growth.

Finally, since crime indicators are highly diverse, the results demonstrate that the impact of crime on economic growth depends on the specific type of crime considered. Comprehensive indicators such as theft from government institutions and commercial centers in Tehran have negative effects on the

national economy. In contrast, more localized and changeable indicators—such as residential theft, which can vary with migration patterns—may generate positive spillover effects on economic growth in other provinces.

Reference

Allingham, M. G., & Sandmo, A. (1972). Income tax evasion: A theoretical analysis. *Journal of Public Economics, 1*(3-4), 323–338.

Alonso, W. (1964). *Location and land use: toward a general theory of land rent*: Harvard university press.

Argyrous, G. (1996). Cumulative causation and industrial evolution: Kaldor's four stages of industrialization as an evolutionary model. *Journal of Economic Issues, 30*(1), 97–119.

Arman, S. A., Farazmand, H., Moltafet, H., & Kafili, V. (2016). Crime and convergence of per capita GDP: spatial econometric analysis. *Journal of Applied Economics Studies in Iran, 5*(20), 123–149. doi:10.22084/aes.2016.1669 [in Persian]

Becker, G. S. (1968). Crime and punishment: An economic approach. *Journal of political economy, 76*(2), 169–217.

Blackburn, K., Neanidis, K. C., & Rana, M. P. (2017). A theory of organized crime, corruption and economic growth. *Economic Theory Bulletin, 5*, 227–245.

Borgatti, S. P., & Everett, M. G. (2000). Models of core/periphery structures. *Social networks, 21*(4), 375–395.

Bradford, D. F., & Kelejian, H. H. (1973). An econometric model of the flight to the suburbs. *Journal of political economy, 81*(3), 566–589.

Brand, S., & Price, R. (2000). The economic and social costs of crime.

Burnham, R., Feinberg, R. M., & Husted, T. A. (2004). Central city crime and suburban economic growth. *Applied economics, 36*(9), 917–922.

Capasso, S. (2005). Crime, inequality and economic growth. *Innovation, Unemployment, and Policy in the Theories of Growth and Distribution, 168*.

Carboni, O. A., & Detotto, C. (2016). The economic consequences of crime in Italy. *Journal of Economic Studies, 43*(1), 122–140.

Cremer, H., & Gahvari, F. (1996). Tax evasion and the optimum general income tax. *Journal of Public Economics, 60*(2), 235–249.

Cullen, J. B., & Levitt, S. D. (1999). Crime, urban flight, and the consequences for cities. In: MIT Press 238 Main St., Suite 500, Cambridge, MA 02142-1046, USA journals ….

Dargahi, H., Ghasemi, M., & Fatollahi, S. (2020). he Impacts of Bounced Checks on Economic Growth Through the Banking Credit Risk Channel Emphasis on Enforcement of Laws: Provincial Panel Approach. *Journal of Economic Modeling Research, 11*(40), 7–32. doi:10.29252/jemr.10.40.7

Davoodi, A., Sadeghi Amroabadi, B., & Afghah, S. M. (2026). The effect of Economic Freedom on the Relationship between the Corruption Index and Economic Growth in Iran's Economy. *Quarterly Journal of Quantitative Economics (JQE), Article in Press*, –. doi:10.22055/jqe.2025.50207.2712 [in Persian]

Detotto, C., & Otranto, E. (2010). A time varying parameter approach to analyze the macroeconomic consequences of crime.

Detotto, C., & Pulina, M. (2013). Does more crime mean fewer jobs and less economic growth? *European Journal of Law and Economics, 36*, 183–207.

Dutta, M., & Husain, Z. (2009). Determinants of crime rates: Crime Deterrence and Growth in post-liberalized India.

Enamorado, T., López-Calva, L. F., & Rodríguez-Castelán, C. (2014). Crime and growth convergence: Evidence from Mexico. *Economics letters, 125*(1), 9–13.

Fleisher, B. M. (1963). The effect of unemployment on juvenile delinquency. *Journal of political economy, 71*(6), 543–555.

Fleisher, B. M. (1966). The effect of income on delinquency. *The American Economic Review, 56*(1/2), 118–137.

Fujita, N. (2007). Myrdal's theory of cumulative causation. *Evolutionary and Institutional Economics Review, 3*, 275–284.

Goulas, E., & Zervoyianni, A. (2012). *Growth, Deficits and Uncertainty in a Panel of 28 Countries*. Retrieved from

Goulas, E., & Zervoyianni, A. (2013). Economic growth and crime: does uncertainty matter? *Applied Economics Letters, 20*(5), 420–427.

Graves, P. E. (1979). A life-cycle empirical analysis of migration and climate by race. *Journal of Urban economics, 6*(2), 135–147.

Greenbaum, R. T., & Tita, G. E. (2004). The impact of violence surges on neighbourhood business activity. *Urban Studies, 41*(13), 2495–2514.

Greenwood, M. J., & Hunt, G. L. (1984). Migration and interregional employment redistribution in the United States. *The American Economic Review, 74*(5), 957–969.

Greenwood, M. J., & Stock, R. (1990). Patterns of change in the intrametropolitan location of population, jobs, and housing: 1950 to 1980. *Journal of Urban economics*, *28*(2), 243–276.

Grubb, W. N. (1982). The flight to the suburbs of population and employment, 1960–1970. *Journal of Urban economics*, *11*(3), 348–367.

Havi, E. D. K. (2014). The economic impact of crime rate on economic performance in Ghana. *Academic Research International*, *5*(1), 227.

Josten, S. D. (2003). Inequality, crime and economic growth. A classical argument for distributional equality. *International tax and public finance*, *10*(4), 435–452.

Khodaparast Mashhadi, m., & Ghafoori Sadatieh, m. (2014). Investigating the Relationship Between Economic Development and Crime in Iran. *Encyclopedia of Economic Law Journal*, *21*(5), –. doi:10.22067/le.v21i5.48142

Klimczuk, A., & Klimczuk-Kochańska, M. (2019). Core-periphery model. *Core-Periphery Model,[in:] SN Romaniuk, M. Thapa, P. Marton (eds.), The Palgrave Encyclopedia of Global Security Studies, Palgrave Macmillan, Cham, 2019*, 1–8.

Kolm, S.-C. (1973). A note on optimum tax evasion. *Journal of Public Economics*, *2*(3), 265–270.

Kumar, S. (2013). Crime and economic growth: evidence from India.

Mansouri, A., & Afghah, M. (2019). Impact of corruption and crime on smuggling: Evidence from Iran. *Journal of International Studies*, *15*, 35–52.

Mansouri, A., & Ahangari, A. (2020). The Impact of Neighborhood on Iran's Intra-Industry Trade (A Spatial Panel Econometric Approach). *Iranian Economic Review*, *24*(1), 19–39. doi:10.22059/ier.2020.74473

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. doi:10.22055/jqe.2024.43224.2544 [in Persian]

Massey, D. S., & Zenteno, R. M. (1999). The dynamics of mass migration. *Proceedings of the National Academy of Sciences*, *96*(9), 5328–5335.

Mills, E. S. (1992). The measurement and determinants of suburbanization. *Journal of Urban economics*, *32*(3), 377–387.

Mills, E. S., & Price, R. (1984). Metropolitan suburbanization and central city problems. *Journal of Urban economics*, *15*(1), 1–17.

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 (JQE), 22(3), 1–26. doi:10.22055/jqe.2021.37203.2362 [in Persian]

Mtati, N. J. (2012). *The impact of crime on the South African economic growth.* Nelson Mandela Metropolitan University,

Nikooghadam, M., & Jazmi, M. (2018). Investigating the Effect of Smuggled Goods and the Degree of Trade Openness on Economic Growth in Iran. *Journal of Economic Research (Tahghighat- E- Eghtesadi), 53*(2), 465–494. doi:10.22059/jte.2018.65952 [in Persian]

Niño, P., Coronado, R. A., Fullerton, T. M., & Walke, A. G. (2015). Cross-border homicide impacts on economic activity in El Paso. *Empirical Economics, 49*, 1543–1559.

Nurbasuni, L. E., & Khoirunurrofik, K. (2024). Between crime and economic growth: the asymmetric role of public expenditure and unemployment. *Review of Regional Research*, 1–25.

Pourehtesham, M., & Mohaddasi Far, M. (2018). Relationship between Crime, Fertility Rates and Economic Growth. *Social Welfare, 18*(68), 137–165. Retrieved from http://refahj.uswr.ac.ir/article-1-3181-en.html

Pourfard, S., & Ghalibafasl, H. (2020). Impact of Tax Evasion and Tax Corruption on the Private Investment and Public Expenditure as Factors of Economic Growth. *Journal of Development and Capital, 5*(1), 1–22. doi:10.22103/jdc.2020.13521.1066 [in Persian]

Raj, P., & Kalluru, S. R. (2023). Does crime impede economic growth? An evidence from India. *Cogent Social Sciences, 9*(1), 2196814.

RajiansAsli, M., & Sadeghi, V. (2015). The Interaction between Crime and Development. *Journal of Legal Studies, 7*(3), 83–107. doi:10.22099/jls.2015.3499

Roberts, M. (2002). Cumulative causation and unemployment. In *Productivity Growth and Economic Performance: Essays on Verdoorn's Law* (pp. 165–196): Springer.

Rueda, R. A. A., & Pérez, M. I. G. (2015). The price of crime: How crime affects private investment in South America. *Economía & Región, 9*(2), 47–74.

Ruiz Estrada, M. A. (2013). How Crime can Affect Economic Performance through the Application of an ECM-Model: the Case of Guatemala. *Available at SSRN 2220109*.

Sadeghi Amroabadi, B., Googerdchian, A., & Shahbazi, N. (2012). Empirical Analysis of Money Laundering Shocks on Economic Growth, Government Expenditure and Income Inequality in IRAN. *Strategic Research on Social Problems, 1*(1), 97–117. Retrieved from

https://ssoss.ui.ac.ir/article_17058_de05a8953f6086d9bc5badef8e7d0251.pdf [in Persian]

Sampson, R. J., & Wooldredge, J. D. (1986). Evidence that high crime rates encourage migration away from central cities. *Sociology and Social Research, 70*(4), 310–314.

Sharkey, P., & Torrats-Espinosa, G. (2017). The effect of violent crime on economic mobility. *Journal of Urban economics, 102*, 22–33.

Singh, B. (1973). Making honesty the best policy. *Journal of Public Economics, 2*(3), 257–263.