فصلنامه علمی

اقتصاد مقداری

(بررسی‌های اقتصادی سابق)

دانشکده اقتصاد و علوم اجتماعی دانشگاه شهید چمران اهواز

دوره بیست و یکم، شماره دوم، تابستان ۱۴۰۳

(شماره مسلسل ۸۱)

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 یکم، شماره دوم، تابستان ۱۴۰۳

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 مصطفی عمادزاده	استاد بازنشسته دانشگاه اصفهان
دکتر عبد المجید آهنگری	دانشیار بازنشسته 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

پیش‌بینی ارزش در معرض خطر با رویکرد هوش مصنوعی.....۱
محمد زمانی، قدرت الله امام وردی، یداله نوری‌فرد، محسن حمیدیان، سیده محبوبه جعفری
تأثیر تمرکززدایی مالی بر کارایی ارائه خدمات بهداشتی در استان‌های ایران طی سال‌های ۱۳۸۵-۱۳۹۵: رویکرد اقتصادسنجی فضایی.....۳٤
مریم خداوردی سامانی، محمدعلیزاده و محمد حسن فطرس
برآورد تاثیر عدم قطعیت متغیرهای کلان اقتصادی و تجارت خارجی بر توزیع درآمد بین دهک های درآمدی..... ۷۵
رضا اشرف گنجویی، حسین اکبری فرد، سید عبد المجید جلائي اسفندآبادي، ماشاء الله ماشین چی
آزمون اثر تقاطعی رژیم‌های مثبت و منفی پولی بر درجه عبور ناقص و نامتقارن نرخ ارز در کوتاه مدت و بلندمدت: رهیافت مدل مارکوف سوئیچینگ و NARDL..... ۱۲٦
ابراهیم انواری، پرستو مرادی، سید عزیز آرمن
تاثیر شکنندگی اقتصادی بر سهولت فضای کسب و کار(با رویکرد گشتاورهای تعمیم یافته)..... ۱۵۹
عبدالرحیم هاشمی دیزج، راضیه داوری کیش، مهدی جعفری، هاتف حاضری نیری
بررسی رابطه بین پیچیدگی اقتصادی و نابرابری درآمد در ایران (رهیافت معادلات همزمان).....۲۰۱
علی حسنوند، محمد شریف کریمی، علی فلاحتی، آزاد خانزادی

فصلنامه‌ی اقتصاد مقداری (بررسی‌های اقتصادی سابق) تابستان ۱۴۰۳ ۲۱(۲) ۳۳-۱

فصلنامه‌ی اقتصاد مقداری

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

پیش‌بینی ارزش در معرض خطر با رویکرد هوش مصنوعی

محمد زمانی،* قدرت الله امام وردی**، یداله نوری‌فرد،*** محسن حمیدیان،**** سیده محبوبه جعفری*****

** دانشجوی دکتری رشته حسابداری، گروه حسابداری، دانشکده اقتصاد و حسابداری، دانشگاه آزاد اسلامی واحد تهران جنوب، تهران، ایران.*

*** استادیارعلوم اقتصادی، گروه اقتصاد نظری، دانشکده اقتصاد و حسابداری، دانشگاه آزاد اسلامی واحد تهران مرکز، تهران، ایران (نویسنده ی مسئول).*

**** استادیار حسابداری، گروه حسابداری، دانشکده اقتصاد و حسابداری، دانشگاه آزاد اسلامی واحد تهران جنوب، تهران، ایران.*

***** دانشیار حسابداری، گروه حسابداری، دانشکده اقتصاد و حسابداری، دانشگاه آزاد اسلامی واحد تهران جنوب، تهران، ایران.*

******استادیار حسابداری، گروه حسابداری، دانشکده اقتصاد و حسابداری، دانشگاه آزاد اسلامی واحد تهران جنوب، تهران، ایران.*

اطلاعات مقاله

تاریخ دریافت: *۲۹ آبان ۱۳۹۹*
تاریخ بازنگری: *۲۶ دی ۱۳۹۹*
تاریخ پذیرش: *۲۹ اسفند ۱۳۹۹*

ارتباط با نویسنده مسئول:
ایمیل:
ghemamverdi20@gmail.com
0000-0002-3944-4747

طبقه‌بندی JEL: *G17 ،E37،C63،C53،C15،G32،D81*

واژگان کلیدی:
ریسک بازار، ارزش در معرض خطر، الگوریتم هوش مصنوعی ارتباطی

آدرس پستی: *تهران - سوهانک –خیابان خندان – خیابان سلمان -مجتمع دانشگاهی ولایت - دانشکده اقتصاد و حسابداری- گروه اقتصاد نظری- کد پستی: ۱۹۵۵۸۴۷۷۸۱*

اطلاعات تکمیلی:این مقاله برگرفته از رساله دکتری آقای محمد زمانی به راهنمایی دکتر نوری فرد و دکتر امام وردی و مشاوره دکتر حمیدیان و دکتر جعفری در دانشگاه آزاد اسلامی واحد تهران جنوب است.

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

چکیده

هدف این پژوهش تحلیل مقایسه‌ای دقت پیش‌بینی روش‌های محاسباتی ریسک بازار در ارزش در معرض خطر با رویکرد هوش مصنوعی ارتباطی است. ارزش در معرض خطر (Var) یک معیار آماری است که حداکثر زیان مورد انتظار از نگهداری یک دارایی یا پرتفوی را در دوره زمانی معین و با احتمال مشخص (سطح اطمینان معلوم) محاسبه و به‌صورت کمی گزارش می‌کند و یکی از مهم‌ترین معیارهای ریسک بازار است که برای مدیریت ریسک مالی به‌کاربرده می‌شود. ریسک‌ها در سطح کلان دارای آثار فراگیر هستند و می‌توانند تأثیرات منفی را در کل بازار مالی برجای بگذارند. بدین‌جهت با استفاده از اطلاعات روزانه قیمت سهام، ارزش در معرض خطر با روش‌های پارامتریک (روش واریانس –کوواریانس)، شبیه‌سازی تاریخی، شبیه‌سازی بوت استرپ بین دوره زمانی ۱۳۹۰ الی ۱۳۹۶ بورس اوراق بهادار تهران برای شرکت‌های نمونه آماری، محاسبه و استفاده شد. پس از کاهش نوسانات روش Bootstrap، Historical و Variance covariance با استفاده از تبدیل موجک برای آموزش مدل‌ها و پیش‌بینی، روش هر ۱۵ روز متوالی را به‌عنوان ورودی (همان متغیر مستقل) در مدل RVM و روز ۱۶ ام به‌عنوان متغیر وابسته در نظر گرفته شد و برای ارزیابی مدل‌ها از دو معیار ارزیابی بانام‌های میانگین مربعات خطا (MSE)، میانگین قدر مطلق خطا (MAE) استفاده‌شده است برای پیش‌بینی از الگوریتم ماشین بردار ارتباطی استفاده‌شده است. الگوریتم RVM یک مدل غیرخطی است و با انتقال داده ها از فضای ورودی به فضای ویژگی باعث غیرخطی شدن الگوریتم می‌شود. در ماشین بردار ارتباطی از کرنل گوسی برای غیرخطی سازی استفاده‌شده است. نتایج آزمون فرضیه ها و برازش الگوریتم هوش مصنوعی ارتباطی نشان داد که الگوریتم هوش مصنوعی جهت پیش‌بینی روش‌های روزانه ارزش در معرض خطر با توجه به خطای الگوریتم روش مناسبی است و همچنین در بازار سرمایه ایران پیش‌بینی ارزش در معرض خطر با روش نیمه پارامتریک بوت استرپ باقدرت بالاتری انجام و جهت استفاده توصیه می‌گردد، روش‌های پارامتریک (واریانس - کوواریانس) و شبیه‌سازی تاریخی در رتبه‌های بعدی قرار می‌گیرند. مطالعات انجام‌شده در مورد ارزش در معرض ریسک محدود به یک صنعت و یا با تعریف پرتفویی بوده است و تمام شرکت‌های بورسی موردبررسی قرار نگرفته‌اند، در این مطالعه سعی شد تمام شرکت‌های حاضر در بورس ریسک بازارشان با رویکرد ارزش در معرض ریسک تحت ۳ مدل مهم و پرکاربرد واریانس –کوواریانس، شبیه‌سازی تاریخی، شبیه‌سازی بوت استرپ محاسبه شود و با استفاده از الگوریتم هوش مصنوعی اقدام به‌پیش بینی آن‌ها شده است. به‌نوعی پژوهش‌های پیشین از جامعه آماری کمتر و عدم سنجش کارایی مدل‌ها در عمل برخوردارند.

ارجاع به مقاله:
زمانی، محمد.، امام وردی، قدرت الله.، نوری فرد، یداله.، حمیدیان، محسن و جعفری، سیده محبوبه. (۱۴۰۳). پیش‌بینی ارزش در معرض خطر با رویکرد هوش مصنوعی. *فصلنامه‌ی اقتصاد مقداری (بررسی‌های اقتصادی سابق)*، ۲۱(۲)، ۱-۳۳.
https://doi.org/10.22055/jqe.2021.35793.2293

© 2024 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

پیش‌بینی نوسانات در بازارهاي مالی یک فعالیت بحرانی و کلیدي است و داراي حوزه تأثیرگذاري گسترده‌اي است که شامل سرمایه‌گذاری، ارزش‌گذاری اوراق بهادار، مدیریت ریسک و ایجاد سیاست پولی است، بحرانهای مالی اخیر جهان، حکایت از ضعفهای متعدد سیستمهای مالی دارند که حتی اقتصاد کشورهای کوچک را نیز تحت تأثیر قرار داده اند یکی از مهمترین نکات مربوط به این بحران‌ها این است که ناظران و تصمیم گیران سیستمهای مالی، ابزار لازم را جهت شناسایی فرآیند افزایش بحران و اندازه‌گیری به موقع آن در اختیار ندارند (Rezagholizadeh, M et al., 2023). در دو دهه‌ی اخیر، اکثر مطالعات اقتصاددانان مالي بر روي مدل‌سازی و تخمین نوسان سری‌های زماني اقتصادي متمرکز بوده است. علت این امر عمدتاً به‌واسطه‌ی آن است که از نوسان به‌عنوان معیاري جهت محاسبه‌ی ریسك استفاده می‌شود (Fallahshams et al., 2017). در انتخاب يك پرتفوي مناسب نیز یکي از معیارهاي موردتوجه سرمایه‌گذاران، حداقل ساختن ریسك است. با توجه به این‌که پیش‌بینی نوسان قیمت يك دارايي مقدمه‌ی ارزیابي ریسك سرمایه‌گذاری به شمار می‌رود، ازاین‌رو مدل‌سازی صحیح واریانس حائز اهمیت است (Salehi et al., 2014). با توجه به تغییرات مداوم در عوامل محیطی و نظام‌های اقتصادي، هرروز ریسک‌های متفاوتی بر ساختار مالی مؤسسه‌های مختلف اثر می‌گذارند. مؤسسه‌های مختلف ازجمله شرکت‌های صنعتی، توليدي و خدماتی، مؤسسه‌های پولی و مالی و حتی دولت‌ها با توجه به عملکرد خود با ریسک‌های خاصی مواجه می‌شوند. درواقع نمی‌توان ریسک‌های موجود در بازار را از بین برد، بلکه باید روش‌های مناسبی برای کنترل و به حداقل رساندن آن‌ها به کار گرفت (Raghfar & Ajorlo, 2016). توجه به روند این تغییرات یا همان نوسان، یک عامل حیاتی

برای ارزیابی عملکرد بازارهای مالی است (Bauwens et al., 2012) و در بازارهای مالی تأثیر مهمی در اقتصاد کشورها از طریق ایجاد یا کاهش اطمینان و اعتماد عمومی ایفا می‌نماید (Tehrani et al., 2011). تعدادی از محققین مالی، حسابداری را به‌عنوان یک سیستم اطلاع‌رسانی تلقی می‌کنند و به عقیده برخی از آن‌ها هدف اصلی حسابداری ارائه اطلاعات مفید برای تصمیم‌گیری است. این وظیفه محققین این علم است که اطلاعاتی را فراهم کنند تا تصمیم‌گیرندگان بتوانند بر اساس آن‌ها تصمیم‌گیری صحیحی را اتخاذ نمایند.

امروزه هزینه‌ها و درآمدهای بنگاه‌ها از یک‌سو با ریسک‌های پیچیده حاصل از تعاملات کسب‌وکار جهانی و تصمیم‌گیری‌های مالی و از سوی دیگر با عدم اطمینان از قیمت‌های کالا و نرخ‌های ارز و نرخ‌های بهره و ارزش‌های سهام مواجه هستند. این ریسک‌ها تصمیم‌گیری را در کسب‌وکار پیچیده می‌نماید و بنگاه‌ها را مواجه با وقایعی می‌کند که می‌تواند ارزش بنگاه‌ها را تحت تأثیر قرار دهد. فهم درك صحیح از ریسک‌ها و مدیریت آن‌ها می‌تواند تصمیم‌گیری را بهبود بخشیده و ارزش بنگاه‌ها را حفظ نماید (Rahnamarodposhti et al., 2015).

ارزش در برابر ریسک، معیاری ملموس و در دسترس است که می‌تواند با دیدی کلی در تعیین ریسک‌های آتی، توسعه یابد. محدودیت اصلی این معیار، ایستایی آن است که به همین علت، محققان در پی دستیابی به معیاری پویا برای آن هستند. درهرصورت، ارزش به‌عنوان یکی از روش‌های مدیریت ریسک، پیشرفت خوبی داشته و مدیران و تحلیل‌گران می‌بایستی توجه لازم را به آن داشته باشند.

ارزش در معرض خطر[1] (VAR) یک معیار آماری است که حداکثر زیان مورد انتظار از نگهداری یک دارایی یا پرتفوی را در دوره زمانی معین و با احتمال مشخص (سطح اطمینان معلوم) محاسبه و به‌صورت کمی گزارش می‌کند. هم‌زمان با ظهور ابزارهای مشتقه در دهه هشتاد، مدیریت ریسک با چالش جدیدی فرا روی خود مواجه گردید. چراکه روش‌های سنتی مدیریت ریسک دیگر پاسخ گوی کنترل ریسک‌های ناشی از این نوع ابزارهای نوپا نبود (Joaquin, 2016). شناسایی و مدیریت ریسک از مباحث بسیار مهم و بنیادی در بازارهای مالی به شمار می‌آید. یک رویکرد قدرتمند برای مدیریت ریسک و اندازه‌گیری آن، معیار

[1] Value At Risk

ارزش در معرض خطر می باشد. این معیار به‌عنوان یک معیار آماری، حداکثر زیان احتمالی پرتفوی را در یک دوره زمانی مشخص بابیان کمّی ارائه می‌دهد (Shafiee et al., 2019).

همان‌طور که مشخص است این موارد به‌وضوح از ارزش زیادي در تصمیم‌گیری‌های اقتصادي برخوردار است؛ بنابراین، توجه به این مسائل سبب ایجاد سؤال‌هایی از این قبیل می‌شود که چطور می‌توان به‌طور مؤثری اتفاقات را پیش‌بینی کرد و آیا ممکن است که مشخصاً یک تکنیک ترجیح داده‌شده را انتخاب کرد؟

روش‌های مختلفی که به‌وسیله آن‌ها، چنین پیش‌بینی‌هایی می‌تواند به دست آید در ادبیات این موضوع گسترش‌یافته و در عمل بکار برده شده است. چنین تکنیک‌هایی، در برگیرنده محدوده وسیعی از مدل‌های نسبتاً ساده که از مفروضات ساده استفاده می‌کنند (روش گام تصادفی) تا مدل‌های نسبتاً پیچیده واریانس ناهمسانی شرطی خانواده گارچ[۲] (GARCH) می باشند. از سوي دیگر توسعه روزافزون بازارهاي مالی اهمیت برآورد معیار شناخته‌شده اندازه‌گیری ریسک بازار، ارزش در معرض خطر را بیش از گذشته آشکار ساخته است. یکی از پرکاربردترین شاخص‌های ریسک، ارزش در معرض خطر می باشد که کاربرد آن به‌شدت از دهه ۱۹۹۰ به بعد افزایش‌یافته است. به‌موازات افزایش کاربرد ارزش در معرض خطر در حوزه مدیریت ریسک، اعتبارسنجی پیش‌بینی کننده ارزش در معرض خطر نیز از اهمیت به سزایی برخوردار شده‌اند. ارزش در معرض خطر بیانگر حداکثر زیان مورد انتظار بر روي سبد سرمایه در طول افق زمانی معین در شرایط عادي بازار و در سطح اطمینان معین می باشد (Mohammad Zadeh & Masoud Zadegan, 2017).

مطالعات انجام‌شده در مورد ارزش در معرض ریسک محدود به یک صنعت و یا با تعریف پرتفویی بوده است و تمام شرکت‌های بورسی موردبررسی قرار نگرفته‌اند، در این مطالعه سعی شد تمام شرکت‌های حاضر در بورس ریسک بازارشان با رویکرد ارزش در معرض ریسک تحت ۳ مدل مهم و پرکاربرد واریانس –کوواریانس، شبیه‌سازی تاریخی، شبیه‌سازی بوت استرپ محاسبه شود و با استفاده از الگوریتم هوش مصنوعی اقدام به‌پیش بینی آن‌ها شده است. به‌نوعی پژوهش‌های پیشین از جامعه آماری کمتر و عدم سنجش کارایی پیش‌بینی مدل‌ها در عمل برخوردارند. پژوهش حاضر شاید برای اولین باری است که با این گستردگی محاسباتی در وسعت تمام شرکت‌های بورسی در ایران باشد. فرضیه‌های پژوهش به شرح زیر تدوین‌شده است:

[2] Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity

پیش‌بینی ریسک بازار (رویکرد ارزش در معرض ریسک) باهوش مصنوعی ارتباطی در محاسبات بوت استرپ بهتر از روش تاریخی است.

پیش‌بینی ریسک بازار (رویکرد ارزش در معرض ریسک) باهوش مصنوعی ارتباطی در محاسبات بوت استرپ بهتر از روش واریانس -کوواریانس است.

پیش‌بینی ریسک بازار (رویکرد ارزش در معرض ریسک) باهوش مصنوعی ارتباطی در محاسبات واریانس کوواریانس بهتر از روش تاریخی است.

مقالهٔ حاضر شامل پنج بخش است: پس از بیان مقدمه، ادبیات موضوع و پیشینهٔ پژوهش در بخش سوم روش پژوهش، الگو و متغیرهاي پژوهش، توضیح داده می‌شوند. در بخش چهارم نتایج آزمون الگو بیان می‌شود و درنهایت نیز جمع‌بندی از مباحث ارائه خواهد شد.

۲- ادبیات موضوع

ورود به هر فعالیت اقتصادي مستلزم روبه‌رو شدن با درجاتی از ریسک است. ازاین‌رو مساله مدیریت و کنترل ریسک براي مؤسسات مالی به‌خصوص در سال‌های اخیر به‌صورت یک ضرورت درآمده است. مطالعات متعددي در این زمینه انجام پذیرفته و همچنان در حال رشد است مؤسسات مالی که به فعالیت‌های اقتصادي می‌پردازند با ریسک‌های متنوعی مواجه هستند. اندازه‌گیری ریسک به یکی از مسائل مهم برای بسیاری از مدیران و سرمایه‌گذاران تبدیل‌شده است. در این زمینه و بر اساس یافته‌های مطالعات اخیر، چنین استنباط می‌شود که ادبیات مالی بر موضوع مدیریت ریسک توجه خاصی دارد؛ ازاین‌رو، تحلیل‌های ارزش در معرض ریسک برای مدیریت ریسک مالی اهمیت بسزایی دارد (Beik & Khormizi, 2020).

ارزش در معرض ریسک برعکس اندازه‌گیری‌های سنتی ریسک، نمایی کلی و جامع از ریسک پرتفوی که برای محاسبه میزان بدهی به دارایی و هم‌بستگی‌ها و وضعیت‌های جاری به کار می‌رود، ارائه می‌نماید. درنتیجه ارزش در معرض ریسک، واقعاً سنجش ریسک با نگاهی آینده‌نگر است.

سنجه‌های ریسک، نقش بسیار حیاتی در بهینه‌سازی در زمان‌های نامطمئن دارند، به‌خصوص هنگام غلبه بر زیان‌هایی که ممکن است در شرایط مالی صنعت بیمه جبران نشوند. ارزش در معرض ریسک (VaR) به دلیل سادگی یکی از رایج‌ترین سنجه‌ها است که

بیشترین میزان مطالب در قوانین این صنعت را به خود اختصاص داده است (Heidari Haratmeh, 2019). ارزش در معرض خطر، تغییر احتمالی ارزش پرتفوی در اثر تغییر در عوامل بازار ظرف یک دوره زمانی معین را بیان می‌کند، ارزش در معرض خطر که روشی برای اندازه‌گیری ریسک، کاهش قیمت اوراق بهادار یا پرتفوی مالی است، یکی از مهم‌ترین معیارهای ریسک بازار است که به‌طور گسترده برای مدیریت ریسک مالی توسط نهادهای قانون‌گذار مالی و مدیران پرتفوی به‌کاربرده می‌شود. مزیت عمده این روش در این است که می‌تواند ریسک را در یک عدد به شکل خلاصه نشان دهد، برای محاسبه ارزش در معرض خطر، به دانستن ارزش دارایی‌های منفرد در سبد نیاز نیست. تنها پارامتر ضروری، انحراف معیار و ضریب همبستگی دارایی‌ها است. این معیار برآوردی از سطح زیان روی یک پرتفوی یا سبد سرمایه‌گذاری است که به‌احتمال معین کوچکی پیش‌بینی می‌شود که با آن مساوی شود و یا از آن تجاوز کند مدل ارزش در معرض خطر دربردارنده سه عامل اصلی افق زمانی، سطح اطمینان و میزان سرمایه است (Paytakhti Oskooe et al., 2019). ارزش در معرض خطر به‌عنوان یکی از روش‌های ریسک نامطلوب معیاری برای اندازه‌گیری حداکثر زیان احتمالی سبد دارایی است (Paytakhti Oskooe et al., 2019). تخمین‌های نادرست از ارزش در معرض خطر سبد دارایی‌ها می‌تواند بنگاه‌ها را به حفظ ذخایر ناکافی سرمایه برای پوشش ریسک‌های خود هدایت کند، به نحوی که آنها ذخایر سرمایه ناکافی را برای جذب تکانه‌های مالی بزرگ نگهداری کنند(Torki, Leila et al., 2023).پژوهش و تحلیل‌های همه‌جانبه بازارهای اوراق بهادار و نتیجه‌گیری صحیح می‌تواند سرعت رشد و شکوفایی این بازارها را تحقق بخشد. بورس‌های معتبر دنیا نشان داده‌اند که در تأمین و جمع‌آوری سرمایه موفق بوده و این حاصل اعتماد سهامداران به بازارهای سرمایه و کارایی بازار است، به‌نحوی‌که مطمئن هستند سرمایه‌های آن‌ها به هدر نرفته و سودهای معقولی به ارمغان می‌آورد. پژوهش پیرامون مقوله‌های مختلف مؤثر بر بازار سهام می‌تواند به تصمیم‌گیری صحیح سهامداران کمک کند و تخصیص بهینه منابع اقتصادی به نحو مطلوب‌تری صورت گرفته و وضع سرمایه‌گذاری بهتر گردد (Darabi et al., 2017). در این پژوهش هدف این است که با روش هوش مصنوعی ارتباطی پیش‌بینی ارزش در معرض خطر با روش‌های پارامتریک (روش واریانس –کوواریانس)، شبیه‌سازی تاریخی، شبیه‌سازی بوت استرپ را مورد ارزیابی قرار داده و روشی که در بازار ایران استفاده از محاسبات آن به‌عنوان ابزاری برای پیش‌بینی آینده مطلوب است معرفی می‌گردد.

۳- پیشینه تجربی

عبدالقانی[3] (۲۰۰۵)، به تحلیل ارتباط وضعیت مالی شرکت با ریسک بازار پرداختند که نتایج حاکی از تأثیر بااهمیت و زیاد چهار متغیر بازده دارایی، نسبت جاری، رشد سود و نسبت سود سهام پرداختی با ریسک بازار است و متغیرهای نسبت اهرمی، تغییرپذیری سود و بتای سود رابطه ضعیفی با ریسک دارند (Abdelghany, 2005).

کچه‌چا و استریدم[4] (۲۰۱۱) در پژوهشی استفاده از معیارهای مبتنی بر حسابداری سنجش ریسک بازار را به‌عنوان جایگزینی برای بتای بازار پیشنهاد می‌دهد. این مطالعه از داده‌های یک نمونه چهل‌وهفت شرکت بورس اوراق بهادار ژوهانسبورگ شرکت کرد. نتایج اولیه حاکی از وجود یک رابطه آماری معنی‌دار بین معیارهای تغییرپذیری درآمدها و اندازه و ریسک بازار است. نتایج همچنین نشان می‌دهد که متغیرهای حسابداری پیش‌بینی‌های بهتری از ریسک فوق را ارائه می‌دهند (Kachecha & Strydom, 2011).

سنر[5] و همکاران (۲۰۱۲) با ارائه تعريفي به رتبه‌بندی عملکرد مدل‌های متفاوت ارزش در معرض خطر دارایی‌ها پرداخته‌اند. آن‌ها با استفاده از يك تابع زيان جديد و تعريف سنجه‌های تنبيهي متفاوت، نشان دادند که مدل‌های پارامتريك داراي عملكرد بهتري نسبت به سایر مدل‌ها هستند (Sener et al., 2012).

آسف[6] (۲۰۱۵) در پژوهشي به پيش‌بينی ارزش در معرض ريسك در بازار كشورهاي خاورميانه و شمال افريقا پرداخت. وي در اين پژوهش از مدل‌های آرچ نامتقارن براي پيش‌بينی ارزش در معرض ريسك بهره برد و توزيع بازدهي دارايی‌ها را نرمال، نامتقارن و تي استيودنت در نظر گرفت. نتيجه مطالعه وي نشان‌دهنده اين است كه در نظر گرفتن توزيع تي استيودنت، برآورد دقيق‌تری از ارزش در معرض ريسك به دست می‌دهد (Assaf, 2015).

---

[3] Abdelghany

[4] kachecha&strydom

[5] Sener

[6] Assaf

غولام و دورینگ[۷] (۲۰۱۷) در مطالعه خود با استفاده از رویکرد ارزش در معرض ریسك بررسي كردند كه آيا نهادهاي مالي آلمان و انگلستان در معرض انتقال ريسك متقابل قرار دارند يا خير و اينكه كدام‌يک از نهادها بيشتر تحت تأثير اين پديده قرار خواهد گرفت. آن‌ها به اين نتيجه رسيدند كه صندوق‌های سرمايه‌گذاری تأمينی[۸]، منشأ اصلي سرايت نوسان‌ها در انگلستان و آلمان هستند درحالی‌که خود آن‌ها نيز در سطح خرد، از سرايت‌پذيری نوسان‌ها تأثير می‌پذيرند. به‌علاوه، شركت‌های بيمه انگلستان نسبت به صنعت صندوق‌های پوششي با شدت و احتمال كمتري در معرض سرايت‌پذيری قرار دارند؛ اما بيشتر تحت تأثير خطرات منتقل‌شده از بانک‌ها قرار دارند كه دلالت بر پيامدهای احتمالی برای سياست‌گذاری دارد. به‌طوركلی، افزايش در سرريزهای ريسک[۹] در زمان‌های فرار قابل‌توجه است و سازگاری مقررات آينده را برای در نظر گرفتن اين پديده پيشنهاد می‌كنند (Ghulam & Doering, 2017).

ژانگ[۱۰] و همكاران (۲۰۱۸)، يک مدل نگاشت تصادفی غيرخطی به نام GELM را معرفی و از آن برای برآورد ارزش در معرض ريسک استفاده كردند. GELM يک مدل ناپارامتريک از انواع مدل‌های GARCH است. نتايج محاسبات برای پيش‌بينی نوسانات و برآورد ارزش در معرض خطر برای بازدهی شاخص ۳۰۰ در بورس چين (CIS300)، مؤيد عملكرد بهتر GELM در كارايی و دقت نسبت به روش‌های مرسوم مانند GARCH بود (Zhang et al., 2018).

هی[۱۱] و همكاران (۲۰۱۸) به بررسی پيش‌بينی ارزش در معرض خطر نرخ تبادلی ارز با استفاده از رويكرد مبتنی بر گروه شبكه باور عميق[۱۲] (DCNN) پرداختند به‌طوری‌كه اجزای داده‌های فردی با استفاده از مدل تجزيه حالت تجربی[۱۳](CEEMD) استخراج و پيش‌بينی‌های فردی در مقياس‌های مختلف را با استفاده از مدل ARMA-GARCH محاسبه كرده‌اند. مطالعات تجربی با استفاده از نرخ‌های عمده تبادلی ارز (شامل دلار استراليا در

[7] Ghulam & Doering (2018)
[8] hedge funds
[9] risk spillovers
[10] Zhang, D (2018)
[11] Kaijian.He (2018)
[12] Deep Convolutional Neural Network(DCNN)
[13] Complete Ensemble Empirical Mode Decomposition(CEEMD)

برابر دلار (AUD)، دلار در برابر دلار کانادا (CAD)، دلار در برابر فرانک سوئیس (CHF) و یورو در برابر دلار (EURO)) تأئید می‌کند که مدل پیشنهادی فوق عملکرد بهتری را در مقایسه با مدل‌های مبنا و معیار نشان می‌دهد (He et al., 2018).

بیژلیک[۱۴] و همکاران (۲۰۱۹) به مقایسه دقت پیش‌بینی ارزش در معرض خطر و ریزش مورد انتظار[۱۵] نرخ تبادلی ارز در رویکردهای گارچ[۱۶] و شبکه عصبی مصنوعی[۱۷] پرداختند. نتایج تجربی نشان می‌دهد که در سطح اطمینان ۹۵%، مدل گارچ در پیش‌بینی ارزش در معرض خطر و شبکه عصبی بازگشتی دریچه دار[۱۸] (GRU) در پیش‌بینی ریزش مورد انتظار عملکرد بهتری داشته‌اند (Bijelic & Ouijjane, 2019).

پاتون[۱۹] و همکاران (۲۰۱۹) مدل‌های نیمه پارامتری پویا برای پیش‌بینی ارزش در معرض خطر را موردبررسی قراردادند. آن‌ها نشان دادند که مدلes-var با روش گارچ توانایی پیش‌بینی دارد (Patton et al., 2019).

کریستوف اگزوست[۲۰] و جاست[۲۱]، ارزش در معرض خطر با استفاده از روش مدل ترکیبی GARCH-EVT[۲۲] را موردبررسی قراردادند. نتایج نشان از عدم بهبود روش نسبت به رویکرد آستانه‌ای ثابت بود (۲۰۲۰) (Echaust & Just, 2020).

تیلور[۲۳] (۲۰۲۰) ترکیبات پیش‌بینی برای ارزش در معرض خطر و ریزش مورد انتظار را موردبررسی قرارداد. وی بیان می‌دارد که درزمینه پیش‌بینی میانگین، مطالعات متعددی نشان داده‌اند که ترکیب اغلب منجر به بهبود دقت می‌شود. وی از امتیازدهی برای تخمین ترکیب وزن برای مقدار در معرض خطر و پیش‌بینی ریزش مورد انتظار استفاده کرد که نتایج

---

[14] Bijelic, Anna (2019)

[15] Expected Shortfall (ES)

[16] GARCH (1,1)

[17] Recurrent Neural Netwok(RNN)

[18] Gated recurrent unit(GRU)

[19] Andrew J.Patton (2019)

[20] Krzysztof Echaust (2020)

[21] Małgorzata Just (2020)

[22] Generalized Autoregressive Conditional Heterosedasticity -Eye Vision Technology

[23] James W.Taylor (2020)

حاصل از پنج شاخص سهام نشان داد که ترکیب نسبت به روش‌های دیگر برای سطح احتمال ۱٪ و ۵٪ عملکرد بهتری دارد (Taylor, 2020).

طالب‌نیا و احمدی نظام‌آبادی (۱۳۸۹) به بررسي قدرت پيش‌بيني مدل سه عاملي فاما و فرنچ و مدل ارزش در معرض خطر در انتخاب پرتفوي بهينه سهام شركت‌هاي پذيرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران پرداختند نتايج نشان داد كه مدل سه عاملي فاما و فرنچ قدرت پيش‌بيني پرتفوي بهينه را دارد ولي مدل ارزش در معرض خطر قدرت پيش‌بيني پرتفوي بهينه را ندارد (Talibnia & Ahmadi Nezamabadi, 2010).

فصیحی و همکاران (۱۳۹۰) به بررسی کاربرد الگوی ارزش در معرض ریسك در مدیریت سبد سرمایه‌گذاری فناورانه بصورت مطالعه موردی در صنعت نفت ایران پرداختند. آنان در چارچوب نظریه کلی سبد، الگویی را با مناسب‌سازی مفهوم ارزش در معرض ریسك توسعه داده و برای انتخاب سبد فناوری به کار گرفتند. الگوی معرفی شده آنان قادر است با محاسبه میزان توانمندی سبد فناوری در دستیابی به اهداف راهبردی و پشتیبانی از آن‌ها، تصمیم‌گیرندگان را در فرآیند سرمایه‌گذاری بر هر سبد فناوری یاری نماید (Fassihi et al., 2011).

نریمانی و همکاران (۱۳۹۲) کاربرد روش شبکه عصبی مصنوعی و مدل‌های واریانس ناهمسانی شرطی در محاسبه ارزش در معرض خطر را موردمطالعه قراردادند. در این پژوهش از کلیه مدل‌های مبتنی بر واریانس ناهمسانی شرطی شامل GARCH، EGARCH، CGARCH، TARCH و GARCH-M و روش شبکه عصبی مصنوعی برای پیش‌بینی ارزش در معرض خطر پرتفویی متشکل از ۵۰ شرکت با نقد شوندگی بالا استفاده‌شده است. سپس نتایج به‌دست‌آمده با استفاده از آزمون‌های پوشش غیرشرطی کوپیک موردبررسی قرار گرفت. درنهایت مدل شبکه عصبی در مقایسه با سایر روش‌های مبتنی بر واریانس ناهمسانی شرطی، عملکرد بهتری را بر اساس آزمون کوپیک داشته است (Narimani et al., 2013).

غفاری و همکاران (۱۳۹۳) بررسی توان تبیین مدل‌های شبکه عصبی در سنجش میزان ارزش در معرض خطر را انجام دادند و بیان کردند که بر اساس آزمون کوپیک[۲۴] بیان‌کننده آن است که شبکه عصبی فوق در سطح اطمینان ۹۹٪ توانست از بین ۲۱ شرکت سرمایه‌گذاری موردبررسی ارزش در معرض خطر ۱۵ شرکت را به‌درستی محاسبه نماید و در این سطح خود را موفق نشان دهد، ولی در سطوح دیگر اطمینان قادر به پیش‌بینی درست

24 Kupiec Proportion of Failure Test

نبود. همچنین بر اساس آزمون کریستوفرسن[۲۵] در سطح اطمینان ۹۹٪ در ۴۲/۸٪ مواقع تخطی داده‌ها از یکدیگر مستقل و در ۵۷/۲٪ مواقع شکست‌ها و پیروزی‌ها با یکدیگر در ارتباط می باشند. از طرف دیگر ساختارهاي گوناگون شبکه فوق داراي نتایج متفاوتی است و در حوزه مالی ما براي رسیدن به نتیجه مطلوب و پیش‌بینی بهینه‌تر نیازمند به ساختارهای با لایه های بیشتر است، درحالی‌که در سایر علوم ما نیاز به تعداد لایه های کمتري است (Ghaffari et al., 2014).

حمیدیان و همکاران (۱۳۹۵) به پیش‌بینی ریسک سیستماتیک شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران با استفاده از الگوریتم‌های کلونی مورچه‌ها و لارس[۲۶] پرداختند. نتایج پژوهش آن‌ها نشان داد که الگوریتم کلونی مورچگان با خطای ۱/۲۵۲ درصد و الگوریتم لارس با ۱/۵۶۳ درصد توانایی پیش‌بینی ریسک سیستماتیک رادارند. درواقع می‌توان اذعان نمود که الگوریتم‌های به‌کاررفته شده با دقت بالایی توانایی کشف ریسک سیستماتیک را دارد (Hamidian et al., 2016).

ابراهیمی و همکاران (۱۳۹۶) در پژوهشی تحت عنوان برآورد ارزش در معرض ریسك و ریزش مورد انتظار پرتفوي با استفاده از نظریه امکان و الزام فازي[۲۷]، به بررسی این موضوع پرداختند. در این پژوهش، کلیه برآوردها با دو فرض توزیع نرمال و t استیودنت انجام‌شده و نتایج به‌دست‌آمده از حل مدل با داده‌های عددي، نشان‌دهنده این است که لحاظ توزیع t و نیز عوامل ریسك به‌صورت متغیر تصادفي، سبب ایجاد برآوردهاي محافظه‌کارانه‌تري براي دو سنجه‌ی مدنظر شده است (Ebrahimi et al., 2017).

بت‌شکن و همکاران (۱۳۹۷) برآورد و ارزیابی ارزش در معرض ریسک و ریزش مورد انتظار ناپارامتریک بر مبنای تحلیل مؤلفه‌های اساسی در بورس اوراق بهادار تهران انجام دادند. بررسی‌های انجام‌گرفته توسط تکنیک‌های پس آزمایی حاکی از نتایج قابل‌اتکای این روش و روش مرسوم شبیه‌سازی مونت‌کارلو وبرتری این دو روش در مقایسه با روش ریسک متریکس[۲۸] است؛ همچنین بررسی زمان لازم برای محاسبه ارزش در معرض ریسک و ریزش مورد انتظار نشان‌دهنده سرعت بیشتر روش شبیه‌سازی مونت‌کارلو بر مبنای تحلیل

[25] Christoffersen Independence Test

[26] Ant Colony Algorithms

[27] Possibility and necessity measures

[28] Risk Metrics

مؤلفه‌های اساسی نسبت به روش مرسوم شبیه‌سازی مونت‌کارلو است (Botshekan et al., 2019).

راستگو و پناهیان (۱۳۹۷) در پژوهشی با عنوان طراحی و تبیین مدل برآورد ریسک سیستماتیک به روش فوق ابتکاری در بورس اوراق بهادار تهران؛ رویکرد تطبیقی مدل اقتصادسنجی رگرسیون گام‌به‌گام (انتخاب پیشرو) و روش هوش مصنوعي (از طریق ترکیب الگوریتم‌های ژنتیک و پرواز پرندگان در انتخاب عوامل مؤثر و مدل‌سازی آن از طریق ترکیب و پیاده‌سازی الگوریتم ارزیاب سرمایه‌گذاری داده‌های پویاي تکاملي بر روي الگوریتم‌های مذکور) نشان دادند که مدل مبتني بر هوش مصنوعي با ضریب همبستگي ۹۴ درصد دقت پیش‌بینی به‌مراتب بالاتري را از خود نشان داد (Rastgoo & Panahian, 2018).

نادری‌نورعینی (۱۳۹۷) دست به انتخاب روش بهینه‌ی محاسبه‌ی ارزش در معرض خطر صندوق‌های سرمایه‌گذاری زد. درواقع انتخاب روش بهینه از بین سه روش پارامتریک، شبیه‌سازی تاریخی و شبیه‌سازی مونت‌کارلو در سطوح اطمینان ۹۹، ۹۷/۵ و ۹۵ درصد است تا بهترین روش پیش‌بینی ضررهای احتمالی صندوق‌های سرمایه‌گذاری ایران مشخص شود. در این پژوهش، هر سه روش پارامتریک، شبیه‌سازی تاریخی و شبیه‌سازی مونت‌کارلو با آزمون کوپیک[۲۹] تأیید شد؛ اما بیشترین سطوح اطمینانی که با آزمون‌های اعتبارسنجی تأیید شد، سطح اطمینان ۹۹ درصد بود؛ به‌عبارت‌دیگر، مشخص شد سطح اطمینان ۹۹ درصد، کمترین انحراف را نسبت به میانگین ایجاد می‌کند و بهترین سطح برای استفاده در روش‌های مختلف محاسبه‌ی ارزش در معرض خطر است (Naderi Nooreini, 2018).

عاطفی و رشیدی رنجبر (۱۳۹۸) به برآورد ارزش در معرض ریسک با استفاده از رویکرد ترکیبی EVT-CIPRA در بورس اوراق بهادار تهران پرداختند. داده‌های پژوهش مربوط به شاخص کل و شاخص صنعت بورس اوراق بهادار تهران طی سال‌های ۱۳۸۷ الی ۱۳۹۶ است این رویکرد با روشEVT-GARCH در سطوح ۹۹ و ۹۹/۵ درصد برای برآورد ارزش در معرض ریسک مقایسه شده است و نتایج حاصل از آزمون‌های پس آزمایی نشان از این دارد که رویکرد ترکیبی EVT-Cipra عملکرد بهتری دارد (Atefi & Rashidi Ranjbar, 2019).

پایتختی اسکویی و همکاران (۱۳۹۸) سبد بهینه سهام با استفاده از معیار ارزش در معرض خطر را از داده‌های قیمت هفتگی سهام ۱۷ شرکت سیمانی منتخب که اطلاعات آن‌ها در دوره زمانی موردبررسی (از دی‌ماه ۱۳۹۱ تا فروردین‌ماه ۱۳۹۶) بررسی کردند. نتایج

[29] Kupiec Proportion of Failure Test

به‌دست‌آمده بالاترین وزن در سبد بهینه به سهامی تعلق دارد که بازدهی مورد انتظاری بالایی داشته و پایین‌ترین ارزش در معرض خطر را در بین شرکت‌های موردمطالعه دارند (Paytakhti Oskooe et al., 2019).

نبوی چاشمی و همکاران (۱۳۹۹) ارزش در معرض ریسک در بورس اوراق بهادار تهران با استفاده از رویکردهای پارامتریک و ناپارامتریک را موردبررسی قراردادند. نتایج نشان می‌دهد که الگوی میانگین متحرک موزون نمایی[۳۰](EWMA) از کارایی و دقت بالاتری نسبت به مدل‌های دیگر برخوردار است. همچنین نتایج این تحقیق نشان می‌دهد بر اساس نسبت تخطی و آزمون‌های پس آزمایی[۳۱]، مدل‌های ناپارامتریک ازجمله شبیه‌سازی مونت‌کارلو، ارزش در معرض ریسک را بیشتر از حد برآورد کرده است (Nabavi Chashmi et al., 2018).

مطالعات انجام‌شده در این مورد محدود به ریسک سیستماتیک با محاسبات بتای سالانه یک صنعت و یا تعریف پرتفوی‌ای بوده و تمام شرکت‌های بورسی موردبررسی قرار نگرفته‌اند، در این مطالعه جهت رفع این کمبود، روش ارزش در معرض خطر در سطح شرکت‌ها به‌صورت سلولی و روزانه محاسبه و با استفاده از این داده اقدام به‌پیش بینی ارزش در معرض خطر گردید و ازلحاظ نوع داده و روش کار متفاوت با پژوهش‌های پیشین است.

۴- روش پژوهش

متغیر استفاده‌شده در این پژوهش بازدهي داده‌های روزانه شاخص است که یک متغیر کمي و پیوسته است، به‌صورت بازده مرکب پیوسته (بازده لگاریتمي) و بر اساس فرمول زیر محاسبه می‌شود:

$$r_t = \ln\left(\frac{pt}{p_{t-1}}\right) \quad (۱)$$

p_t: قیمت پایانی سهم در پایان روز t

p_{t-1}: قیمت پایانی سهم در پایان روز t-1

$$P\,(r \le VaR\,(\alpha,k)) = ۱-\alpha \quad (۲)$$

[30] Exponentially weighted moving variance

[31] backtesting

P_t و r_t در روابط فوق به ترتیب بیانگر قیمت و بازده دارایی در زمان t می باشند. α سطح اطمینان و k دوره زمانی است که ارزش در معرض خطر برای آن محاسبه می‌گردد. بر اساس تعریف ارائه‌شده توسط جوریون[۳۲] (۲۰۰۰) با فرض صفر بودن بارده‌ی مورد انتظار، محاسبه‌ی ارزش در معرض خطر مبتني بر يك توزيع نرمال به‌صورت زیر خواهد بود (Jorion, 2000):

$$VAR_t^N = z_\alpha \hat{\sigma}_t + \mu \qquad (۳)$$

به‌طوری‌که z_α معرف صدکα ام دنباله سمت چپ توزیع نرمال استاندارد است.

طبق تقسیم‌بندی انگلیدیس و دگیاناکیس[۳۳] (۲۰۰۵) روش‌های محاسبه ارزش در معرض خطر در این پژوهش به شرح زیر است (Angelidis & Degiannakis, 2005):

۱-۴- روش پارامتریک (روش واریانس–کوواریانس)

درروش پارامتریک برای محاسبه پارامترهای موردنیاز ماتریس کوواریانس ازجمله میانگین و انحراف معیار از اطلاعات تاریخی استفاده می‌شود. این اطلاعات معمولاً در دسترس است. همچنین برای محاسبه در این روش نیازی به دانستن ارزش دارایی‌های منفرد در پرتفوی نیست تنها پارامتر موردنیاز انحراف معیار و ضریب همبستگی دارایی‌ها است. لذا محاسبه ارزش در معرض خطر درروش پارامتریک نسبتاً آسان است و به قدرت محاسباتی خیلی نیاز ندارد (Eqbalnia, 2008). با توجه به توزیع نرمال احتمال قرار گرفتن بازدهی (زیان) در قسمت گوشه سمت چپ منحنی توزیع نرمال p[Z<z] برابر است با احتمال نرمال استاندارد P[Z<z]=Za. با تفسیر تعریف ارزش در معرض خطر احتمال اینکه ارزش پرتفوی با انحراف معیار بازدهی مشخص و با سطح احتمال معین از ارزش مفروض کمتر باشد از طریق معادله زیر قابل‌اندازه‌گیری است (Sajjad & Taherifar, 2016).

$$VaR = M.Z\alpha.\sigma\sqrt{T} \qquad (٤)$$

به‌طوری‌که:

VaR: ارزش در معرض خطر

α:سطح عدم اطمینان

M: ارزش بازار دارایی

---

[32] Jorion

[33] Angelidis and Degiannakis

T: طول دوره زمانی محاسبه بازده می‌باشند.

۴-۲- روش شبیه‌سازی تاریخی (*HS*)[۳۴]

مهم‌ترین روش ناپارامتریک محاسبه ارزش در معرض خطر که به‌طور وسیعی در مطالعات مالی مورداستفاده قرار می‌گیرد، شبیه‌سازی تاریخی است که به هیچ‌گونه فرض خاصی در مورد توزیع بازده‌ها نیاز ندارد و ارزش در معرض خطر را به‌عنوان چارک یا صدکی از توزیع تجربی بازده‌های تاریخی از یک پنجره متحرک دوره‌های گذشته نزدیک برآورد می‌کند (Butler & Schachter, 1997; Pritsker, 2006). مدل‌های تاریخی VaR فرض می‌کنند تمامی تغییرات احتمالی آینده درگذشته مشاهده‌شده‌اند، بنابراین توزیع شبیه‌سازی‌شده تاریخی با توزیع بازدهی‌ها برای یک افق زمانی معین در آینده یکسان است (Alexander, 2009). در ابتدا یک سری توزیع مناسب برای پرتفوی دارایی‌ها استخراج می‌شود. به کمک محاسبه بازده لگاریتمی و مرتب‌سازی داده‌ها توزیع بازده تجربی قابل‌استخراج خواهد بود. با در اختیار داشتن توزیع بازده و کوانتایل[۳۵] موردنظر به‌راحتی می‌توان مقدار VaR را استخراج کرد.

۴-۳- روش شبیه‌سازی بوت استرپ (تاریخی فیلتر شده (*FHS*))

این روش ازجمله روش‌های نیمه پارامتریک است که توسط بارونی- ادسی[۳۶] و همکاران (Barone-Adesi et al., 1999) و بارونی- ادسی و گیانوپلس[۳۷] (Barone-Adesi & Giannopoulos, 2000) ارائه‌شده است. هدف از ارائه این روش، ترکیب مزیت‌های روش HS، باقدرت و انعطاف‌پذیری مدل‌های نوسان پذیری شرطی مانند GARCH است. درروش FHS به‌منظور در نظر گرفتن واریانس ناهمسانی از مدل (GARCH 1,1) استفاده‌شده است؛ بنابراین:

$$r_t = \mu + \varepsilon_t,\ \varepsilon_t \sim N(0, \sigma_t) \qquad (۵)$$

$$\sigma_t^2 = c_0 + c_1\varepsilon_{t-1}^2 + d_1\sigma_{t-1}^2 \qquad (۶)$$

---

[34] Historical Simulation

[35] Quantile Regression TEST

[36] Barone-Adesi (1999)

[37] Giannopoulos (2000)

در معادله بالا C_0 به‌عنوان جزء ثابت؛ و σ_{t-1} که نشان‌دهنده واریانس دوره‌های گذشته است و ε_{t-1} که شامل اطلاعاتي در مورد نوسان‌های از دوره‌های گذشته است و از طریق وقفه‌های توان دوم پسماندهاي معادله میانگین محاسبه می‌شود.

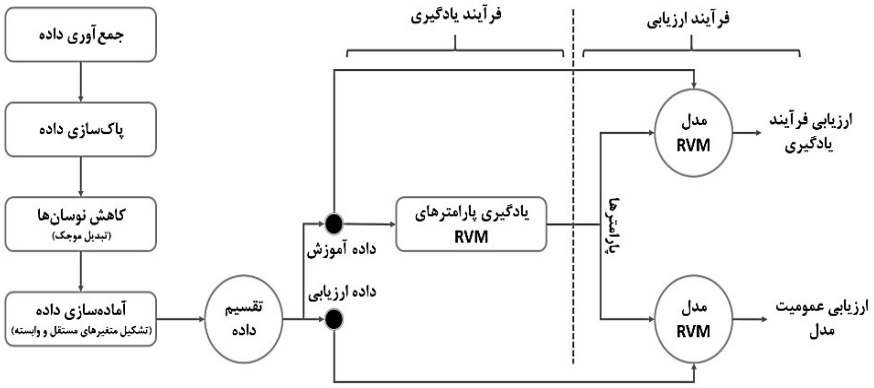
۴-۴- روش هوش مصنوعی ماشین بردار ارتباطی

مدل ماشین بردار ارتباطی برای رگرسیون به شکل تعریف می‌شود (Tipping, 2000).

$$y(x) = \sum_{i=1}^{M} w_i \phi_i(x) = w^T \phi\ (x(\quad (۷)$$

که در آن M تعداد متغیرهای مستقل (ویژگی‌ها) به‌علاوه یک است که درواقع یک‌ترم عرض از مبدأ[۳۸] هم به آن اضافه‌شده است و $\phi_i(\boldsymbol{x})$ تابع پایه غیرخطی ثابتی از متغیر مستقل iام شرکت $\boldsymbol{x}$ است و ناشناخته و دارای ابعاد بالا است. ϕ داده‌های ورودی را از فضای غیرخطی ورودی مسئله به فضای خطی ویژگی نگاشت می‌دهد و در حالت کلی بُعد فضای ویژگی ممکن است کمتر یا مساوی بی‌نهایت باشد(Fereydoni et al., 2020). در این قسمت نحوه طراحی و پیاده‌سازی الگوریتم ماشین بردار ارتباطی (RVM) پرداخته‌شده است. شکل ۱ فرآیند کامل روش پیشنهادی را نشان می‌دهد. ۶ فرآیند در روش پیشنهادی وجود دارد که به ترتیب عبارت است از جمع‌آوری داده‌ها، پاک‌سازی داده‌ها، کاهش نوسانات روش‌ها، آماده‌سازی داده‌ها، فرآیند آموزش مدل‌ها با استفاده از داده‌های آموزشی و درنهایت ارزیابی مدل‌های آموزش داده‌شده با داده‌های ارزیابی که تاکنون توسط الگوریتم‌ها مشاهده نشده است.

[38] Bias



شکل ۱. نحوه طراحی و پیاده‌سازی الگوریتم ماشین بردار ارتباطی (RVM)

Figure 1. The proposed process of prediction

بازدهي داده‌های روزانه با استفاده از قیمت پایانی سهام در هرروز طبق فرمول بیان‌شده در قسمت تعریف متغیرهای عملیاتی محاسبه شد و سپس ارزش در معرض خطر تمام شرکت‌های بورس اوراق بهادار تهران با استفاده از بازده روزانه، روش‌های بوت استرپ، تاریخی و واریانس و کوواریانس در سطح هر شرکت موردمحاسبه قرار گرفت. بازه زمانی از سال ۹۰ تا ۹۶ به مدت ۷ سال به شرح زیر انتخاب شد. مرحله اول انتخاب داده‌ها است. در محاسبات انجام‌شده با سه روش فوق در بورس اوراق بهادار تهران به مدت ۷ سال برای مجموع ۱۶۸۴ روز برابر داده‌های روزانه ۷ سال (حدود ۲۱۴۱ روز)، ۴۷۵ روز در بورس به دلایل مختلف ازجمله تعطیلی بازار بورس و غیره فاقد داده بود. برای شرکت‌ها جهت حفظ پیوستگی مقادیر روز قبلشان در محاسبه لحاظ گردید.

۵- یافته‌ها

۵-۱ آمار توصیفی

پس از جمع‌آوری داده‌ها و محاسبه متغیرهای پژوهش، پارامترهای توصیفی هر متغیر به‌صورت جداگانه محاسبه شدند که در جدول ۱ نشان داده‌شده است.

جدول ۱. آمار توصیفی متغیرهای پژوهش
مأخذ: یافته‌های محقق

Table 1. Descriptive statistics of the research variables
Source: Research findings

متغیر	میانگین	میانه	حداکثر	حداقل	انحراف معیار	چولگی	کشیدگی
Bootstrap	۸۵/۶۶	۸۴/۲۵	۱۵۳/۲۲	۲۷/۳۹	۳۷/۵۹	-۰/۰۵	۲/۹۶
Historical	۱۸۱/۹۹	۱۵۰/۲۳	۴۱۳/۶۴	۷۰/۶۴	۷۴/۱۵	۰/۷۶	۳/۴۵
Variance Covariance	۸۷/۹۵	۶۵/۲۵	۱۵۵/۸۱	۲۸/۰۷	۳۸/۱۹	-۰/۰۶	۳/۲۹

با توجه به نتایج آمار توصیفی می‌توان بیان کرد که میانگین ارزش در معرض خطر با روش تاریخی نسبت به دو روش دیگر بالاتر است و تفاوت بین بالاترین عدد و پایین‌ترین عدد و به تعبیر دیگر انحراف معیار این روش نسبت به روش‌های دیگر بیشتر است.

۶- نتایج تجربی

قبل از آموزش باید مجموعه ۲۱۴۱ روش روزانه جمع‌آوری‌شده بین سال‌های ۱۳۹۰ تا ۱۳۹۶ کاهش نوسانات یا اصطلاحاً کاهش نویز سیگنال گردد. به این معنی که به دلیل تغییرات عرضه و تقاضا، تغییرات نرخ ارز و غیره روش‌ها دارای نوسان قابل‌توجه است که معمولاً این نوسانات واقعی نیستند و بلکه تحت تأثیر یکسری از شرایط به وجود آمده‌اند. ابتدا باید به‌نوعی آن‌ها را کاهش داد. شکل ۲ نمودار روش بوت استرپ[۳۹] برحسب روزها برای سال ۹۵ نمایش می‌دهد. همان‌طور که مشاهده می‌شود روش بوت استرپ دارای نوسانات غیرواقعی زیادی است برای اینکه این نوسانات را کاهش داد از تبدیل موجک برای کاهش نویز استفاده‌شده است.

[39] Bootstrap

شکل ۲. متوسط روند پیشنهادی پیش‌بینی
مأخذ: یافته‌های محقق

Figure 2. Unrealistic fluctuations of the Bootstrap method in 2016
Source: Research findings

پس از کاهش نوسانات روش‌های بوت استرپ، واریانس -کوواریانس[۴۰]، تاریخی [۴۱] با استفاده از تبدیل موجک برای آموزش مدل‌ها و پیش‌بینی، روش هر ۱۵ روز متوالی را به‌عنوان ورودی (همان متغیر مستقل) در مدل RVM و روز ۱۶ ام به‌عنوان متغیر وابسته را به‌عنوان خروجی مدل در نظر گرفته شد. برای بیان بهتر این موضوع چند نمونه را در
جدول ۲ نشان داده‌شده است. به‌جای تاریخ‌های نوشته‌شده در جدول نرخ روش‌ها قرار می‌گیرد تا به‌عنوان ورودی به الگوریتم RVM داده شود. برای ارزیابی مدل‌ها از دو معیار ارزیابی بانام‌های میانگین مربعات خطا[۴۲] (MSE)، میانگین قدر مطلق خطا[۴۳] (MAE) استفاده‌شده است که با استفاده از روابط زیر محاسبه می‌گردند.

$$MSE = \frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}(y_i - d_i)^2 \qquad (۸)$$

$$MAE = \frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}|y_i - d_i| \qquad (۹)$$

که در روابط بالا d_i و y_i به ترتیب متغیر وابسته واقعی و متغیر وابسته پیش‌بینی‌شده توسط هر الگوریتم است و n تعداد نمونه‌ها و $\bar{d}$ میانگین متغیر وابسته واقعی را نشان می‌دهد. هرچقدر مقدار MSE و MAE نزدیک‌تر به صفر باشند، پیش‌بینی الگوریتم‌ها به واقعیت نزدیک‌تر است. معمولاً در پژوهش‌ها برای بررسی فرضیه‌ها از MSE استفاده

[40] Variance-covariance
[41] Historical
[42] Mean Squared Error
[43] Mean Absolute Error

می‌شود زیرا این معیار هم میانگین خطا و هم واریانس خطا را نشان می‌دهد و هرچقدر کوچک‌تر باشد، میانگین و واریانس خطا کمتر است.

جدول ۲. نمایش ورودی و خروجی مدل RVM
مأخذ: یافته‌های محقق

Table 2. Input and output of the RVM model - the Related method will be written instead of the dates. (Dates are in the solar calendar)
Source: Research findings

نمونه	متغیر مستقل														متغیر وابسته
۱	۹۳/۰۱/۰۱	۹۳/۰۱/۰۲	۹۳/۰۱/۰۳	۹۳/۰۱/۰۴	۹۳/۰۱/۰۵	۹۳/۰۱/۰۶	۹۳/۰۱/۰۷	۹۳/۰۱/۰۸	۹۳/۰۱/۰۹	۹۳/۰۱/۱۰	۹۳/۰۱/۱۱	۹۳/۰۱/۱۲	۹۳/۰۱/۱۳	۹۳/۰۱/۱۴	۹۳/۰۱/۱۶
۲	۹۳/۰۱/۰۲	۹۳/۰۱/۰۳	۹۳/۰۱/۰۴	۹۳/۰۱/۰۵	۹۳/۰۱/۰۶	۹۳/۰۱/۰۷	۹۳/۰۱/۰۸	۹۳/۰۱/۰۹	۹۳/۰۱/۱۰	۹۳/۰۱/۱۱	۹۳/۰۱/۱۲	۹۳/۰۱/۱۳	۹۳/۰۱/۱۴	۹۳/۰۱/۱۵	۹۳/۰۱/۱۷
۳	۹۳/۰۱/۰۳	۹۳/۰۱/۰۴	۹۳/۰۱/۰۵	۹۳/۰۱/۰۶	۹۳/۰۱/۰۷	۹۳/۰۱/۰۸	۹۳/۰۱/۰۹	۹۳/۰۱/۱۰	۹۳/۰۱/۱۱	۹۳/۰۱/۱۲	۹۳/۰۱/۱۳	۹۳/۰۱/۱۴	۹۳/۰۱/۱۵	۹۳/۰۱/۱۶	۹۳/۰۱/۱۸
۴	۹۳/۰۱/۰۴	۹۳/۰۱/۰۵	۹۳/۰۱/۰۶	۹۳/۰۱/۰۷	۹۳/۰۱/۰۸	۹۳/۰۱/۰۹	۹۳/۰۱/۱۰	۹۳/۰۱/۱۱	۹۳/۰۱/۱۲	۹۳/۰۱/۱۳	۹۳/۰۱/۱۴	۹۳/۰۱/۱۵	۹۳/۰۱/۱۶	۹۳/۰۱/۱۷	۹۳/۰۱/۱۹
۵	۹۳/۰۱/۰۵	۹۳/۰۱/۰۶	۹۳/۰۱/۰۷	۹۳/۰۱/۰۸	۹۳/۰۱/۰۹	۹۳/۰۱/۱۰	۹۳/۰۱/۱۱	۹۳/۰۱/۱۲	۹۳/۰۱/۱۳	۹۳/۰۱/۱۴	۹۳/۰۱/۱۵	۹۳/۰۱/۱۶	۹۳/۰۱/۱۷	۹۳/۰۱/۱۸	۹۳/۰۱/۲۰
۶	۹۳/۰۱/۰۶	۹۳/۰۱/۰۷	۹۳/۰۱/۰۸	۹۳/۰۱/۰۹	۹۳/۰۱/۱۰	۹۳/۰۱/۱۱	۹۳/۰۱/۱۲	۹۳/۰۱/۱۳	۹۳/۰۱/۱۴	۹۳/۰۱/۱۵	۹۳/۰۱/۱۶	۹۳/۰۱/۱۷	۹۳/۰۱/۱۸	۹۳/۰۱/۱۹	۹۳/۰۱/۲۱
۷	۹۳/۰۱/۰۷	۹۳/۰۱/۰۸	۹۳/۰۱/۰۹	۹۳/۰۱/۱۰	۹۳/۰۱/۱۱	۹۳/۰۱/۱۲	۹۳/۰۱/۱۳	۹۳/۰۱/۱۴	۹۳/۰۱/۱۵	۹۳/۰۱/۱۶	۹۳/۰۱/۱۷	۹۳/۰۱/۱۸	۹۳/۰۱/۱۹	۹۳/۰۱/۲۰	۹۳/۰۱/۲۲
۸	۹۳/۰۱/۰۸	۹۳/۰۱/۰۹	۹۳/۰۱/۱۰	۹۳/۰۱/۱۱	۹۳/۰۱/۱۲	۹۳/۰۱/۱۳	۹۳/۰۱/۱۴	۹۳/۰۱/۱۵	۹۳/۰۱/۱۶	۹۳/۰۱/۱۷	۹۳/۰۱/۱۸	۹۳/۰۱/۱۹	۹۳/۰۱/۲۰	۹۳/۰۱/۲۱	۹۳/۰۱/۲۳

۹	۹۳/۰۱/۰۹	۹۳/۰۱/۱۰	۹۳/۰۱/۱۱	۹۳/۰۱/۱۲	۹۳/۰۱/۱۳	۹۳/۰۱/۱۴	۹۳/۰۱/۱۷	۹۳/۰۱/۱۸	۹۳/۰۱/۱۹	۹۳/۰۱/۲۰	۹۳/۰۱/۲۱	۹۳/۰۱/۲۲	۹۳/۰۱/۲۳	۹۳/۰۱/۲۴
۱۰	۹۳/۰۱/۱۰	۹۳/۰۱/۱۱	۹۳/۰۱/۱۲	۹۳/۰۱/۱۳	۹۳/۰۱/۱۴	۹۳/۰۱/۱۷	۹۳/۰۱/۱۸	۹۳/۰۱/۱۹	۹۳/۰۱/۲۰	۹۳/۰۱/۲۱	۹۳/۰۱/۲۲	۹۳/۰۱/۲۳	۹۳/۰۱/۲۴	۹۳/۰۱/۲۵

۱۱ ماه اول هرسال به‌عنوان داده‌های آموزش به فرمتی مشابه جدول ۲ استفاده گردید. سپس نمونه‌های یازده ماه اول هرسال به‌عنوان داده‌های آموزش به فرم جدول ۲ در نظر گرفته شد و الگوریتم RVM با استفاده از این داده‌ها مدل خود را یاد بگیرد. برای داده‌های ارزیابی ماه آخر هرسال به‌عنوان داده ارزیابی در نظر گرفته‌شده است. در این سناریو فرض شد که اطلاعات درست و دقیق ۱۵ روز گذشته وجود دارد و روز ۱۶ام پیش‌بینی می‌شود. به‌عنوان‌مثال با استفاده از اطلاعات روز اول تا پانزدهم اسفندماه در سال ۱۳۹۳، روز شانزدهم را می‌توان توسط الگوریتم RVM پیش‌بینی کرد. درواقع این الگوریتم‌ها با استفاده از حافظه بلندمدت موجود درروند روش‌ها پارامترهای خود را یاد می‌گیرند و حال بررسی این موضوع است که آیا قدرت پیش‌بینی روش را برای یک روز بعد دارند؟

نتایج الگوریتم برای پیش‌بینی روش بوت استرپ، واریانس-کواریانس، تاریخی از انتهای سال ۱۳۹۰ تا انتهای سال ۱۳۹۶ در قالب سه زیر بخش پیش‌بینی روش بوت استرپ، پیش‌بینی روش تاریخی و پیش‌بینی روش واریانس -کوواریانس بیان می‌گردد. برای پیش‌بینی این سه متغیر از الگوریتم ماشین بردار ارتباطی استفاده‌شده است. در ماشین بردار ارتباطی از کرنل گوسی[44] زیر برای غیرخطی سازی استفاده‌شده است که در رابطه زیر تابع کرنل آن نشان داده‌شده است.

$$K\left(x_i, x_j\right) = \exp\left(-\frac{\left\|x_i - x_j\right\|^2}{2 \times \sigma^2}\right) \qquad (۱۰)$$

که مقدار $\sigma = 1.5$ است و x_i نشان‌دهنده متغیرهای مستقل انتخابی است. پس از آموزش مدل با استفاده از داده‌های آموزشی پارامترهای مدل ذخیره می‌گردد تا در مرحله ارزیابی از آن استفاده گردد.

[44] Cornell Gauss

۱-۶- پیش‌بینی روش Bootstrap

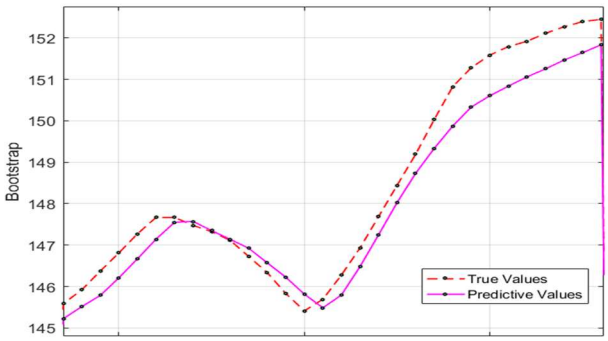
در **جدول ۳** میزان خطای MSE و MAE برای داده‌های آموزش و داده‌های ارزیابی برای الگوریتم RVM مشاهده می‌گردد.

جدول ۳. نتایج پیش‌بینی روش Bootstrap در مرحله آموزش و سناریو ارزیابی اول
مأخذ: یافته‌های محقق

Table 3. Predictive results of the Bootstrap method in the training phase and the first evaluation scenario
Source: Research findings

	مرحله یادگیری		مرحله ارزیابی-سناریوی اول	
	MAE	MSE	MAE	MSE
RVM	۰/۱۱۳۸	۰/۰۲٤	۰/۲٥٦۷	۰/۱۱۳٦

با توجه به خطای MAE الگوریتم می‌توان گفت الگوریتم قادر به پیش‌بینی روش بوت استرپ (با داشتن اطلاعات ۱۵ روز گذشته و پیش‌بینی روز ۱۶ ام) است. الگوریتم RVM یک مدل غیرخطی است و با انتقال داده‌ها از فضای ورودی به فضای ویژگی باعث غیرخطی شدن الگوریتم می‌شود. علت بررسی با خطای MAE این است که این خطا نشان‌دهنده میانگین قدر مطلق است و برای انسان نسبت به MSE که میانگین مجذور خطا است قابل‌درک‌تر است در **شکل ۳** یک بازه از این نمودار برای نمایش بهتر بزرگ‌نمایی شده است.



شکل ۳. بزرگ‌نمایی روش Bootstrap واقعی و پیش‌بینی نمونه‌های ارزیابی
مأخذ: یافته‌های محقق

Figure 3. Magnifying on the actual Bootstrap method and predicting evaluation examples
Source: Research findings

۲-۶- پیش‌بینی روش تاریخی[45]

با مقایسه مقادیر روش بوت استرپ و روش تاریخی می‌توان دید که این دو روش الگوی تغییرات یکسانی نسبت به یکدیگر ندارند. در **جدول ۴** میزان خطای MSE و MAE برای داده‌های آموزش و داده‌های ارزیابی برای الگوریتم RVM مشاهده می‌گردد.

جدول ۴. نتایج پیش‌بینی روش Historical در مرحله آموزش و سناریو ارزیابی اول

مأخذ: یافته‌های محقق

Table 4. Historical method prediction results in the training phase and the first evaluation scenario

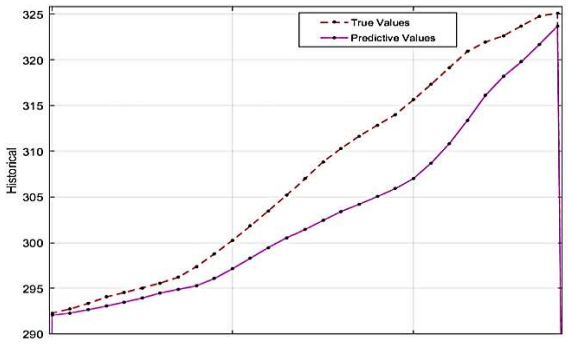
Source: Research findings

	مرحله یادگیری		مرحله ارزیابی-سناریوی اول	
	MAE	MSE	MAE	MSE
RVM	۰/۲۲٦٦	۰/۱۱۲٦	۰/۹۹۰٦	٤/۳۸۳۵

با توجه به خطای MAE الگوریتم می‌توان گفت الگوریتم قادر به پیش‌بینی روش تاریخی (با داشتن اطلاعات ۱۵ روز گذشته و پیش‌بینی روز ۱۶ ام) است ولی خطای آن نسبت به روش بوت استرپ بیشتر است. روش تاریخی واقعی در برابر روش پیش‌بینی‌شده برای الگوریتم RVM نشان داده‌شده است و در شکل ۴ یک بازه از این نمودار برای نمایش بهتر بزرگ‌نمایی شده است.

شکل ۴ نمودار مقدار روش تاریخی واقعی و پیش‌بینی‌شده نمونه‌های ارزیابی با سناریوی اول الگوریتم RVM.

[45] Historical



شکل ۴. بزرگ‌نمایی روش Historical واقعی و پیش‌بینی نمونه‌های ارزیابی

مأخذ: یافته‌های محقق

Figure 4. Magnification of the real Historical method and prediction of evaluation samples

Source: Research findings

۳-۶- پیش‌بینی روش واریانس -کوواریانس[46]

با مقایسه مقادیر روش بوت استرپ و روش واریانس -کوواریانس می‌توان دید که این دو روش تقریباً الگوی تغییرات یکسانی نسبت به یکدیگر دارند، تقریباً در رنج بازه روش (اعداد محور عمودی) در حدود ۲ واحد با یکدیگر تفاوت دارند. به همین علت نتایج به‌دست‌آمده تقریباً مشابه با پیش-بینی روش بوت استرپ برای پیش‌بینی روش واریانس -کوواریانس به دست آمد که در ادامه به بیان نتایج حاصله پرداخته می‌شود. در **جدول ۵** میزان خطای MSE و MAE برای داده‌های آموزش و داده‌های ارزیابی برای الگوریتم RVM مشاهده می‌گردد.

جدول ۵. نتایج پیش‌بینی روش Variance covariance در مرحله آموزش

مأخذ: یافته‌های محقق

Table 5. Prediction results of Variance covariance method in the training phase

Source: Research findings

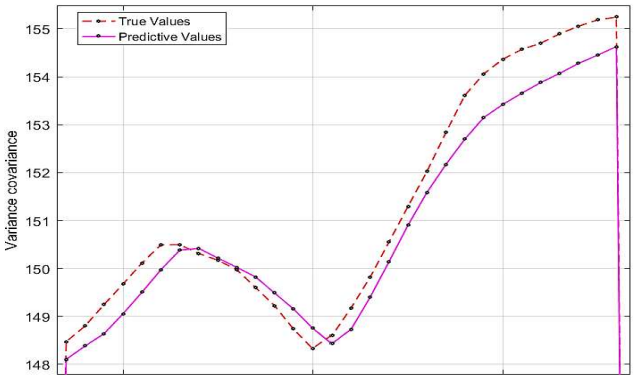
	مرحله یادگیری		مرحله ارزیابی-سناریوی اول	
	MAE	MSE	MAE	MSE
RVM	۰/۱۱۵۷	۰/۰۲۸۱	۰/۲۵۰۹	۰/۱۱۴۳

با توجه به خطای MAE الگوریتم می‌توان گفت الگوریتم قادر به پیش‌بینی روش واریانس -کوواریانس (با داشتن اطلاعات ۱۵ روز گذشته و پیش‌بینی روز ۱۶ ام) است و خطای مشابهی

[46] Variance covariance

نسبت به روش بوت استرپ دارد؛ و در شکل ۵ یک بازه از این نمودار برای نمایش بهتر بزرگ‌نمایی شده است.

شکل ۵ نمودار مقدار روش واریانس -کوواریانس واقعی و پیش‌بینی‌شده نمونه‌های ارزیابی با سناریوی اول الگوریتم RVM.



شکل ۵. بزرگ‌نمایی روش Variance covariance واقعی و پیش‌بینی نمونه‌های ارزیابی
مأخذ: یافته‌های محقق

Figure 5. Magnification of the actual Variance Covariance method and prediction of evaluation samples
Source: Research findings

جهت انتخاب روش مناسب جهت پیش‌بینی ارزش در معرض خطر با استفاده از الگوریتم هوش مصنوعی ارتباطی طبق داده‌های جدول ۶ با معیار MSE مشاهده می‌گردد که قدرت روش شبیه‌سازی بوت استرپ در پیش‌بینی ارزش در معرض خطر نسبت به سایر روش‌ها بیشتر بوده هرچند که روش پارامتریک با اختلاف بسیار جزئی در رتبه بعدی قرار می‌گیرد و روش تاریخی در رتبه آخر این طبقه‌بندی قرار می‌گیرد.

جدول ۶. خلاصه نتایج پژوهش

مأخذ: یافته‌های محقق

Table 6. Summary of research results

Source: Research findings

رتبه	مرحله ارزیابی RVM	روش
	MSE	
۱	۰/۱۱۳٦	محاسبه ارزش در معرض خطر - روش شبیه‌سازی بوت استرپ
۲	۰/۱۱٤۳	محاسبه ارزش در معرض خطر - پارامتریک
۳	٤/۳۸۳۵	محاسبه ارزش در معرض خطر- روش تاریخی

۷- نتیجه‌گیری و پیشنهادها

ریسک‌ها در سطح کلان دارای آثار فراگیر هستند و می‌توانند تأثیرات منفی را در کل بازار مالی برجای بگذارند. شناخت وابستگی‌های درونی و ارتباطات متقابل شرکت‌ها و توسعه معیارهای ریسک که افزایش وابستگی دنباله بازده شرکت‌ها را در طول بحران را پیش‌بینی نماید، از اهمیت زیادی برخوردار است. وجود چنین روش‌هایی، یک ابزار قدرتمند به‌منظور افزایش ثبات مالی آتی در اختیار تصمیم گیران قرار می‌دهد. این پژوهش بر آن بود تا تحلیل مقایسه‌ای جهت قدرت پیش‌بینی روش‌های ارزش در معرض خطر با روش هوش مصنوعی ارتباطی را بسنجد نتایج به‌دست‌آمده نشان می‌دهد قدرت روش شبیه‌سازی بوت استرپ در پیش‌بینی ارزش در معرض خطر نسبت به سایر روش‌ها بیشتر بوده، هرچند که روش پارامتریک (واریانس -کوواریانس) با اختلاف بسیار جزئی در رتبه بعدی قرار می‌گیرد و روش تاریخی در رتبه آخر این طبقه‌بندی قرار می‌گیرد.

نتایج این پژوهش با تحقیق بت‌شکن و همکاران (۱۳۹۷) (Botshekan et al., 2019) و ژانگ و همکاران (۲۰۱۸)، حمیدیان و همکاران (۱۳۹۷) (Hamidian et al., 2016)، راستگو و پناهیان (۱۳۹۷) ازلحاظ استفاده از الگوریتم‌ها مطابقت دارد. بت‌شکن و همکاران در تحقیق خود بیان کردند که تکنیک‌های پس آزمایی حاکی از نتایج قابل‌اتکای روش شبیه‌سازی مونت‌کارلو بر مبنای تحلیل مؤلفه‌های اساسی و روش مرسوم شبیه‌سازی مونت‌کارلو وبرتری این دو روش در مقایسه با روش ریسک متریکس است؛ همچنین بررسی زمان لازم برای محاسبه ارزش در معرض ریسک و ریزش مورد انتظار نشان‌دهنده سرعت بیشتر روش شبیه‌سازی مونت‌کارلو بر مبنای تحلیل مؤلفه‌های اساسی نسبت به روش

مرسوم شبیه‌سازی مونت‌کارلو است. ژانگ[۴۷] و همکاران (۲۰۱۸) (Zhang et al., 2018) در تحقیق خود به این نتیجه دست‌یافت که محاسبات برای پیش‌بینی نوسانات و برآورد ارزش در معرض خطر برای بازدهی شاخص ۳۰۰ در بورس چین (CIS300)، مؤید عملکرد بهتر GELM در کارایی و دقت نسبت به روش‌های مرسوم مانند GARCH بود. راستگو و پناهیان (۱۳۹۷) (Rastgoo & Panahian, 2018) در مقاله خود با عنوان طراحی و تبیین مدل برآورد ریسک سیستماتیک به روش فوق ابتکاری در بورس اوراق بهادار تهران؛ رویکرد تطبیقی مدل اقتصادسنجی و هوش مصنوعی نشان دادند که دقت پیش‌بینی مدل مبتنی بر هوش مصنوعی با ضریب همبستگی ۹۴ درصد به‌مراتب بالاتر از دقت پیش‌بینی مدل مبتنی بر اقتصادسنجی است.

با توجه به نتایج پژوهش می‌توان بیان کرد که روش هوش مصنوعی ارتباطی جهت پیش‌بینی ارزش در معرض خطر روزانه بورس اوراق بهادار تهران قابل‌اجرا بوده و همچنین روش نیمه پارامتریک بوت استرپ در محاسبه ارزش در معرض خطر، حافظه بلندمدت و قابلیت پیش‌بینی بهتری را نسبت به سایر روش‌ها دارد.

پیشنهاد می‌شود که فعالان و سرمایه‌گذاران و تحلیلگران در بورس اوراق بهادار جهت انجام پیش‌بینی‌های ارزش در معرض خطر روش نیمه پارامتریک بوت استرپ را انتخاب نمایند زیرا این روش دارای خطای کمتری بوده و می‌تواند در تصمیمات بهینه آنها کمک شایانی بکند.

پیشنهاد می‌شود سازمان بورس اوراق بهادار افشای ارزش در معرض خطر روزانه با روش بوت استرپ را الزامی کند تا سرمایه‌گذاران و فعالان در بازار سرمایه دید وسیع‌تری در انتخاب سبد سهامی خود داشته باشند همچنین استفاده از نرم‌افزارهای مکمل آنلاین برای محاسبات مانند هوش مصنوعی ارتباطی بر تصحیح خطای تصمیم‌گیری و حفظ دارایی‌های افراد کمک خواهد کرد.

پیشنهاد می‌شود که در پژوهش‌های آتی انواع روش‌های هوش مصنوعی در پیش‌بینی ارزش در معرض خطر استفاده و مقایسه گردند.

---

[47] Zhang, D.

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

Abdelghany, K. E. (2005). Disclosure of market risk or accounting measures of risk: an empirical study. *Managerial Auditing Journal*, *25*, 867-875.

Alexander, C. (2009). *Market risk analysis, value at risk models* (Vol. 4). John Wiley & Sons.

Angelidis, T., & Degiannakis, S. (2005). Modeling risk for long and short trading positions. *The Journal of Risk Finance*, *6*(3), 226-238.

Assaf, A. (2015). Value-at-Risk analysis in the MENA equity markets: Fat tails and conditional asymmetries in return distributions. *Journal of Multinational Financial Management*, *29*, 30-45.

Atefi, E., & Ranjbar, M. R. (2019). Estimation Value at Risk using by combining approach Exteme Value Theory and CIPRA at Tehran stock Exchange. *Financial Engineering and Portfolio Management, 38*(10), 375-394. dor:20.1001.1.22519165.1398.10.38.17.3 [in persian]

Barone-Adesi, G., Giannopoulos, K., & Vosper, L. (1999). VaR without correlations for nonlinear portfolios. *Journal of Futures Markets*, *19*, 583-602.

Barone-Adesi, G., & Giannopoulos, K. (2000). Non parametric Value-at-Risk techniques. myths and realities. *Economic Notes*, *30*(2), 167-181.

Bauwens, L., Hafner, C. M., & Laurent, S. (2012). *Handbook of volatility models and their applications* (Vol. 3). John Wiley & Sons.

Biek Khormizi, M., & Rafei, M. (2020). Modeling Value at Risk of Futures Contract of Bahar Azadi Gold Coin with Considering the Historical Memory in Observations Application of FIAPARCH-CHUNG Models. *Journal of Asset Management and Financing*, *8*(1), 57-82. doi: 10.22108/amf.2018.107307.1189 (in Persian)

Bijelic, A., & Ouijjane, T. (2019). Predicting Exchange Rate Value-at-Risk and Expected Shortfall: A Neural Network Approach.

Botshekan, M., Peymani, M., & Sadredin Karami, M. (2019). Estimate and evaluate non-parametric value at risk and expected shortfall based on principal component analysis in Tehran Stock Exchange. *Financial Management Perspective*, *8*(24), 79-102. dor: 20.1001.1.26454637.1397.8.24.4.2 (in Persian)

Butler, J., & Schachter, B. (1997). Estimating value-at-risk with a precision measure by combining kernel estimation with historical simulation. *Review of Derivatives Research*, *1*, 371-390.

Darabi, R., Vaghfi, S. H., & Salmanian, M. (2017). Relationship between social responsibility reporting with company value and risk for companies registered in Tehran Stock Exchange. *Valued and Behavioral Accountings Achievements*, *1*(2), 193-213.doi: 10.18869/acadpub.aapc.1.2.193 (in persian)

Ebrahimi, S. B., Aghaei, M., & Mohebbi, N. (2017). Estimating Portfolio Value-at-Risk and Expected Shortfall by Possibility and Necessity Theory. *Financial Research Journal*, *19*(2), 193-216.doi: 10.22059/jfr.2017.218621.1006298 (in persian)

Echaust, K., & Just, M. (2020). Value at risk estimation using the GARCH-EVT approach with optimal tail selection. *Mathematics*, *8*(1), 114.

Eqbalnia, M. (2008). Testing the value at risk model for forecasting and managing investment risk. *Business Management Perspectives*, *21*, 33-54.

Fallahshams, M., Naserpour, A., Saqafi, A., & Taqavifard, M. T. (2017). The Use of Incremental Value at Risk (IVaR) in Calculating Portfolio Risk Using “Before and After. *Strategic Management Thought*, *11*(2), 205-226. doi: 10.30497/SMT.2017.2159 (in persian)

Fallahshams, M. F., Naserpour, A., Saqafi, A., & Taqavifard, M. T. (2017). The Use of Incremental Value at Risk (IVaR) in Calculating Portfolio Risk Using “ Before and After" Approach. *Strategic Management Thought*, *11*(2), 205-226. doi: 10.30497/smt.2017.2159 (in persian)

Fereydoni, Farshid, Darabi, Roya, Anvar Rostami, Ali Asghar. (2020). Application of artificial intelligence algorithm in predicting profit smoothing. *Financial Accounting and Auditing Research*, 12 (45), 103-134. https://civilica.com/doc/1045483(in persian)

Ghaffari, F., Nikomram, H., & Zomordian, G. (2014). Study of the ability to explain neural network models in measuring the value at risk. *Journal of Financial Engineering and portfolio Management*, *5*(19), 19-38. dor: 20.1001.1.22519165.1393.5.19.2.5 (in persian)

Ghulam, Y., & Doering, J. (2017). Spillover effects among financial institutions within Germany and the United Kingdom. *Research in International Business and Finance*, *44*, 49-63.

Hamidian, M., Habibzadeh Baygi, S. J., Salmanian, M., & Vaghfi, S. H. (2016). The Systematic Risk Prediction of Listed Companies in Tehran Stock Exchange Using Ant Colony and LARS Algorithm. *Journal of Iranian Accounting Review*, *3*(10), 19-40. doi: 0.22055/jiar.2016.12732 (in persian)

He, K., Ji, L., Tso, G. K., Zhu, B., & Zou, Y. (2018). Forecasting exchange rate value at risk using deep belief network ensemble based approach. *Procedia computer science*, *139*, 25-32.

Heidari Haratmeh, M. (2019). Portfolio Optimization with CVaR under VG Process. *Financial Knowledge of Securities Analysis*, 12(41), 101-112. magiran.com/p1959212 (in persian)

Joaquin, D. C. (2016). On animal spirits and economic decisions: Value-at-Risk and Value-within-Reach as measures of risk and return. *The Quarterly Review of Economics and Finance*, *60*, 231-233.

Jorion, P. (2000). Value at Risk: The New Benchmark for Managing Financial Risk. *European financial management*, *6*(3), 277-300.

Kachecha, C., & Strydom, B. (2011). *Using Accounting Data as a Measure of Systematic Risk*.

Mohammad Zadeh, A., & Masoud Zadegan, S. (2017). Forecasting Daily Volatility and Value at Risk with High Frequency Data. *Journal of Development & Evolution Mnagement*, *1395*(27), 63-74. available at: https://civilica.com/doc/792026(in persian)

Nabavi Chashmi, S. A., Ghanbari Memeshi, E., & Memarian, E. (2018). Value at Risk in Tehran Stock Exchange using Non-parametric and parametric Approaches. *Business Management*, *46*, 252-272.available at: magiran.com/p2149817 (in persian)

Naderi Nooreini, M. M. (2018). The Best Methodology of Estimation of Value-at-Risk in Iranian Mutual Funds. *Journal of Asset Management and Financing*, *6*(1), 159-180.doi: 10.22108/AMF.2017.21353 (in persian)

Narimani, R., Hakimipour, N., & Rezaei, A. (2013). Application of artificial neural network method and conditional heterogeneity variance models in calculating the risk value. *Financial Economics*, *7*(24), 101-137.dor: 20.1001.1.25383833.1392.7.24.4.9 (in persian)

Patton, A. J., Ziegel, J. F., & Chen, R. (2019). Dynamic semiparametric models for expected shortfall (and value-at-risk). *Journal of econometrics*, *211*(2), 388-413.

Paytakhti Oskooe, S. A., Hadipour, H., & Aghamiry, H. (2019). The Stock Optimal Portfolio using value at risk: Evidence from Tehran Stock Exchange. *Empirical Studies in Financial Accounting*, *15*(61), 157-178.

Pritsker, M. (2006). The hidden dangers of historical simulation. *Journal of Banking & Finance*, *30*(2), 561-582.

Raghfar, H., & Ajorlo, N. (2016). Calculation of Value at Risk of Currency Portfolio for a Typical Bank by GARCH-EVT-Copula Method. *Iranian Journal of Economic Research, 21*(67), 113-141. doi: https://doi.org/10.22054/ijer.2016.7238

Rahnamarodposhti, F., Ghandehari, S., & Sharareh. (2015). Estimating of value at risk - based risk assessment on the performance evaluation of active portfolio management in tehran stock exchange. *Financial engineering and portfolio management*, 6(24), 91.dor: 20.1001.1.22519165.1394.6.24.6.6 (in persian)

Rastgoo, N., & panahian, h. (2018). Designing and Explaining the Systematic Risk Estimation Model using metaheuristic Method in Tehran Stock Exchange: Adaptive Approach to the Model of Econometrics and Artificial Intelligence. *Financial Engineering and Portfolio Management, 35*(9), 19-49. doi:20.1001.1.22519165.1398.10.41.11.3 [in persian]

Rezagholizadeh, M., elmi, Z., & mohammadi majd, S. (2023). The Effect of Financial Stress on the Stock Return of Accepted Industries in Tehran Stock Exchange. *Quarterly Journal of Quantitative Economics (JQE)*, *20*(1), 32-73. doi: 10.22055/jqe.2021.35405.2284

Sajjad, R., & Taherifar, R. (2016). Confidence interval Calculation & Evaluating Markov regime switching Precision for Value-at-Risk Estimation: A Case Study on Tehran Stock Exchange Index (TEDPIX). *Financial Research Journal,* 18(3), 461-482. doi: 10.22059/jfr.2016.62451 (in persian)

Salehi, M., Mousavi Shiri, M., & Ebrahimi Swizi, M. (2014). The information content of declared dividends per share and predicted earnings per share in explaining abnormal stock return. *21*(6), 117-140. dor: 20.1001.1.23830379.1393.6.21.5.5 (in persian)

Sener, F., Bas, C., & Ikizler-Cinbis, N. (2012). On recognizing actions in still images via multiple features. European Conference on Computer Vision,

Shafiee, A., Abdoh, T. H., Raei, R., & Falahpor, S. (2019). Estimation of Value at Risk with Extreme Value Theory approach and using Stochastic Differential Equation. 10(40), 325-348.dor: 20.1001.1.22519165.1398.10.40.15.5 (in persian)

Talibnia, G., & Ahmadi Nezamabadi, F. (2010). Investigating the Predictive Power of the Famav French (F&F) Three-Factor Model and the Value at Risk (VaR) Model in Selecting the Optimal Stock Portfolio of Companies Listed on the Tehran Stock Exchange. *Journal of Management Accounting*, *3*(6), 49-62. available at: https://sanad.iau.ir/Journal/jma/Article/816531 (in persian)

Taylor, J. W. (2020). Forecast combinations for value at risk and expected shortfall. *International Journal of Forecasting*, *36*(2), 428-441.

Tehrani, R., Mohammadi, S., & Porebrahimi, M. (2011). Modeling and forecasting the volatility of Tehran Exchange Dividend Price Index (TEDPIX). *Financial Research Journal*, *12*(30), 23-36 dor: 20.1001.1.10248153.1389.12.30.1.1 (in persian)

Tipping, M. E. (2000). The relevance vector machine. Advances in neural information processing systems, Exchange. *Quarterly Journal of Quantitative Economics (JQE),* 19(4), 43-78.

Torki, L., Esmaeli, N., & 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. doi: 10.22055/jqe.2021.33186.2240 (in persian)

Zhang, D., Sikveland, M., & Hermansen, Ø. (2018). Fishing fleet capacity and profitability. *Marine Policy*, *88*, 116-121. Doi: https://doi.org/10.1016/j.marpol.2017.11.017

فصلنامه ی اقتصاد مقداری (بررسیهای اقتصادی سابق) تابستان ۱۴۰۳ ۲۱(۲) ۷۴-۳۴

فصلنامه ی اقتصاد مقداری

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

تأثیر تمرکززدایی مالی بر کارایی ارائه خدمات بهداشتی در استان‌های ایران طی سال‌های ۱۳۸۵-۱۳۹۵: رویکرد اقتصادسنجی فضایی

مریم خداوردی سامانی*، محمدعلیزاده** و محمد حسن فطرس***

*دانشجوی دکتری اقتصاد، دانشکده علوم اداری و اقتصاد، دانشگاه لرستان، خرم آباد، ایران.
** دانشیار اقتصاد، دانشکده علوم اداری و اقتصاد، دانشگاه لرستان، خرم آباد، ایران. (نویسنده ی مسئول)
*** استاد تمام اقتصاد، گروه اقتصاد، دانشگاه بوعلی همدان، همدان، ایران.

اطلاعات مقاله

تاریخ دریافت: ۷ بهمن ۱۳۹۹
تاریخ بازنگری: ٤ خرداد ۱٤۰۰
تاریخ پذیرش: ۵ تیر ۱٤۰۰

طبقه‌بندیJEL: D60، I30، N60

واژگان کلیدی:
تمرکززدایی مالی، کارایی خدمات بهداشتی، اقتصاد سنجی فضایی

ارتباط با نویسنده (گان) مسئول:
ایمیل:
Alizade_176@yahoo.com
0000-0001-8413-4580

آدرس پستی:
خرم اباد ، کیلومتر ۵ جاده خرم آباد، دانشگاه لرستان

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

اجرای تمرکززدایی مالی باهدف بهبود فرآیندهای مدیریتی و انتقال مدیریت منابع و انجام مخارج، از دولت مرکزی به دولت‌های محلی یکی از عوامل بهبود کارایی خدمات عمومی ازجمله خدمات بهداشتی مطرح می‌شود. بر این اساس هدف پژوهش حاضر بررسی تأثیر شاخص‌های تمرکززدایی مالی بر کارایی ارائه خدمات بهداشتی در استان‌های ایران به روش اقتصادسنجی فضایی طی سال‌های ۱۳۸۵-۱۳۹۵است. در پژوهش حاضر رویکرد دو مرحله‌ای اتخاذشده است: در مرحله اول ضرایب کارایی در بخش بهداشت از طریق روش تحلیل مرزی تصادفی برآورد میشود. در مرحله دوم برای بررسی اثر تمرکززدایی مالی بر ضرایب برآورد شده کارایی از روش سنجی فضایی استفاده می‌شود. نتایج نشان میدهد که رابطه غیرخطی بین تمرکززدایی و کارایی وجود دارد و بنابراین مقدار بهینه‌ای برای تمرکززدایی می‌توان به دست آورد. به‌بیان‌دیگر تمرکززدایی مالی بیش از مقدار بهینه تأثیری معکوس بر کارایی خدمات بهداشتی خواهد داشت. درواقع سطوح اولیه تمرکززدایی مالی تأثیر مثبت بر کارایی دارد اما پس از عبور از نقطه ماکزیمم، افزایش تمرکززدایی مالی به منجر کاهش کارایی ارائه خدمات بهداشت عمومی می‌شود. مقدار بهینه تمرکززدایی مخارجی و درآمدی به ترتیب ۷/۷۵ و ٤٤/۳٦ برآورد شده است. همچنین شاخص رفاه و تراکم نسبی جمعیت، تأثیر مثبت بر کارایی خدمات بهداشتی دارد و اندازه دولت و نرخ باسوادی رابطه منفی با کارایی ارائه خدمات بهداشتی دارند. تأثیر مجاورت فضایی بین استان‌های کشور بر کارایی خدمات بهداشت مثبت و معنی‌دار بود.

ارجاع به مقاله:
خداوردی سامانی، مریم.، علیزاده، محمد و فطرس، حسین. (۱۴۰۳). تاثیر تمرکززدایی مالی بر کارایی ارائه خدمات بهداشتی در استان های ایران طی سال‌های ۱۳۸۵-۱۳۹۵: رویکرد اقتصادسنجی فضایی. *فصلنامه‌ی اقتصاد مقداری (بررسی های اقتصادی سابق)*، ۲۱(۲)، ۷۴-۳۴.

10.22055/jqe.2021.36482.2333

© 2024 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)

۱- مقدمه

نظام سلامت یکی از بخش‌های عمده هر کشوری است که تاثیر زیادی بر توسعه کشور دارد، کشورهای توسعه یافته، موفق‌ترین خدمات خود را در بهینه سازی و ارائه خدمات بهداشتی و درمانی مناسب می‌دانند، چرا که اگر در کشور یا جامعه ای مساله بهداشت به درستی حل و فصل نشود سبب نارضایتی وسیع جامعه می‌گردد. سیستم مراقبت‌های بهداشتی باید دسترسی به مراقبت‌های بهداشتی با کیفیت خوب و قیمت مناسب را به

بیمارانی که به آن نیاز دارند تضمین کنند. بنابراین بررسی کارایی سیستم‌های بهداشتی یکی از مشغله‌های اصلی سیاستگذاران و مدیران بهداشتی است. ناکارآمدی در سیستم بهداشتی ممکن استفاده منابع را از سایر بخش‌های تولیدی اقتصاد از جمله خدمات عمومی مانند آموزش، که در آن منابع می تواند به طور موثر استفاده شود منحرف کند. سازمان بهداشت جهانی (۲۰۰۰) بهداشت را حق همه افراد دانسته است و تاکید به کارایی سیستم بهداشتی دارد. بررسی‌ها نشان می‌دهد که بیش از نیمی از منابع ملی بهداشتی در کشورهای مختلف به هدر می‌روند و در کشورهای توسعه نیافته، منابع محدود به صورت ناکارامد مصرف می‌شوند (Que, Zhang & Liu, 2018). در کشورهای توسعه یافته که بیش از ۸ درصد تولید ناخالص ملی را صرف بهداشت می‌کنند، سالانه رقم قابل توجهی از آن تلف می‌شود. بنابراین توزیع مناسب تسهیلات بهداشتی و استفاده کارا از این امکانات بسیار مهم و حیاتی است. راه کارهای بسیاری برای افزایش کارایی سیستم بهداشتی ارائه شده است. یکی از این سیاست‌ها تمرکززدایی مالی در بخش بهداشت و درمان است (Wang & Tao, 2019).

تمرکززدایی مالی به‌عنوان انتقال تصمیمات مالی تعریف می‌شود که مسئولیت برنامه‌ریزی و مدیریت وظایف عمومی از دولت مرکزی به دولت محلی را دارد (Ahmed, M., and Lodhi, A. S., 2013). دولت مرکزی برای مقابله با شکست بازار وظیفه ارائه کالاها و خدمات عمومی را بر عهده دارد، اما به دلیل تمرکزی که دولت مرکزی در ارائه کالاها و خدمات عمومی دارد، ناکارا عمل می‌کند، به همین دلیل دولت‌های محلی با به عهده گرفتن ارائه کالاها و خدمات عمومی محلی تشکیل‌شده‌اند. دولت مرکزی می‌تواند با دادن اختیارات بیشتر درزمینه‌های سیاسی، مالی، اداری موجب افزایش کارایی در ارائه کالاها و خدمات عمومی محلی شود (Abdur, R., Khan, A. A., Sher, A., Ghulam Yahya, 2017).

مطابق با تئوری‌های اقتصادی، تمرکززدایی ارتباط تنگاتنگی با افزایش کارایی دارد و از همین‌جاست که تشکیل دولت‌های محلی برای اداره امور محلی و ارائه کالاها و خدمات عمومی توصیه می‌شود.یکی از مشکلات مدیریت متمرکز ناتوانی در شناخت ترجیحات است. راه‌حل اقتصاد برای تولید کالاهای خصوصی مکانیزیم قیمت است اما در ارتباط با کالای عمومی که بخش خصوصی با شکست مواجه می‌شود یک راهکار تمرکززدایی است. در سال‌های اخیر، و در پاسخ به ناتوانی دولت‌ها در ارائه کالاها و خدمات عمومی، کشورهای زیادی در سراسر جهان از تمرکززدایی استفاده کرده‌اند. این روش، راهی برای

کاراترکردن، پاسخگوکردن و مسئولیت پذیرتر کردن دولت محسوب می‌شود. این منافع تمرکززدایی، حامیان زیادی جلب کرده است، که از دولت‌های کوچک، بازارهای آزاد، و رویکرد پایین به بالا حمایت می‌کردند، و در عین حال، خصوصی سازی به عنوان راهی برای توسعه تمرکززدایی معرفی شد .دولت‌های محلی کارایی بیشتری در هزینه کردن مالیات‌ها از طریق برآوردن ترجیحات شهروندان دارند. قضیه تمرکززدایی اوتیس[1]۱۹۹۳ در اقتصاد بخش عمومی از همین نوع است. ایده اساسی این قضیه این است که دولت‌های محلی به دلیل نزدیکی بیشتر با شهروندان توانایی بیشتر در شناخت ترجیحات دارند. یکی از مهم‌ترین منافع تمرکززدایی مالی، افزایش کارایی است که بر پایه «فرضیه گوناگونی» و یا «قضیه تمرکززدایی» بنانهاده شده است. بر این اساس، تولید سطوح یکسان کالاها و خدمات عمومی در همه محل‌ها، به‌طورکلی ناکارا است (Oates, 1993)؛ زیرا ترجیحات مصرف‌کنندگان برای یک کالا یا خدمت معین متفاوت است. ازاین‌رو، دولت‌های محلی با توجه به نزدیکی مردم هر منطقه، نسبت به دولت مرکزی بهتر می‌توانند سلایق و خواسته‌های مصرف‌کنندگان را تشخیص داده و منافع عمومی را به‌صورت کاراتر تخصیص دهند(Martinez-Vazquez, 2003). تمرکززدایی مالی بر انتقال مسئولیت‌ها از دولت مرکزی به دولت‌های محلی همراه با پاسخگویی در آن‌ها دلالت دارد؛ ازاین‌رونه‌تنها برای دولت‌های محلی انگیزه‌ای ایجاد می‌شود که ترجیحات ساکنان مناطق را در نظر بگیرند، بلکه با ایجاد نوآوری‌ها و زمینه‌های خلاقیت در تولید کالاها و خدمات عمومی، هزینه‌های تولید را کاهش و کیفیت آن‌ها را افزایش دهد (Bossert & Mitchell, 2011).

اعتقاد داردکه دولت‌های محلی انتخاب‌شده با اختیارات مالی واداری مجاز، قادر به انجام بهتر برنامه‌ریزی و ارائه خدمات عمومی با کارایی بیشتر هستند تا یک دولت مرکزی دورافتاده. در حمایت از این استدلال (Smith, 1985) و (Manore, 1999) تمرکززدایی مالی را به‌عنوان یک ابزار سیاسی مؤثر که می‌تواند در حل مسائلی مانند نابرابری منطقه‌ای، عدم انسجام، کاهش فقر و بی‌ثباتی سیاسی کمک کند در نظر می‌گیرند. طرفداران تمرکززدایی مالی ادعا می‌کنندکه کیفیت و کمیت ارائه خدمات اجتماعی مانند بهداشت و آموزش‌وپرورش را افزایش می‌دهد.(Oates, 2002) بر این باورند

[1] Oteas

که ارائه خدمات کلیدی مانند آموزش و بهداشت توسط دولت‌های استانی باعث افزایش بهره‌وری می‌شود.

با این وجود تمرکززدایی مالی همیشه در بهبود خدمات مؤثر نبوده است دولت‌های محلی ممکن است به علت عدم تخصیص درآمد متناسب، دسترسی ناکافی به بازارهای مالی و عدم وجود ظرفیت‌های اداری لازم از سوی مقامات محلی ناکارا عمل کنند. عده‌ای نیز معتقدند که تمرکززدایی اقتصاد مقیاس را منحرف می‌کند، فساد را ترویج می‌دهد و جذب نخبگان در سطح ملی را افزایش می‌دهد. در صورت تمرکززدایی بیشتر، کارایی در بخش سلامت و آموزش‌وپرورش بدتر خواهد شد. تأثیر تمرکززدایی در بخش سلامت به علت پیچیدگی‌هایی مانند فقدان مقیاس اندازه‌گیری، گرایش دولت‌های محلی در ارائه درمان‌های پرهزینه پزشکی موردنقد است. اقتصاددانانی همچون (Oates, 2002) ناهمگونی در ذائقه‌ها و اثرات جانبی کالاهای عمومی را از طریق مدل‌هایی بررسی می‌کنند که در آن‌ها دولت محلی می‌تواند بروندادها را با ذائقه‌های محلی تطبیق دهد، درحالی‌که دولت مرکزی یک سطح مشترک از کالاهای عمومی را برای همه مردم تهیه می‌نماید؛ بنابراین، دولت‌های شبه ملی که به شهروندان نزدیک‌تر هستند، می‌توانند بودجه‌ها را به شیوه‌ای با ترجیحات محلی هماهنگ سازند که به بهترین شکل منجر به ارائه خدمات عمومی شودبه‌طوری‌که سازگاری بیشتر و پاسخگویی بهتری در برابر ترجیحات جامعه داشته باشد. تمرکززدایی ابزاری برای دستیابی به تقاضاهای بسیار ناهمگنی است که ممکن است از طرف دولت‌های محلی مختلف مطرح شوند.(Tiebout, 1956)

در این راستا آنچه به‌عنوان پرسش اساسی این پژوهش مطرح می‌شود آن است که آیا اعمال سیاست تمرکززدایی مالی بر کارایی ارائه خدمات بهداشتی در ایران مؤثر است. در خصوص تأثیرتمرکززدایی بر خدمات عمومی بهداشت و سلامت پژوهش‌های اندکی صورت گرفته است که دراکثر پژوهش‌های صورت گرفته از نرخ مرگ‌ومیر کودکان زیر پنج سال و یا از نرخ امید به زندگی برای نشان دادن شاخص سلامت استفاده‌شده است . در واقع اکثر مطالعات صورت گرفته در ایران در زمینه تاثیر تمرکززدایی بر رشد اقتصادی، رفاه، فساد و سایر متغییرهای اقتصادی که هیچکدام به بررسی کارایی نپرداخته اند در حالی که ایده اصلی تمرکززدایی افزایش کارایی خدمات است بنابراین در این پژوهش در مرحله اول ضرایب کارایی در بخش بهداشت از طریق روش تحلیل مرزی

تصـادفی[2] برآورد می‌شـود. در مرحله دوم اثر تمرکززدایی بر ضـرایب برآورد شـده از روش سـنجی فضـایی تخمین زده می‌شـود؛که در مطالعات انجام‌شـده در این خصـوص تحلیل فضایی اثر تمرکززدایی برکارایی ارائه خدمات عمومی کمتر صورت گرفته است. این پژوهش به لحاظ روش و متغیر مورد استفاده با پژوهش های صورت گرفته متفاوت است.

۲- مبانی نظری

تمرکززدایی مالی به معنای انتقال مسئولیت‌های مالی از دولت مرکزی به دولت‌های محلی است . تحت تمرکززدایی مالی ، دولت‌های محلی سطوح مختلفی از کالاهای عمومی را ارائه می‌دهند که متناسـب با نیازها و ترجیحات مصـرف‌کنندگان محلی اسـت (Oates , 1972). ازجمله وظایف دولت تثبیت، توزیع و تخصیص است و ایده تمرکززدایی از مشکل تخصیص ناشـی می‌شـود. دولت در تشـخیص نیازهای عمومی و ارائه راه‌حل‌های بهینه برای برآوردن کارآمد آن‌ها ناتوان اسـت (Musgrave, 1959). اوتیس اسـتدلال می‌کند زمانی میتوان به بهره‌وری اقتصـادی دسـت‌یافت که مقررات دولتی متناسـب با ترجیحات جامعه توسـط هر مقام محلی تنظیم شـــود. مقامات محلی تمایل دارند که اطلاعات بهتری در مورد شـــرایط منطقه‌ای خود داشـــته باشـــند این مقامات می‌توانند اطلاعات دقیقی در مورد ترجیحات جامعه و شـرایط هزینه کسـب کنند. بنابراین سـیاسـت‌گذاران محلی دانش بیشـتری برای اجرای سیاست‌های خود دارند. بنابراین تمرکززدایی منجر به انتخاب پروژه‌های بهتر می‌شود که با شـــرایط محلی مطابقت دارند و ترجیحات عمومی را در برمی‌گیرند. و افزایش درآمد محلی نمایندگان را به مردم پاسـخگو می‌کند. دولت‌های محلی مخارج عمومی را نسـبت به بخش‌هایی که نیاز به توجه بیشتری دارند هدایت می‌کنند. در این زمینه بخش بهداشت و درمـان یکی از بخش‌هـای مهم برای بررســـی تـأثیرات تمرکززدایی اســـت. در ادامـه بـه مکانیسم‌های اثرگذار تمرکززدایی بر بخش بهداشت اشاره می‌شود(Oates , 1972).

[2] stochastic frontier analysis (SFA)

۱-۲- ارتباط بین تمرکززدایی و اثرات آن بر بخش بهداشت

۲-۱-۲- مکانیسم یک- رأی‌دهی با پاها[3]

این مکانیسم نامش از تحقیق تایبوت ۱۹۵۶برگرفته‌شده است، وی به‌صورت نظری نشان داده است که تمرکززدایی چگونه موجب ایجاد کارایی می‌شود. وی استدلال کرده است که افراد در قلمرو محلی به سطوح مختلف کالاهای عمومی (برای مثال خدمات دولتی) و قیمت‌های مختلفی که در آن عرضه می‌شوند (مانند نرخ مالیات) از طریق سیستم رأی‌دهی با پا، پاسخ می‌دهند (حرکت از یک قلمرو محلی به دیگری برای حداکثرسازی مطلوبیت فردی). تایبوت استدلال کرد که انتخاب آن‌ها در مورد مکان زندگی، منجر به حفظ کالاهای عمومی محلی مطابق با سلایق افراد مقیم و درنتیجه تبدیل جامعه به جوامع بهینه می‌شود (Abimbola, 2019).

با این وجود، درحالی‌که این نظریه بر کارایی به مفهوم تبدیل‌شدن جوامع براساس توانایی پرداخت تأکید دارد، اما برابری را نادیده می‌گیرد؛ بنابراین این مکانیسم براساس توزیع ثروت بین قلمروها ایجادشده است و سرمایه مهم‌ترین نتیجه مرتبط با آن است. رأی‌دهی با پا، نشان می‌دهد که تمرکززدایی چگونه می‌تواند به‌عنوان عامل مداخله موجب تشدید یا از بین بردن نابرابری‌های موجود در توزیع افراد، منابع و نتیجه در یک قلمرو شود (تمرکززدایی به‌عنوان یک پدیده محسوب می‌شود) درنهایت منجر به افزایش حرکت منابع بین قلمروهای محلی مختلف خواهد شد (همان منبع).

۳-۱-۲- مکانیسم دو- نزدیک به کف[4]

مفهوم نزدیک به کف، نشان می‌دهد که چگونه نزدیک بودن حاکمیت به افراد که با انتقال مسئولیت‌ها یا وجود مسئولیت‌ها در سطوح محلی اتفاق میافتد اجازه استفاده بهتر از طرح‌ها واطلاعات را می‌دهد و پاسخگویی محلی را نیز افزایش می‌دهد. این مکانیسم مسئولیت‌پذیری را افزایش نمی‌دهد، بلکه پاسخگویی محلی و بازخورد در تصمیم‌گیری را افزایش می‌دهد. این نزدیکی موجب تسهیل تبادل اطلاعات می‌شود و بنابراین امکان ایجاد

[3] Vote with their feet

[4] Close to ground

قوانین مناسب، تغییر آن‌ها در پاسخ به واقعیت‌های موجود، نظارت و اجرای قوانین با هزینه کمتر در مقایسه بازمانی که حاکمیت از فاصله دورتری اعمال می‌شود را می‌دهد. مکانیسم نزدیکی به کف، نظریه عدم تقارن اطلاعاتی در روابط خدمات بهداشتی را مطرح می‌کند(Arrow, 1963) . عدم تقارن اطلاعاتی نه‌تنها در تعامل بین بیماران و ارائه‌کنندگان خدمات در سطوح عملیاتی وجود دارد، بلکه در تعامل بین عاملان سطوح دیگر حاکمیت و سطوح عملیاتی آن‌ها نیز وجود دارد. دامنه عدم تقارن اطلاعاتی به فاصله بین فعالیت حاکمیتی جمعی و مشروط و سطوح عملیاتی که تصمیمات روزانه جوامع و تسهیلات بهداشتی در آن‌ها اخذ می‌شود، وابسته است Abimbola, S., Leonard Baatiema5 and Maryam Bigdeli(2019).

۴-۱-۲- مکانیسم سه- نظارت بر ناظران[5]

نظارت بر ناظران، نشان‌دهنده روابط مسئولیت‌پذیری جمعی بین سطوح حاکمیتی است که با تمرکززدایی چند برابر می‌شود. این مکانیسم نشان می‌دهد که هر یک از سه سطح حاکمیت نهادی، جمعی و عملیاتی چگونه نظارت می‌کنند و به دو سطح دیگر پاسخ می‌دهند و حلقه نظارت نزدیکی نیز ایجاد می‌شود؛ وبه‌صورت ایدهآل هیچ نهاد حاکمیتی بدون نظارت باقی نمی‌ماند. این مکانیسم نام خود را از عبارت لاتین شاعر رومانیایی جونال برگرفته است یعنی چه کسی بر نگهبانان نظارت می‌کند؟ یا چه کسی بر ناظران نظارت می‌کند؟و مفهوم آن این است که هر عامل حاکمیتی باید در برابر عوامل دیگر در همان سطح حاکمیتی (برای مثال بین مدیران اجرایی وقانون‌گذاران) یا سطوح مختلف حاکمیتی (برای مثال بین گروه‌های اجتماعی و دولت‌ها) پاسخگو باشد.(Hurwicz, L 2008). نکته قابل‌ذکر این است که مراکز چندگانه حاکمیت نیز به‌عنوان پشتیبانی برای تضمین یا جبران کمبودهای ناشی از نقاط ضعف در یک یا چند سطح حاکمیت دیگر فعالیت می‌کنند.

درنهایت استدلال کلی برای تمرکززدایی خدمات درمانی این است که مشارکت محلی بیشتر در سیاست بهداشتی و پاسخگویی می‌تواند منجر به بهبود کمیت (ازجمله پوشش) و کیفیت خدمت گردد. درنهایت تمرکززدایی از طریق مکانیسم‌های زیر به کارایی ارائه خدمات بهداشتی می‌تواند کمک کند:

[5] Watching the watchers

- ایجاد خدمات بهداشتی که با ترجیحات محلی سازگارتر است.
- کسب موفقیت بیشتر در پیاده‌سازیبرنامه‌های بهداشتی. به‌عبارت‌دیگر، نظارت و ارزیابی روزانه که برای پیاده‌سازی ضروری هستند، به‌احتمال بیشتری تحت پاسخگویی محلی موفق خواهند بود.
- کاهش نابرابری‌ها بین نواحی شهری و روستایی و بین مناطق قابل‌دسترس و منزوی کشور. فرض بر آن است که این به‌واسطه مجاورت و پاسخگویی دولت‌ها و تدارک دهندگان محلی به نیازهای مردم محلی رخ می‌دهد؛ معمولاً، در کشورهای فقیرتر، نواحی روستایی محروم‌تر از نواحی شهری هستند.
- هزینه‌های پایین‌تر به‌واسطه برنامه‌های هدفمندتر. این استدلال فرض می‌کند که خدمت رسان‌های محلی معمولاً اطلاعات بهتری در مورد جمعیت محلی دارند تا منابع را بهتر به گروه‌های درآمدی فقیرتر اختصاص دهند.
- ایجاد نهادهای تصمیم‌گیری محلی در خانه‌های بهداشت که منجر به بهبود کارایی تصمیم‌گیری واحدهای بهداشتی محلی می‌شود.
- تمرکززدایی باعث می‌شود که خدمات به استفاده‌کنندگان نزدیک‌تر شود و درنتیجه، دسترسی به خدمات و داروها و تجهیزات راحت‌تر صورت گیرد.

۳- پیشینه پژوهش

۳-۱- مطالعات داخلی

گلخندان (۱۳۹۶)، در مقاله خود تحت عنوان تأثیر تمرکززدایی مالی بر شاخص‌های سلامت در ایران با استفاده از داده‌های سری زمانی ۱۳۷۱-۱۳۹۳ به بررسی رابطه بلندمدت بین شاخص‌هایسلامت (نرخ امید به زندگی و نرخ مرگ‌ومیر نوزادان)، شاخص‌های تمرکززدایی مالی،درآمد سرانه و سرانه پزشک پرداخته است.وی برای بررسی این موضوع از آزمون هم جمعی پارک و روش رگرسیون هم جمعی کانونی (CCR) استفاده کره است. نتایج نشان می‌دهد تمرکززدایی مالی شاخص‌های سلامت را در بلندمدت بهبود می‌بخشد. طبق محاسبات انجام‌شده تمرکززدایی به‌طور متوسط نرخ امید به زندگی را در بلندمدت ۰/۱٤ درصد افزایش و نرخ مرگ‌ومیر نوزادان را در بلندمدت ۰/۲۱ درصد کاهش می‌دهد (Golkhandan, 2017).

نقیبی و همکاران (۱۳۹۵)، در مطالعه خود تحت عنوان اثرات تمرکززدایی مالی بر شاخص توسعه انسانی به بررسی این موضوع پرداخته‌اند. آنان با استفاده از روش (ARDL) و طی سال‌های ۱۳۷۱-۱۳۹۱ برای کشور ایران پرداخته‌اند. نتایج نشان می‌دهد تمرکززدایی مالی بر شاخص توسعه انسانی تاثیر معنی دار و مثبت دارد. از این رو مهمترین توسعه سیاست گذاری این تحقیق آن است که دولت با سیاست‌های اقتصادی و اختصاصی بودجه و توانمند سازی نیوروی انسانی و ارتقا سطح آموزش و بهداشت، موجبات توسعه پایدار و برابری توزیع درآمد و رفاه را در جامعه فراهم نماید (Naqibi & Tanhaei Dilmaghani, 2016).

صادقی و همکاران (۱۳۹٤)، در مطالعه خود تحت عنوان تاثیر تمرکززدایی مالی بر رشد و توزیع درامد در مناطق مختلف ایران به بررسی این موضوع پرداخته‌اند آنان با استفاده از مدل تعمیم یافته سولو اثر مستقیم و غیر مستقیم تمرکززدایی مالی بر رشد اقتصادی را مورد ارزیابی قرار داده‌اند. وجود رابطه بلند مدت بین متغیرهای الگو با استفاده از آزمون های همجکعی پدرونی و کائو تایید شده است. نتایج نشان می‌دهد که تمرکززدایی مالی بر رشد اقتصادی تاثیر مثبت داشته است، به طوریکه یک درصد اقزایش در تمرکززدایی مالی نرخ رشد اقتصادی را تا سطخ ۰/۰٤ درصد افزایش می‌دهد. همچنین تمرکززدایی مالی از طریق تاثیر مثبت بر بهبود توزیع درامد در استان‌ها به طور غیر مستقیم بر رشد اقتصادی مناطق اثر می‌گذارد (Sadeghi Shahdani & Aghajani, 2015).

متقی (۱۳۹٤) در مطالعه خود تحت عنوان پراکنش جغرافیایی کارایی در بخش سلامت در استان‌های ایران با تأکید بر شاخص‌های سلامت به بررسی کارایی خدمات بهداشتی و درمانی در استان‌های ایران پرداخته است. وی از روش تحلیل پوششی داده‌ها و با استفاده از نرم‌افزارDEA Master به بررسی کارایی پرداخته است. متغیرهای مورداستفاده در مدل نرخ مرگ‌ومیر مادران، نرخ مرگ‌ومیر کودکان زیر پنج سال، به‌عنوان ستادِ استفاده شده است و از سرانه تخت بیمارستانی، سرانه ارزش‌افزوده، سرانه تعداد پزشک و تعداد مراکز بهداشتی و سرانه ارزش‌افزوده به‌عنوان نهاده‌های مربوط به بخش سلامت استفاده کرده‌اند. یافته‌های پژوهش نشان می‌دهد در دوره زمانی ۱۳۸۳-۱۳۹۱ استان‌های اردبیل، تهران، خراسان رضوی خوزستان، سمنان، کهگیلویه و بویر احمد، کرمان، یزد و گلستان از کارایی کامل برخوردار می‌باشند و سایر استان‌ها زیر مرز کارا قرار

دارند. کمترین کارایی مربوط به استان‌های کرمانشاه، خراسان جنوبی، آذربایجان غربی، زنجان و سیستان و بلوچستان است (Motaqi, 2015).

آذر و همکاران (۱۳۸۹)، در مطالعه خود به ارزیابی کارایی استان های کشور و مقایسه ی روند آن در برنامه های سوم و سال‌های ابتدایی برنامه چهارم توسعه، در زمینه سلامت روستایی پرداخته‌اند. برای بررسی کارایی از روش تحلیل پوششی داده‌ها و تجزیه و تحلیل آن‌ها استفاده شده است. یافته‌های پژوهش نشان می‌دهد که استان‌های اردبیل، ایلام همدان و گیلان از گروه استان‌های کارا در برنامه سوم خارج شده‌اند و استان‌های چهارمحال و بختیاری، کردستان و قزوین به استان‌های کارا در برنامه چهارم پیوسته‌اند. استان‌های گلستان، قم و قزوین تهران و مازندران بیشترین و استان‌های سیستان و بلوچستان کرمان و یزد و سمنان کمترین کارایی را دارند (Azar, Andalib Ardakani & Shahtahmasbi, 2010).

۲-۳- مطالعات خارجی

یوهاواو (۲۰۲۰)، در مطالعه خود تحت عنوان نابرابری درآمدی و تمرکززدایی مالی بر سلامت عمومی: مطالعه موردی چین به بررسی رابطه بین نابرابری درآمدی و تمرکززدایی مالی و بهداشت عمومی پرداخته‌اند. آنان با استفاده از داده‌های پنل ۲۳ استان برای بازه زمانی ۲۰۰۲-۲۰۱۲ و با استفاده از معادلات همزمان به بررسی این موضوع پرداخته‌اند. نتایج نشان می‌دهد نابرابری درآمد بالاتر تاثیر منفی قابل توجهی بر عملکرد بهداشت عمومی دارد. نتایج تجربی نشان می‌دهد که دولت‌های استانی چین، که از طریق افزایش تمرکز مالی به درت مالی قابل توجهی دست یافته‌اند باید مشکل نابرابری درآمدی را جدیت بیشتری بپذیرند، زیرا تمرکز مالی و برابری درآمد ممکن است هر دو به نفع سلامت عمومی باشند (Yu haoa et al, 2021).

دیک سجو (۲۰۲۰)، درمطالعه خود تحت عنوان تمرکززدایی راهی برای بهبود ارائه خدمات عمومی در کشورهای درحال توسعه: مطالعه مروری به این سوال پاسخ می‌دهند که آیا تمرکززدایی مالی همانطور که در مبانی نظری مطرح شده توانسته سطح ارائه خدمات را در سطح محلی بهبود دهد؟ وی در مطالعه خود به بررسی مقالات دانشمندان در مورد تمرکززدایی و ارائه خدمات و یافته‌ها و مضامین اصلی از آثار آن‌ها پرداخته‌اند.

نتایج مطالعه نشان می‌دهد تمرکززدایی توانسته در کشورهای درحال توسعه، ارائه خدمات محلی را افزایش دهد. اما افزایش سطح کیفیت ارائه دهندگان خدمات از طریق تمرکززدایی همچنان نامشخص است. نویسنده استدلال می‌کند افزایش ارائه خدمات خوب است اما افزایش کیفیت این خدمات در سطح محلی می‌تواند فقر را کاهش دهد. بنابراین توصیه می‌شود سیستم تمرکززدایی به گونه ای طراحی شود که نظارت و پاسخگویی از مقامات محلی توانمند ترشده و با شفافیت بیشتری انجام شود (Dick-Sagoe. 2020).

آبیمبولا و همکاران (۲۰۱۹)، در مطالعه خود به ارزیابی و بررسی تمرکززدایی بر کارایی خدمات بهداشتی پرداخته‌اند. آنان شواهدی را از اجرای تمرکززدایی جمع‌آوری کرده‌اند تا بفهمند چرا و در چه شرایطی و چگونه تمرکززدایی در نظام سلامت تأثیر می‌گذارد. آن‌ها مطالعه خود را از مطالعات کمی و کیفی روی کشورهای با درآمد کم و درآمد متوسط و پردرآمدکه تأثیر تمرکززدایی را در دستگاه‌های بهداشتی ارزیابی کرده‌اند انجام داده‌اند. با بررسی ۵۱ مطالعه در ۲۵ کشور سه سازوکار را شناسایی کرده‌اند که از طریق آن‌ها تمرکززدایی بر کارایی سیستم بهداشتی تأثیر می‌گذارد. مکانیسم‌های شناسایی‌شده شامل ۱- رأی دادن با پاها ۲- نزدیک به کف۳- نظارت بر ناظران می‌شود. علاوه بر این سه مکانیسم عوامل اجتماعی اقتصادی، فرهنگی و موقعیت جغرافیایی نیز بر هر یک از این مکانیسم‌ها می‌تواند تأثیر گذارد؛ درنهایت تأکید می‌کنند که سیاست‌گذاران و مجریان باید برای افزایش تأثیر مثبت اجرای سیاست تمرکززدایی به همه موارد توجه کنند. دراین صورت اجرای این سیاست نه‌تنها تأثیر مثبت نخواهد داشت بلکه تأثیر منفی نیز خواهد گذاشت .Abimbola, S., Leonard Baatiema5 and Maryam Bigdeli (2019).

پال و واهاج (۲۰۱۷)، در مقاله خود تحت عنوان تمرکززدایی مالی و مؤسسات محلی و کالای عمومی: شواهدی از کشور اندونزی، با استفاده از داده‌های نظرسنجی خانوارهای اندونزی به بررسی تأثیر تمرکززدایی مالی بر هزینه تولید کالاهای عمومی توسط مؤسسات رسمی و غیررسمی پرداختند. نتایج نشان می‌دهد که تمرکززدایی منجر به کاهش هزینه‌های اجتماعی بهداشت و آموزش می‌شود به‌خصوص در جوامعی که قوانین سخت‌گیرانه داشته‌اند. همچنین سرمایه‌گذاری درزمینه حمل‌ونقل و ارتباطات افزایش داشته است و همکاری درون جامعه را افزایش داده است. به‌طورکلی تمرکززدایی باعث شده که سرمایه‌گذاری در زیرساخت‌های اجتماعی افزایش یابد (Pal & Wahhaj, 2017).

رئوف و همکاران (۲۰۱۷)، در مقاله خود تحت عنوان تمرکززدایی مالی و ارائه خدمات عمومی: با تأکید بر بخش آموزش در پاکستان به بررسی تأثیر تمرکززدایی بر بخش آموزش پرداختند. آنان با استفاده از داده‌های سری زمانی ۱۹۷۲-۲۰۰۹ پاکستان و مدل ARDL به بررسی این موضوع پرداختند که آیا تمرکززدایی بر آموزش تأثیرمی‌گذارد. شاخص آموزش، میزان ثبت‌نام در مدارس ابتدایی و نسبت هزینه‌های آموزش به مخارج کل دولت است. یافته‌های پژوهش نشان می‌دهد که تمرکززدایی تأثیر مثبت بر نرخ ثبت‌نام دانش آموزان داشته است (Rauf, A., Khan, A. A., Ali, S., Qureshi, G. Y., Ahmad, D., & Anwar, N. 2017)..

احمد (۲۰۱٦)، به بررسی تأثیر تمرکززدایی مالی بر بخش آموزش پرداخته است او با استفاده ازداده‌های ۶۲ کشور طی دوره ۱۹۷۲-۲۰۰۷ و ازطریق روش SLS۲ به تخمین متغیرهای درون‌زای مدل پرداختند و بعدازآن با استفاده روش GLS تخمین نهایی خود را انجام داده است. شاخص‌های موردنظر برای بخش آموزش، نرخ باسوادی، جمعیت بین ۵-۱۴، تعداد معلمان آموزش ابتدایی و هزینه‌های بخش آموزش است. نتایج نشان از تأثیر مثبت تمرکززدایی بر بخش آموزش دارد (Ahmad, 2016).

ساو و همکاران (۲۰۱۵)، در مطالعه خود به تأثیر تمرکززدایی مالی برکارایی ارائه خدمات عمومی (آموزش و بهداشت) طی دوره ۲۰۰۰- ۲۰۱۳ و برای کشورهای توسعه‌یافته و درحال‌توسعه پرداختند. آنان از رویکرد دومرحله‌ای استفاده کردند در مرحله اول از طریق تحلیل مرزی تصادفی برای تخمین ضرایب کارایی استفاده کردند؛ و در مرحله دوم تأثیر تمرکززدایی را بر ضریب کارایی به‌دست‌آمده بررسی کردند. یافته‌های تحقیق نشان می‌دهد که تمرکززدایی مالی در شرایط خاص می‌تواند کارایی ارائه خدمات عمومی را بهبود ببخشد. نتایج پژوهش نشان میدهد که یک رابطه u شکل و غیرخطی بین تمرکززدایی مالی و کارایی در بخش‌های آموزش و بهداشت وجود دارد؛ به‌عبارت‌دیگر مقدار بهینه تمرکززدایی را بهدست آوردند.تمرکززدایی مالی نیازمند فرایندهای محیطی و سازمانی مناسب است؛یعنی نیاز به استقلال مؤثر دولت‌های محلی و مسئولیت‌پذیری شدید در سطوح مختلف نهادها، حکمرانی خوب و ظرفیت‌های قوی در سطح محلی است (Sow, M., & Razafimahefa, I. F, 2015).

احمد و لوهی (۲۰۱۳)، در مقاله خود تحت عنوان تمرکززدایی و تأثیران بر ارائه خدمات عمومی به بررسی تأثیر تمرکززدایی بر بخش آموزش و بهداشت پرداختند. آن‌ها از داده‌های سری زمانی و ترکیبی برای ۴ استان پاکستان طی دوره ۱۹۷۵-۲۰۰۹ پرداختند. آنان برای برآورد مدل از روشOLSوGMM استفاده کردند. نتایج یافته‌های آنان نشان می‌دهد که تمرکززدایی مالی بر ارائه کیفیت و بهبود آموزشی و بهداشتی و درمانی مؤثر است (Ahmed & Lodhi, 2013).

آنتونی و همکاران (۲۰۱۲)، در مقاله خود تحت عنوان تمرکززدایی و ارتباط آن با کارایی ارائه خدمات عمومی طی دوره ۲۰۰۰-۱۹۹۰به بررسی تأثیر تمرکززدایی بر کارایی خدمات بخش آموزش و بهداشت برای کشورهای عضو OECD پرداختند.آنان در مطالعه خود کارایی را بااستفاده از روش DEA یا تحلیل پوششی داده‌ها به دست آوردند. یافته‌های پژوهش نشان می‌دهد که رابطه بین تمرکززدایی و کارایی در بخش‌های آموزش و بهداشت یک رابطه U شکل است. به این معنا که تمرکززدایی برای این‌که مؤثرباشد دارای مقدار بهینه است و بعدازآن مقدار تأثیرتمرکززدایی بر کارایی منفی می‌شود. به‌بیان‌دیگر افزایش بیش‌ازحدتمرکززدایی مالی مانع از ارائه کارای خدمات عمومی می‌شود (Antonis, A,. (Manthos, D., Delis, Pantelis K.,2012).

آدام و الهیرایکا (۲۰۰۷)، در مقاله خود با استفاده از داده‌های استانی آفریقای جنوبی به بررسی تأثیر تمرکززدایی بر ارائه خدمات عمومی پرداخته است. وی با استفاده از داده‌های ۹ استان طی دوره ۱۹۹۶-۲۰۰۵ به بررسی موضوع پرداخته است. با توجه به اینکه آفریقای جنوبی سیستم منحصربه‌فردی از تمرکززدایی مالی با هزینههای نسبتاً بالا دارد. وظایف دولت‌های استانی بسیار محدود هستند. سهم دولت‌های استانی ۴۳ درصد از کل هزینه‌های بخش دولتی هستند حالی که تنها ۴ درصد از درآمد کل و ۲ درصد از درآمد عمومی را دارا هستند. این نشان می‌دهد که تقسیم‌بندی درآمد در آفریقای جنوبی بسیار محدود است. با این‌حال نتایج تحقیق نشان می‌دهد که تمرکززدایی مالی تأثیر مثبت بر بخش خدمات دارد (Adam, B., Elhiraika., 2007).

خمانی (۲۰۰۴)، راجع به ۳۰ دولت محلی در نیجریه شواهدی ارائه داد، مبنی بر اینکه طراحی روابط مالی بین دولتی از اثر مهمی بر پاسخگویی محلی و نهایتاً بر خدمات بهداشتی برخوردار است. این مطالعه یک وضعیت شایع عدم پرداخت دستمزد کارکنان خدمات بهداشتی عمومی را شناسایی کردکه منجر به کیفیت پایین‌تر خدمت شد (غیبت

بیشتر پزشکان، دسترسی پایین‌تر به دارو). بعلاوه، (Khemani, S., 2004) استدلال کرد که نمی‌توان این وضعیت را صرفاً با فقدان منابع مالی در دسترس برای خدمات بهداشتی به دولت‌های محلی، بلکه باید آن را با فقدان پاسخگویی محلی در مورد آن منابع، توضیح داد. این مطالعه پیشنهاد می‌دهد که انتقال‌های مشروط که منبع اصلی مخارج بهداشتی محلی هستند، ممکن است در حال ضربه به پاسخگویی محلی باشند، زیرا مردم مسئولین محلی را برای آن منابع مسئول نمی‌دانند (Khemani, S., 2004).

۴- روش پژوهش

۴-۱- مبانی نظری تابع تولید مرزی تصادفی

این پژوهش به لحاظ هدف کاربردی و به لحاظ روش علی-تحلیلی است که طی آن اثرگذاری تمرکززدایی مالی بر کارایی ارائه خدمات عمومی با استفاده از داده‌های ترکیبی در سطح استان‌های کشور طی دوره ۱۳۸۵-۱۳۹۵ با استفاده از روش اقتصادسنجی فضایی موردبررسی قرار میدهد. در پژوهش حاضر رویکرد دومرحله‌ای اتخاذشده است: مرحله اول برآورد ضریب کارایی است که در این مرحله کارایی خدمات عمومی با استفاده از روش مرزی تصادفی SFA برآوردمی‌شود. مدل SFA برخلاف مدلهای غیرپارامتریک که به دلیل محدودیت تعداد متغیرها تأثیر عوامل فیزیکی را در نظر نمی‌گیرند، مدل را با ورودی‌های چندگانه در برمی‌گیرد.

در ادبیات اقتصادی کارایی نسبت ستاده به نهاده تعریف می‌شود؛بنابراین مفهوم نسبت در تعریف کارایی موجب دو نگرش متفاوت جهت محاسبه خواهد شد:

الف) نگرش ستاده محور که بیان می‌دارد تا چه اندازه به‌طور نسبی می‌توان محصول را افزایش داد بدون آنکه مقدار نهادههای بکار رفته تغییر کند.

ب)نگرش نهاده محور که بیان می‌دارد تا چه اندازه به‌طور نسبی مقادیر نهاده‌ها را کاهش داد بدون آنکه محصول تولید شده تغییر یابد.

بنابراین، همان‌گونه که از تعریف برمی‌آید کارایی با مفاهیم توابع تولید در اقتصاد خرد پیوند بسیار نزدیکی دارد. در تئوری‌های اقتصاد خرد، تابع تولید مکان هندسی نقاطی است که با فنّاوری مشخصی در هر سطح از نهاده حداکثر محصول را به دست خواهند داد، به همین ترتیب تابع هم‌مقداری تولید، مکان هندسی نقاطی است که دران در هر سطح

مشخصی از محصول حداقل نهاده بکار رفته است. چنین تعاریفی دربردارنده مفهوم تابع تولید مرزی می‌باشند.

روش تحلیل مرزی تصادفی بر مبنای مدل‌های اقتصادسنجی و تئوری‌های اقتصاد خرد بناشده است و در تحلیل‌های آماری مورداستفاده قرار می‌گیرد. در این روش ابتدا تابع هزینه یا سود با توجه به فروض در نظر گرفته‌شده تخمین زده می‌شود و سپس با عنایت به آن ،کارایی واحدها اندازه‌گیری می‌شود. برتری مدل‌های مرزی تصادفی نسبت به مدل‌های معمولی اقتصادسنجی در این است که در برازش تابع نقاط متوسط را در نظر نمی‌گیرند، بلکه نقاط مرزی و سرحد را لحاظ می‌کنند.

در پژوهش حاضر ازآنجایی‌که داده‌ها به‌صورت ترکیبی هستند از مدل (Battese & Coelli 1995) ، استفاده می‌شود که در این مدل امکان استفاده از داده‌های ترکیبی وجود دارد. آن‌ها یک تابع تولید مرزی تصادفی را تصریح کردند که در آن اثرات ناکارایی فنی غیر منفی، تابعی از متغیرهای ویژه بنگاه است که طی زمان تغییر می‌کند. همچنین فرض شده است که اثرات ناکارایی مستقل از هم و به‌صورت نرمال با واریانس ثابت، اما با میانگین‌هایی که تابع خطی از متغیرهای قابل‌مشاهده ویژه بنگاه‌ها می‌باشند توزیع شده‌اند. برای تخمین پارامترهای الگو و پیش‌بینی کارایی فنی بنگاه‌ها طی زمان از روش حداکثر درست نمایی استفاده می‌شود:

Battese. G. E., & Coelli.T.J., (1995)

$$Y_{it} = ex\,p(Bx_{it} + v_{it} + u_{it})$$

Y_{it}:تولیدiام در زمان t

x_{it}: برداری از عوامل شناخته‌شده نهاده تولید و سایر متغیرهای توضیحی مرتبط با مدل

v_{it}: جزء اخلال تصادفی با توزیع نرمال با میانگین صفر و واریانس σ^2

u_{it}: اثرات عدم کارایی را نشان می‌دهد دارای توزیع نرمال و میانگین σz_{it}و واریانس σ^2.

بنابراین مدلتخمین ضرایب کارایی بخش بهداشت و سلامت به‌صورت زیر خواهد بود:

$$y_{it} = \alpha + \gamma ph_{it} + \sum \emptyset_{it} X_{it} + \varepsilon_{it}$$

$$\varepsilon_{it} = v_{it} + u_{it}$$

Y_{it}:ارزش‌افزوده جاری سرانه بخش بهداشت و سلامت(منبع: حساب‌های منطقه‌ای استان‌ها)

ph_{it}: مخارج بهداشتی جاری سرانه (منبع: حساب‌های منطقه‌ای استان‌ها)

برای به دست آوردن مقادیر سرانه کافی است ارزش‌افزوده جاری و مخارج بهداشتی را بر جمعیت هر استان تقسیم کرده تا مقدار سرانه آن به دست آید .

در مدل فوق متغیرهای کنترلی شامل تعداد پزشکان،تعداد کارکنان شاغل در بخش بهداشت و درمان، تعدادخانه‌های بهداشت، تعداد تخت‌های ثابت بیمارستانی و تعداد درمانگاه‌ها، داروخانه‌ها، مراکز اورژانس، رادیولوژی‌ها و آزمایشگاه‌ها به تفکیک استان و طی سال‌های ۱۳۸۵ تا ۱۳۹۵ هست که از داده‌های موجود در سالنامه‌های آماری کشور، مرکز آمار، سازمان برنامه‌و بودجه استان‌ها استفاده‌شده است. به دلیل استفاده از داده‌های مکانی از شاخص‌های سرانه برای برآورد کارایی استفاده‌شده است. یعنی سرانه تعداد پزشکان و کارکنان، سرانه تخت‌های ثابت بیمارستانی و سرانه تعداد درمانگاه‌ها، داروخانه‌ها، مراکز اورژانس، رادیولوژی‌ها و آزمایشگاه‌ها را به دست آورده تا یکی از اصلی‌ترین شاخص‌های دموگرافیک یعنی مباحث جمعیتی به‌عنوان شاخصی اثرگذار در محاسبه کارایی بخش سلامت لحاظ شود. به دلیل نبودن اطلاعات کامل و آمارهای استان البرز طی سال‌های موردبررسی با استان تهران در نظر گرفته‌شده است. در ادامه پس از معرفی مدل پنل فضایی به تأثیر تمرکززدایی بر ضرایب کارایی براورد شده پرداخته شده است. برای محاسبه کارایی خدمات بهداشتی از نرم افزارSTATA استفاده شده است.

۲-۴- مبانی نظری مدل پنل فضایی

واقعیت آن است که در پژوهش‌های تجربی اقتصاد رفاه نمی‌توان یک منطقه را مستقل از مناطق دیگر در نظر گرفت، زیرا طبق قانون جغرافیایی توبلر[۶]، «هر مکانی به مکان دیگر وابسته است و مکان‌هایی که به هم نزدیک‌ترند بیشترین تأثیر را نسبت به مکان‌های دورتر، بر همدیگر دارند». اقتصادسنجی فضایی برخلاف روش‌های تخمین مرسوم از طریق واردکردن ماتریس وزنی فضایی در معادلات کلاسیک سنجی، قانون توبلر را لحاظ می‌کند. در اقتصادسنجی مرسوم وقتی گفته می‌شود که دو متغیر X و Yبه‌طور مستقیم به هم همبسته‌اند، بدین معنی است که مقادیر بالای X با مقادیر بالای Y همبسته و مقادیر متوسط X به سمت مقادیر متوسط Y گرایش دارند و درنهایت مقادیر کمتر X با مقادیر کمتر Yهمبسته‌اند؛اما در اقتصادسنجی فضایی ما با یک متغیر Y سروکار داریم و

[6] Tobler’s First Law of Geography

درصورتی‌که همبستگی فضایی مثبت باشد بدین معنی است که مناطقی که دارای Y بیشترند از طریق مناطق با Y متوسط و درنهایتY کمتر احاطه‌شده‌اند(Elhorest, 2014). در حقیقت وابستگی فضایی، پدیده‌ای است که در داده‌های نمونه‌ای دارای عنصر مکانی روی می‌دهد، به‌طوری‌که وقتی مشاهده‌ای مربوط به یک محل مانند i وجود داشته باشد، این مشاهده به مشاهدات دیگر در مکان‌های $i \neq j$ وابسته است. وابستگی فضایی می‌تواند بین چندین مشاهده رخ دهد به‌طوری‌که i می‌تواندهر مقداری از i=1,2, ..., n را اختیار کند؛ زیرا انتظار می‌رود داده‌های نمونه‌ای مشاهده‌شده در یک نقطه از فضا به مقادیر مشاهده در مکان‌های دیگر وابسته باشد. مطالب گفته‌شده را می‌توان با استفاده از رابطه نشان داد.

$$Y_i = F(Y_j), i = 1, 2, \dots, n \quad i \neq j \qquad (1)$$

در توضیح بیشتر وابستگی فضایی می‌توان گفت که ارائه خدمات عمومی در مکانی مانند i صرفاً تحت تأثیر عوامل درون منطقه‌ای i نیست؛ بلکه عوامل دیگری با عنوان وابستگی فضایی که ناشی از مجاورت این منطقه با دیگر مناطق است و بعد فاصله این منطقه با سایر مناطق (j) بر وضعیت متغیرها در منطقه i دخالت دارند.ناهمسانی فضایی[۷] ویژگی دیگر مدل‌سازی‌های مکانی است(NIKPEY PESYAN & shahbazi,2023). در حالت ناهمسانی فضایی، شوک یا تغییر ساختاری در یک کشور به کشورهای مجاور خود اثر می‌کند و شدت این آثار طی فاصله کاهش می‌یابد و وضعیت یک متغیر در هر منطقه تحت تأثیر مناطق مجاور خود قرار خواهد داشت. بسته به اینکه متغیر وابسته، متغیرهای توضیحی یا جمله خطا وابستگی فضایی داشته باشند، مدل‌های فضایی متفاوتی مطرح می‌شوند. تصریح عمومی برای داده‌های تابلویی فضایی به‌صورت رابطه (۲) است:

$$Y_i = \tau Y_{i,t-1} + \rho W Y_{it} + X_{it}\beta + DX_{it}\theta + \alpha_i + \gamma_t + v_{it} \qquad (2)$$
$$v_{it} = \lambda E v_{it} + u_{it} u_{it} \approx N(0, \sigma^2 I_n)$$

که در آن i و tبه ترتیب نشان‌دهنده مقطع و زمان، Y یک بردار $n \times 1$ از متغیرهای وابسته و X بیانگریکماتریس $n \times k$ از متغیرهای توضیحی و W ماتریس وزنی فضایی متغیر

[۷] Tobler’s First Law of Geography

وابسته در ابعاد $n \times n$ است. D، ماتریس وزنی فضایی متغیر توضیحی (مستقل) و E، ماتریس وزنی فضایی جملات اخلال است. α_i اثر ثابت یا تصادفی γ_t ر زمان است. بسته به شرایط مدل‌های فضایی زیر مطرح می‌شوند (Elhorest, 2014):

جدول ۱. انواع مدل های فضایی
مآخذ: یافته‌های پژوهش

Table 1 .Types of spatial models
Source: research findings

مدل خودرگرسیون فضایی[8] (SAR)	$Y_{it} = = \rho wy + u_{it}$
مدل دوربین فضایی[9] (SDM)	$Y_{\mathrm{it}} = \rho WY + XB + \varepsilon_{it}$
مدل خطای فضایی[10] (SEM)	$Y_{\mathrm{it}} = XB + u_{it}, \quad u_{it} = \lambda W u_{it} + \varepsilon_{\mathrm{it}}$
مدل خودهمبسته فضایی[11] (SAC)	$Y_{\mathrm{it}} = \rho WY + XB + u_{it}$ $u_{\mathrm{it}} = \mathrm{W}u_{\mathrm{it}} + \varepsilon_{\mathrm{it}}$

مدلهای خودرگرسیون فضایی و دوربین فضایی استاندارد زمانی به دست میآیند که مدلهای تصریحی ایستا باشند $(\tau = 0)$. ضریب خودرگرسیون فضایی (ρ) نشاندهنده این است که متغیر وابسته در یک منطقه چقدر از طریق متغیر وابسته مناطق همسایه تحت تأثیر قرار میگیرد. همچنین، در صورت وابستگی فضایی اجزای اخلال، یک شوک خارجی (جنگ، رویدادهای اقتصادی و سیاسی و غیره) در یک منطقه به تغییرات متوسط در متغیر وابسته در مناطق همسایه منجر می‌شود و ضریب خطای فضایی (λ) اندازه آن را نشان میدهد. همچنین، در مدل دوربین فضایی متغیر وابسته یک منطقه از میانگین وزنی متغیرهای توضیحی سایر مناطق تأثیر میپذیرد و θ اندازه آن را نشان میدهد. در مدل اقتصادسنجی فضایی به دلیل ناکارآمدی روشهای مرسوم حداقل مربعات معمولی در نادیده گرفتن ناهمسانی فضایی و وابستگی فضایی، از روشهای حداکثر راستنمایی[12]

[8] Spatial Autoregressive model
[9] Spatial Durbin model
[10] Spatial Error model
[11] Spatial Autocorrelation model
[12] Maximum Likelihood Estimator

(*MLE*) و شـــبه حداکثر راســـتنمایی[۱۳] (*QMLE*) برای تخمین ضـــرایب مدل‌های فضـــایی استفاده می‌شود (Kasraei, 2006).

در این پژوهش برای بررسـی اثر تمرکززدایی مالی بر کارایی ارائه خدمات بهداشـتی از مدل (Sow, M., & Razafimahefa, I. F., 2015) به‌صورت زیر استفاده می‌شود:

(۳)

$$Y_{it} = \alpha + \delta fd_{it} + \beta fd_{it}^2 + \sum \emptyset_{it} z_{it} + \eta_{it}$$

η_{it}: ضـــریـب کـارایی خـدمـات بهـداشـــتی بـدســـت آمـده در معـادلـه (Y_{it} = $exp(Bx_{it} + v_{it} + u_{it})$) اســـت که از طریق روش تحلیل مرزی تصـــادفی برآورد شـــده است.

fd_{it}(تمرکززدایی مـالی): در این مطـالعـه بـه‌منظوراندازه‌گیری تمرکززدایی مـالی نیز، از دوشـــاخص تمرکززدایی مـالی درآمـدی (Fdre) و تمرکززدایی مـالی مخـارجی (FDex) اسـتفاده‌شـده اسـت. این شـاخص‌هابرحسـب درصـد و به‌صـورت روابط زیر برای هرسـال تعریف و محاسبه‌شده‌اند:

$$FDre = \frac{\text{تولید نا خالص هر استان}}{\text{تولید نا خالص کل کشور}} * 100$$

$$FDex = \frac{\text{مخارج}^{14} \text{ مجموع استان‌ها}}{\text{کشور}}$$

fd_{it}^2: توان دوم تمرکززدایی مالی اســـت که نشـــان می‌دهد رابطه غیرخطی بین کارایی بهداشـت و تمرکززدایی وجود دارد و نشـان‌دهنده اهمیت اقتصـاد مقیاس در تولید و ارائه خدمات عمومی است. ازآنجاکه بسیاری از خدمات عمومی به هزینه‌های ثابت اولیه احتیاج دارند، اگر مقیاس خدمات عمومی منتقل‌شـده به سـطح محلی بسـیار ناچیز باشـد، ممکن

[13] Quasi Maximum Likelihood Estimator

[۱۴] مخارج استان‌ها شامل مجموع اعتبارات عمرانی و اعتبارات جاری در هر استان است .

است مقامات محلی برای تأمین هزینه‌های ثابت اولیه و به‌منظور کاهش هزینه‌های متغیر ، ارائه خدمات عمومی را کاهش دهند ((Sow, M., & Razafimahefa, I. F,2015).

Z_{it} : برداری از متغیرهای کنترلی است.ازآنجایی‌که در دنیای واقعی طیف گسترده‌ای از تعیین‌کننده‌ای محیطی، اجتماعی، زیستی و اقتصادی می‌تواند بر کارایی بخش بهداشت و درمان تأثیر بگذارد به‌منظور افزایش قدرت توضیح دهندگی مدل و جلوگیری از تورش تصریح مدل از متغیرهای کنترلی استفاده می‌شودکه شامل موارد زیر است:

تراکم نسبی جمعیت : که به‌صورت نسبت جمعیت شهری به مساحت هر استان به‌دست‌آمده و برحسب نفر به کیلومترمربعاست . متغیر تراکم جمعیت به‌عنوان یک متغیر مهم در فرآیند تمرکززدایی در نظر گرفته می‌شود؛زیرا استان‌های بزرگ‌تر تمایل به تمرکز بیشتری دارند. منطق این است که استان‌هایی که جمعیت زیادی دارند، مقامات مرکزی‌شان اطلاعات کافی از نیازهای شهروندان دارند که منجر به تمرکززدایی می‌شود. در مورد تأثیر شهرنشینی بر کارایی خدمات بهداشتی دو دیدگاه وجود دارد بر اساس دیدگاه اول، گسترش شهرنشینی و افزایش جمعیت ساکن در نقاط استاندارد شهری، دسترسی به مراقبت‌های بهداشتی و غیره را افزایش و باعث بهبود کارایی خدمات بهداشتی می‌شود. درواقع تراکم جمعیت منجر به افزایش خدمات بهداشتی و درنتیجه دسترسی آسان‌تر و سریع‌تر به این خدمات می‌شود زمانی که تراکم جمعیت در منطقه‌ای بالا باشد انتظار ساکنین منطقه برای ارائه کاراتر و بهتر خدمات بالا می‌رود و دولت‌های محلی را مجبور به پاسخگویی به این نیاز می‌کنند (Sow, M., & Razafimahefa, I. F., 2015).در مقابل عده‌ای معتقدند که گسترش شهرنشینی از طریق آلودگی هوا، افزایش حاشیه‌نشینی در شهرها، ازدحام و شلوغی شهرها منجر به کاهش کارایی خدمات بهداشتی می‌شود

$$Pop=\frac{\text{جمعیت شهری}}{\text{مساحت استان}}$$

رفاه اجتماعی: عبارت است از قدرت خرید و توانایی در کسب تسهیلات و امکانات زندگی. به‌منظور محاسبه پذیر شدن، رفاه را مترادف با بهره‌مندی یا مطلوبیت در نظر می‌گیرند آمارتیاسن شاخص رفاه اجتماعی را به‌صورت رابطه ۱۱ تعریف می‌کند:

$$S= \mu(1-g)$$

که g ضریب جینی وμ متغیر درآمدسرانه است. درواقع حاصل‌ضربدرامد سرانه در تفاضل ضریب جینی از عدد یک، می‌تواند تحلیلی بر تغییرات درآمدی باشد و تغییرات در توزیع درآمد در سال‌های مختلف را به‌طورهم‌زمان ارائه کند، درنتیجه این تابع امکان مقایسه سطح رفاه اجتماعی را در سال‌های مختلف فراهم می‌کند. ضریب جینی به‌عنوان عامل تأثیرگذار دیگر بر خدمات بهداشتی است. بر اساس مبانی نظری موجود حداقل سه فرآیند اساسی از نابرابری درآمدی بر سلامت افراد تأثیر می‌گذارد. اول اینکه جوامع دارای نابرابری‌های درآمدی از سطح پایین سرمایه اجتماعی صدمه می‌بینند که منجر به پایین آمدن سطح سلامت جوامع خواهد شد. دوم اینکه رابطه شدیدی بین نابرابری درآمدی و جرم و جنایات وجود دارد، افراد در جوامع با نابرابری بالا ممکن است در معرض نرخ بیشتری از جنایات قرار بگیرند که اثر مستقیم روی سطح سلامت افراد دارد و درنهایت اینکه جوامع نابرابر ممکن است از خدمات سلامت کمتری بهره‌مند شوند؛ بنابراین نابرابری درآمد رابطه منفی با کارایی خدمات عمومی دارد. انتظار می‌رود شاخص رفاه اجتماعی تأثیر مثبت بر کارایی ارائه خدمات بهداشتی داشته باشد. در اکثر پژوهش‌ها از متغیر درآمد سرانه به‌عنوان متغیر کنترلی استفاده‌شده است در این پژوهش به دلیل اینکه در بخش محاسبه کارایی از ارزش‌افزوده بخش بهداشت و سلامت استفاده‌شده به‌منظور جلوگیری از همخطی کامل از متغیر رفاه اجتماعی به‌عنوان متغیر جایگزین درآمد سرانه استفاده می‌شود.

نرخ باسوادی: از نسبت جمعیت ٦ ساله و بیشتر باسواد به‌کل جمعیت ٦ ساله و بیشتر به دست می‌آید. آموزش از طریق آموزش‌های رسمی و یا آموزش ضمن خدمت باعث بالا بردن توانایی تخصیصی، توانایی ابداع و نوآوری، توانایی انعطاف‌پذیری و مسئولیت‌پذیری در برابر قوانین میشود و درنهایت منجر به ارتقاء کیفیت نیروی کار، توانمندی‌های نیروی کار و افزایش بهره‌وری در تولید میشود. به‌طورکلی آموزش نقش بسزایی در ارتقاء توانمندی‌های نیروی کار به‌منظور حضور هر چه مؤثرتر وی در عرصه فرآیندهای تولیدی کشور دارد. نیروی کار آموزش‌دیده می‌تواند کیفیت و بهرهوری در تولید را افزایش دهد (Mehrara & Shirijian, 2010).

$$\text{Edjrate}=\frac{\text{جمعیت6 ساله و بیشتر باسواد}}{\text{کل جمعیت ساله 6 و بیشتر}}$$

شـــاخص اندازه دولت: از نســـبت مخارج اســـتانی (مجموع هزینه‌های جاری و عمرانی) به تولید ناخالص استانی به دست می‌آید. در خصوص تأثیر اندازه دولت بر رشد اقتصادی و کارایی نظریه‌های مختلفی وجود دارد برخی اعتقاددارند که در مراحل اولیه رشـــد نقش و حضـــور دولت برای تأمین زیرســـاخت‌ها ضـــروری اســـت و برخی دیگر اعتقاد دارند اندازه بیش‌ازحد دولت مانع از رشـــد و بهره‌وری در تولید اســـت. درمجموع می‌توان گفت تأثیر اندازه دولت بر کارایی خدمات بهداشتی بستگی به نوع کشور و موقعیت و حتی نوع حضور دولت در اقتصاد دارد.

$$GOV = \frac{\text{مخارج استانی}}{\text{تولید ناخالص استانی}}$$

در نهایت دو مدل به صورت زیر براورد می شود:

(۴)

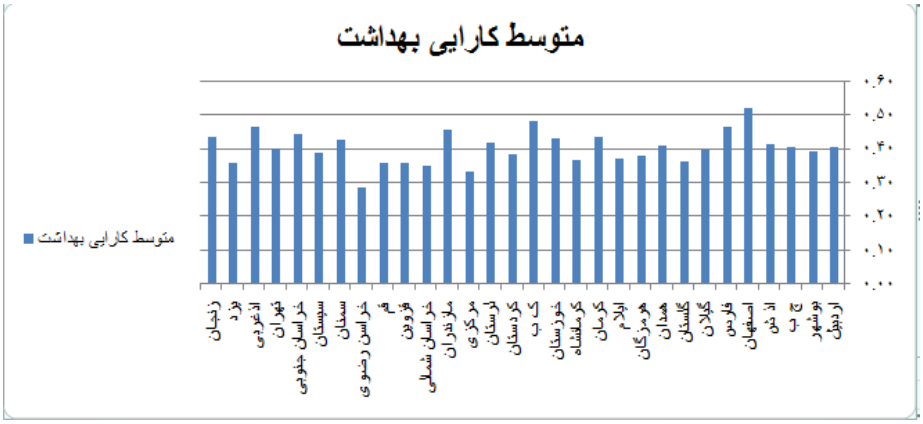
$$\eta_{it} = \alpha + \delta fdre_{it} + \beta fdex_{it}^2 + \sum \emptyset_{it} z_{it} + \omega_{it}$$

(۵)

$$\eta_{it} = \alpha + \delta fdex_{it} + \beta fdre_{it}^2 + \sum \emptyset_{it} z_{it} + \omega_{it}$$

۵- یافته‌های پژوهش

در این بخش از مطالعه ابتدا به برآورد کارایی خدمات بهداشـــت با اســـتفاده از رابطه ($Y_{it} = ex\,p(Bx_{it} + v_{it} + u_{it})$) پرداخته می‌شـود. نتایج حاصـل از براورد کارایی خدمات **نمودار ۱** آورده شده است و نتایج مربوط به تخمین‌ها در ضمیمه گزارش شده است.



نمودار ۱. متوسط کارایی بهداشتAverage health efficiency

مآخذ: یافته‌های پژوهش

Figure 1. Average health efficiency

Source: research findings

مطابق با **نمودار ۱** اســتان‌های اصــفهان ، فارس، کهگیلویه و بویر احمد، کرمان، خوزســتان، ســمنان ، خراســان جنوبی، اذربایجان غربی و زنجان کارایی بالاتر از ۰/٤۰ درصــد دارند. و استان های خراسان رضوی و مرکزی کمترین کارایی را در بین استان ها دارند.

۱-۵- ساخت ماتریس‌های وزنی

در الگوسازی اقتصادسنجی فضایی برای تخمین الگوهای فضایی اولین قدم این است که باید ساختار ماتریس‌های وزنی فضایی را مشخص کرد. با هر بار تخمین مدل‌ها با انواع مختلفی از ماتریس‌های فضایی، به نتایج متفاوتی می‌توان دست‌یافت به همین دلیل با انجام تخمین‌های مکرر به کمک ماتریس‌های وزنی مختلف می‌توان به ماتریس‌های قابل‌اعتماد دست‌یافت. به‌عنوان یک قاعده کلی درصورتی‌که با هر بار تخمین، پارامترهای (β,ρ) ازنظر مقدار بیشتر باشند، می‌توان نتیجه گرفت که ضرایبی که تخمین زده‌شده‌اند کمترین اریب رادارند و از همان ماتریس‌ها می‌توان برای تخمین مدل نهایی استفاده کرد.

نکته دیگر این است که به‌طورکلی از دو روش برای ساختن ماتریس وزنی استفاده می‌شود، روش اول ساختن ماتریس مجاورت است که در این روش اثرات فضایی فقط به مناطق همسایه (مناطقی که ازلحاظ جغرافیایی نقاط هم‌مرز داشته باشند) محدود می‌شود

و روش دوم ساختن ماتریس فاصله‌ای است، در ماتریس مبتنی بر فاصله به‌نوعی تمام مکان‌ها باهم همسایه تلقی می‌شوند. در ماتریس مجاورت، عناصر ماتریس وزنی فضایی به‌صورت صفر و یک مشخص می‌شوند. به این صورت که استان‌های مجاور مقدار یک و استان‌های غیر مجاور مقدار صفر تعلق خواهد گرفت؛ اما در ماتریس‌های فاصله‌ای، معکوس فاصله بین مرکز دو استان عناصر وزنی را تشکیل می‌دهند. به‌منظور دستیابی، به نتایج بهتر از مشاهدات باید ماتریس وزنی فضایی موردنظر را استانداردسازی کنیم،از چهار روش برای استانداردسازی ماتریس‌ها استفاده می‌شود: ۱- استانداردسازی سطری،۲- استانداردسازی حداقل حداکثر، ۳- استانداردسازی طیفی، ٤- استانداردسازی غیرنرمال (ماتریس‌ها توسط نرم افزار استتا و با استفاده از کدهای مربوطه ساخته می‌شود.)

در پژوهش انجام‌شده ۸ نوع ماتریس ساخته شد و درنهایت مجاورت که به روش استاندارسازی حداقل حداکثر ساخته‌شده بود، به‌عنوان بهترین ماتریس‌ها شناسایی شد[۱۵].

۲-۵- آزمون تشخیص همبستگی فضایی

برای بررسی و شناسایی همبستگی فضایی از آزمون‌های موران و والد استفاده‌شده است. درواقع قبل از تخمین مدل لازم است وابستگی فضایی و وجود خودهمبستگی بین جملات اخلال مورداستفاده قرار گیرد.

جدول ۲. نتایج آزمون‌های موران و والد
مآخذ: یافته‌های پژوهش

Table 2 . Moran and Wald test results
Source: research findings

مدل	مقدار آماره آزمون موران (valuep-)	مقدارآماره آزمون والد (p-value)
٦	(۰/۰۰۲) ٤/٥٦٦	(۰/۰۰۱) ۱۹/۷٦۱
۷	(۰/۰۰۳) ۸/٦٥۱	(۰/۰۰۱) ۲۱/۸۸٦

نتایج جدول فوق نشان می‌دهد که فرضیه صفر مبنی بر عدم معناداری وابستگی فضایی میان مشاهدات در سطح معناداری ۱ درصد رد شده است و بنابراین وابستگی فضایی میان

[۱۵] پارامترهای(γوλ) از نظر مقدار بیشترین بوددند و ضرایب بدست امده معنی دار بودند

مشاهدات مورد تأیید قرار میگیرد.همچنین نتایج آزمون موران نشان می‌دهد که خودهمبستگی فضایی در بین جملات اخلال وجود دارد.

۳-۵- آزمون ضریب لاگرانژ

برای تشخیص عدم همبستگی فضایی در اجزاء اخلال و عدم وابستگی فضایی در مشاهدات متغیرهای وابسته از آزمون‌های ضریب لاگرانژ خطا (lmerror) و ضریب لاگرانژ وقفه (lmlag) استفاده می‌شود. در صورت رد فرضیه صفر از مدل خطای فضایی و در صورت رد فرضیه صفر عدم وابستگی فضایی در مشاهدات متغیرهای وابسته از مدل رگرسیون-خود رگرسیونی برای رفع همبستگی فضایی استفاده می‌شود اما درصورتی‌که هر دو فرضیه رد شوند، از مدل خود همبسته فضایی کمک گرفته می‌شود(Kefayat,2024).

جدول ۳. نتایج آزمونLM
مآخذ: یافته‌های پژوهش

Table 3 .LM test results
Source: research findings

مدل	Lmerror(p-value)	Lmlag(p-value)
٦	٤٢/٩٨٣ (٠/٠٠١)	٥٨/٢٣١ (٠/٠٠٢)
٧	٣٥/٨٧١ (٠/٠٠٢)	٤٨/٢٣١ (٠/٠٠١)

با توجه به نتایج جدول بالا و رد هر دو فرضیه صفر، از مدل فضایی عمومی در این پژوهش استفاده می‌شود.

۴-۵- آزمون هاسمن[16]

مدل آثار ثابت و تصـــادفي از جهات مختلف تفاوت‌هايي دارند ازاين‌رو اين ســـؤال پيش مي‌آيد كه از كدام مدل بايد استفاده كرد؟ هاسمن (۱۹۷۸) براي آزمون مدل اثرات ثابت در مقابل مدل اثرات تصادفي به معرفي آزمون هاسمن پرداخت.

[16] Hausman Test Least Squares Dummy Variable Generalized Least Squares

جدول ٤. نتایج آزمون هاسمن
مآخذ: یافته‌های پژوهش

Table 4 . Hausman test results
Source: research findings

مدل	(P-value)۱LR	(p-value)۲LR	Hausman(p-value)
٦	(۰/۰۰۲) ۲۵۵/۱۱۷	(۰/۰۰۱) ۱۵٦/۱۱۲	(۰/۰۰) ٤۲/٦٥٤
۷	(۰/۰۰۱) ۲٦٥/٦٥	(۰/۰۰۱) ۱۳۲/۷٥٤	(۰/۰۰۱) ۳۲/٦۷۱

با توجه به نتایج جدول فوق مدل داده‌های تابلویی با اثرات ثابت در مدل‌های (٤) و (٥) انتخاب می‌شود؛

۵-۵- برآورد مدل

جدول ۵. نتایج تأثیر تمرکززدایی بر کارایی خدمات بهداشتی
مآخذ: یافته‌های پژوهش

Table 5 . Results of the effect of decentralization on the efficiency of health services
Source: research findings

متغیرهای توضیحی	ضریب برآوردی (مدل٦ تمرکززدایی مخارجی)	ضریب برآوردی (مدل۷ تمرکززدایی درآمدی)
نرخ باسوادی	*(۰/۵۲)-۰/۰٦٥	(۰/۸۱۸)۰/۰۳۱
اندازه دولت	(۰/۰۰)-۰/۱٥	(۰/۰۰)-۰/۰۲۹
تراکم نسبی جمعیت	(۰/۰۲٦)۲/۰۲	(۰/۰۰۳)۰/۰۰۱٦
رفاه اجتماعی	(۰/۰۰)۰/۰۱۳	(۰/۰۰۱)۰/۰۲۳
تمرکززدایی	(۰/۰۰٤)۱/۰۷	(۰/۰۱)۰/٦۳
توان دوم تمرکززدایی	(۰/۰۰۸)-۰/۰٦۹	(۰/۰٤۸)-۰/۰۰۷۱
جمله ثابت	(۰/۰۰۰)۱/۰۱	(۰/۰۰)۰/٤۱
ضریب فضایی متغیر وابسته	(۰/۰۰٤)-۰/۸٥	(۰/۰۰)۰/۱۲
ضریب فضایی جمله اخلال	(۰/۰۰)-۰/٤٦	(۰/۰۰٤)-۰/۸٥

مقادیر داخل پرانتز آماره احتمال در سطح ۵ درصد می‌باشد

۶-۵- نتایج پژوهش

نتایج بدست آمده نشان می‌دهد که تأثیر شاخص تمرکززدایی مخارجی و درآمدی بر کارایی خدمات بهداشتی مثبت و معنیدار است و مجذور شاخص تمرکززدایی مالی بر کارایی خدمات بهداشتی منفی و معنی‌دار است. نتایج به‌دست‌آمده نشان میدهد که رابطه غیرخطی بین تمرکززدایی و کارایی وجود دارد و بنابراین مقدار بهینه‌ای برای تمرکززدایی می‌توان به دست آورد که استانی‌هایی که زیر مقدار بهینه هستند با افزایش تمرکززدایی می‌توانند کارایی خدمات بهداشتی خود را بهبود دهند؛ به‌بیان‌دیگر تمرکززدایی مالی بیش‌ازحد بهینه تأثیری معکوس بر کارایی خدمات بهداشتی خواهد داشت. درواقع سطوح اولیه تمرکززدایی مالی تأثیر مثبت بر کارایی دارد اما پس از عبور از نقطه ماکزیمم، افرایش تمرکززدایی مالی منجر به کاهش کارایی ارائه خدمات بهداشت عمومی می‌شود. نتایج به‌دست‌آمده همسو بامطالعه (Sow, M., & Razafimahefa, I. F., 2015) و(Saavedra, Pablo A. 2010) و (Antonis et al, 2012) است. در بین مطالعات داخلی نتایج مشابه مطالعه (Sadeghi Shahdani & Aghajani, 2015) است که تأثیر تمرکززدایی مالی را بر رشد اقتصادی بررسی کرده‌اند و همچنین همسو بامطالعه (Mohammadi, Haji & Fotros, 2020) است که آن‌ها نیز به تأثیر تمرکززدایی مالی بر رشد اقتصادی استان‌های ایران پرداخته‌اند.

ضریب اندازه دولت نشان می‌دهد که با افزایش یک واحدی در اندازه دولت کارایی خدمات بهداشتی به‌اندازه ۰/۲۲ واحد کاهش می‌یابد. در این پژوهش از نسبت بودجه شرکت‌های دولتی به تولید ناخالص ملی برای نشان دادن اندازه دولت استفاده‌شده است. علاوه بر نوع سیستم سیاسی و دامنه دولت مرکزی، اندازه دولت نیز می‌تواند بر عملکرد نسبی تأمین کالاهای عمومی و خدمات عمومی متمرکز و غیرمتمرکز تأثیر بگذارد.

دولت بزرگ نه‌تنها در معرض عدم موفقیت در مشارکت و همکاری است، بلکه یکی از مشکلات آن بزرگی آن است. مدیریت تأمین کالاهای عمومی به دلیل دشواری در تعیین انگیزه‌ها و معیارهای عملکرد برای تولیدات غیر بازاری، در بهترین شرایط، پیچیده است. هنگامی‌که دامنه مسئولیت‌های دولت رشد می‌کند جامعه فاقد منابع و ظرفیت‌هایی برای حل عدم تقارن عمده در روابط اصلی است، حاکمیت ضعیف و فساد زیاد می‌شود. بااین‌وجود بسیاری از کشورهای درحال‌توسعه و در حال گذار متعهد هستند که رویکردهای

کاملاً متمرکز، فعال و متمرکز بر دولت داشته باشند. مطالعات نشان می‌دهد که سرمایه‌گذاری بالا در این کشور با فساد بالا همراه است و فساد بالا نیز به‌نوبه خود باکیفیت پایین کالاها و خدمات عمومی ارائه‌شده ازجمله زیرساخت‌ها، بهداشت و آموزش همراه است. به نظر می‌رسد عملکرد ضعیف در این زمینه‌ها ناشی از ضعف سازمانی، تأثیر مستقیم فساد و انحراف بودجه به مسیرهای سودآورتر از سرمایه‌گذاریهای عمومی است.

ضریب نرخ باسوادی که به‌نوعی نشان‌دهنده سرمایه انسانی است در هر دو مدل منفی به‌دست‌آمده است که برخلاف نظریه‌های معمول است. شایان‌ذکر است که از متغیر تعداد دانشجویان هم به‌عنوان متغیر جایگزین استفاده‌شده که در مدل‌های برآورد شده تأثیر منفی داشت. تأثیر منفی نرخ باسوادی می‌تواند به دلایلی همچون عدم کارایی نظام آموزشی در تربیت افرادی باشد که قابلیت و مهارت کافی در تأمین نیازهای بازار کار در بخش‌های مختلف اقتصادی را ندارند. به‌عنوان‌مثال در یک بیمارستان اگر همه پزشک باشند، هرچند سرمایه انسانی به حداکثر خواهد رسید اما این امر موجب نمی‌شود که بازده پزشکان افزایش یابد زیرا تعدادی از آن‌ها ناگزیر به مشاغل غیرتخصصی خواهند پرداخت. عدم برخورداری از یک سازوکار هدفمند در نظام آموزشی به‌منظور ارتقاء سطح خلاقیت و نوآوری در بین مقاطع تحصیلی مختلف؛ عدم تناسب بین ظرفیت پذیرش در رشته‌ها و مقاطع تحصیلی مختلف به‌ویژه در دانشگاه‌ها با نیازهای آتی بازار کار؛ ازجمله عواملی هستند که باعث می‌شود نظام آموزشی با کارایی عمل نکند. نتایج به‌دست‌آمده در این مورد همسو بامطالعه (Mehrara & Shirijian, 2010)و (Abounoori & Kashefi, 2018) است.

ضریب تراکم نسبی جمعیت در هر دو مدل مثبت و معنادار برآورد شده است به این معنا که با افزایش یک واحدی نسبت شهرنشینی کارایی خدمات بهداشتی به میزان ۰/۲۸ واحد افزایش می‌یابد.

ضریب فضایی متغیر وابسته (λ) و ضریب جزء اخلال (γ) در هردو مدل، به ترتیب مثبت و معنی‌دار و منفی و معنی‌دار بوده است.ضریب برآوردی فضایی در مدل دوم، ۰/۱۲ به این معنا که با افزایش یک واحدی کارایی خدمات بهداشتی استان‌های کشور، کارایی یک استان را به‌طور متوسط به میزان۰/۱۲ واحد افزایش می‌دهد، و ضریب فضایی متغیر وابسته در مدل سوم ۱/۰۱ است. بنابراین مجاورت استان‌های کشور اثر مثبت بر روی کارایی خدمات بهداشت دارد. به‌عنوان‌مثال شروع یک بیماری اپیدمی در یک استان به دلیل وابستگی

فضایی سایر استان‌ها را نیز تحت تأثیر قرار می‌دهد. رضایی و همکاران (۱۳۹۶) در مطالعه خود برای کشورهای درحال‌توسعه نشان دادند که وابستگی فضایی و مجاورت کشورها با یکدیگر، باعث انتقال بیماری و افزایش مخارج سلامت می‌شود. (Golkhandan, 2017)نیز در مطالعه خود نشان داد که ضریب وقفه فضایی متغیر وابسته تأثیر مثبت دارد.

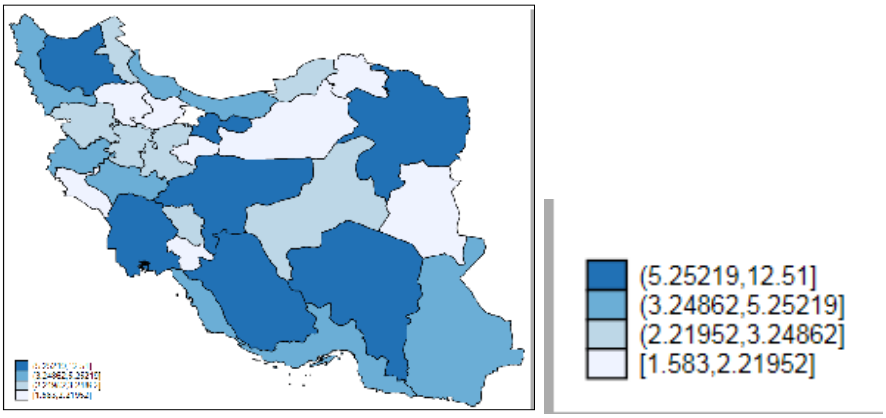
۷-۵- تحلیل کارتوگرافی تمرکززدایی درآمدی و مخارجی و کارایی خدمات بهداشت و سلامت

به‌منظور نمایش بهتر نتایج پژوهش و مصورسازی آن از طریق نرم‌افزارGIS نتایج به‌صورت نقشه‌های ذیل آماده و گزارش میشوند. بر اساس شکل ۱ که نشان‌دهنده توزیع جغرافیایی تمرکززدایی مخارجی در سال ۱۳۸۵ بین استان‌های کشور است، در استان‌های خراسان رضوی، مازندران، تهران، اصفهان، خوزستان و فارس تمرکززدایی مخارجی بیشتر است. با محاسبه مقدار بهینه تمرکززدایی متوجه می‌شویم که در این استان‌ها تمرکززدایی بیشتر از مقدار بهینه است مقدار بهینه تمرکززدایی۷٫۷۵ برآورد شده است[۱۷] که مقدار تمرکززدایی مخارجی برای استان تهران، اصفهان و خراسان رضوی به ترتیب ۱۲/۵۰، ۱۰/۲۵و۹/۴۱است. با مقایسه تمرکززدایی مخارجی در سال ۱۳۹۵ متوجه می‌شویم که استان‌های خراسان رضوی و تهران و اصفهان و خوزستان و شیراز بعد از طی ده سال تمرکززدایی خود را در رده اول حفظ کرده‌اند و استان‌های کرمان و آذربایجان شرقی در رده اول قرارگرفته‌اند و استان مازندران در رده دوم قرارگرفته است.

بر اساس **نمودار ٤** استان‌هایی که بیشترین کارایی خدمات بهداشتی را در سال ۱۳۹۵ داشته، تهران، مازندران، کهگیلویه و بویر احمد، خوزستان خراسان رضوی ، اردبیل و آذربایجان شرقی هستند که نتایج بامطالعه متقی که به پراکنش جغرافیایی کارایی در بخش سلامت در استان‌های ایران (۱۳۹٤) پرداخته است؛ همسو است. همان‌طور که از نقشه‌ها پیداست استان‌هایی که بیشترین تمرکززدایی مخارجی رادارند لزوماً از کارایی بهتری در ارائه خدمات بهداشتی برخوردار نیستند مانند استان اصفهان و فارس در مقابل استان‌های

[۱۷] برای بدست اوردن مقدار بهینه کافی است از معادله بدست آمده در مدل‌های $y_{it} = \alpha +$ $\beta f d_{it}^2 + \sum \emptyset_{it} z_{it} + \eta_{it} = \alpha + \delta f d_{it}$ و$+\sum \emptyset_{it} X_{it} + \varepsilon_{it} \gamma p h_{it}$ مشتق مرتبه اول گرفته شود و برابر مقدار صفر قرار داده شود.

خراسان رضوی، مازندران و خوزستان و تهران که از نظر تمرکززدایی در ردهی بالایی قرار دارند ازنظر کارایی خدمات بهداشتی نیز قوی هستند و استانی کهگیلویه و بویر احمد اردبیل و آذربایجان شرقی که ازنظر تمرکززدایی در رده سوم قرار دارند ازنظر کارایی در رده اول قرارگرفته‌اند. درواقع می‌توان به این نتیجه دست‌یافت که تأثیر تمرکززدایی مخارجی بر کارایی خدمات بهداشتی در استان‌های کشور روند ثابتی را نداشته است به‌طوری‌که طی دوره یازده‌ساله برخی از استان‌های که بهبود تمرکززدایی را تجربه کرده‌اند اما به سمت افزایش کارایی خدمات بهداشتی نرفته‌اند؛ و همچنین در برخی استان‌هاکه تمرکززدایی ثبات داشته است، کارایی خدمات بهداشتی هم‌تغییر چندانی نداشته است. درواقع نقشه‌ها هم وجود رابطه خطی مستقیم را نشان نمیدهد. در مقابلاستان‌های مثل اصفهان و تهران و بوشهر و هرمزگانکه بیشترین تمرکززدایی درآمدی رادارند از کمترین کارایی خدمات بهداشتی برخوردارند. در مقابل استان‌هایی مثل اردبیل و کهگیلویه و بویر احمد و آذربایجان شرقی که در رده دوم و سوم تمرکززدایی درآمدی قرار دارند از بالاترین کارایی خدمات بهداشتی برخوردارند. در خصوص همبستگی فضایی هم همان‌طور که از نقشه می‌توان مشاهده کرد. استان‌هایی که مجاورت مرزی باهم دارند ازنظر کارایی خدمات بهداشتی تقریباً در یک رده قرارگرفته‌اند. نتایج به‌دست‌آمده از مدل فضای عمومی با نتایج کارتوگرافی همخوانی دارد.

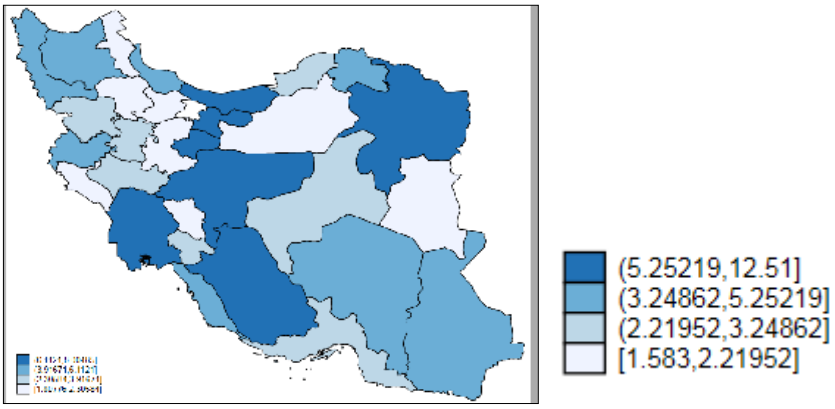


نمودار ۲.نقشه فضایی تمرکززدایی مخارجی ۱۳۸۵

مآخذ: یافته‌های پژوهش

Figure 2. Spatial map of Expenditure decentralization 2005

Source: research findings

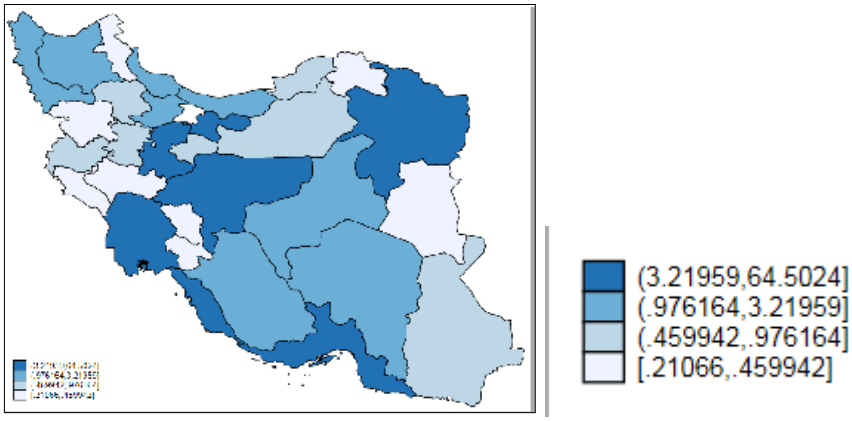


نمودار ۳.نقشه فضایی تمرکززدایی مخارجی ۱۳۹۵

مآخذ: یافته‌های پژوهش

Figure 3. Spatial map of Expenditure decentralization 2015

Source: research findings

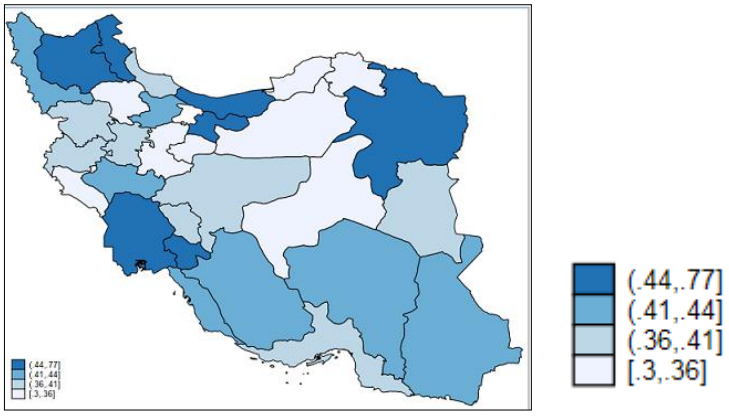


نمودار ٤. نقشه فضایی تمرکززدایی درآمدی سال ۱۳۹۵

مآخذ: یافته‌های پژوهش

Figure 4. Spatial map of income decentralization 2015

Source: research findings



نمودار ۵.نقشه فضایی کارایی خدماتی بهداشت و سلامت ۱۳۹۵

مآخذ: یافته‌های پژوهش

Figure 5. Spatial map of health service efficiency 2015

Source: research findings

۶- نتیجه‌گیری

تمرکززدایی مالی بر واگذاری مناسب مالیاتها و هزینه‌ها به سطوح مختلف دولت تأکید دارد تا تولید کالا و خدمات عمومی بهتر شود. همان‌طور که در قسمتهای قبل توضیح داده شد تمرکززدایی از سه مکانیسم می‌تواند کارایی ارائه خدمات عمومی را افزایش دهد، دولت‌های محلی به دلیل اطلاعات کامل‌تری که نسبت به دولت مرکزی دارند خدمات عمومی متناسب با ترجیحات شهروندان ایجاد می‌کنند. از طرفی دیگر به دلیل نزدیکی مسئولین با شهروندان نظارت و پاسخگویی شدیدتر می‌شود و بنابراین منجر به افزایش کارایی می‌شود. اما اجرای سیاست تمرکززدایی در کشورهای درحال‌توسعه با محدودیت‌هایی همراه است. اجرای سیاست تمرکززدایی در صورتی می‌تواند پیامدهای مثبت داشته باشد که زیرساختهای مناسب و ظرفیت کافی در سطح محلی وجود داشته باشد. نبود مهارتهای مدیریتی رهبران و مدیران، نحوه اجرا و ناکافی بودن مهارتهای فنی در سطح محلی برای انجام وظایف محول شده، ازجمله عواملی است که مانع اجرای درست سیاست تمرکززدایی می‌شود.

بر این اساس پژوهش حاضر با استفاده از داده‌های ۳۰ استان کشور طی سال‌های ۱۳۸۵-۱۳۹۵ با استفاده از مدل سنجی فضایی به بررسی تأثیر تمرکززدایی بر کارایی خدمات بهداشتی در ایران پرداخته است.

نتایج تحقیق نشان می‌دهد تأثیر تمرکززدایی مالی درآمدی و مخارجی بر کارایی خدمات بهداشتی غیرخطی است. سطح شاخص تمرکززدایی مالی با کارایی خدمات بهداشتی دارای ضریب مثبت و با مجذور شاخص تمرکززدایی دارای ضریب منفی است . بدین معنا که افزایش سطح تمرکززدایی در استانها همواره منجر به افزایش کارایی خدمات بهداشتی نمی‌شود بلکه برای هر استان دارای حد بهینه است و پس از رسیدن به نقطه ماکزیمم، افزایش تمرکززدایی باعث می‌شود کارایی کاهش یابد. درواقع از بین رفتن صرفه‌های ناشی از مقیاس و بیشتر شدن هزینه‌ها از منافع، ضعف نیروی انسانی، پایین بودن سطح فنّاوری استان‌ها نسبت به دستگاه‌های ملی، نبود سیستم نظارت قوی که منجر به ایجاد فساد می‌شود، ازجمله عواملی هستند که مانع از تأثیرگذاری مثبت تمرکززدایی بر کارایی ارائه خدمات بهداشت و درمان می‌شود. حد بهینه تمرکززدایی مخارجی در این پژوهش۷/۷۵است که اکثر استان‌های کشور ازنظر تمرکززدایی خارجی در حد بهینه هستند

بنابراین افزایش تمرکززدایی مخارجی به بهبود کارایی خدمات بهداشت و سلامت منجر نخواهد شد .در مقابل حد بهینه تمرکززدایی درآمدی ٤٤/٣٦ است که استان تهران و اصفهان بالاتر از این حد قرارگرفته‌اند و سایر استانها زیر مقدار بهینه تمرکززدایی درآمدی قرار دارند بنابراین اجرای سیاست تمرکززدایی درآمدی می‌تواند به کاراتر شدن ارائه خدمات بهداشت و درمان منجر شود.

مثبت شدن ضریب فضایی نشان می‌دهد که افزایش یا کاهش کارایی در یک استان بر استان‌های مجاور تأثیرمی‌گذارد. بنابراین برای بالابردن کارایی در بخش بهداشت و درمان نیاز است که به کارایی استان‌های مجاور نیز دقت شود. نتایج دیگر این پژوهش نشان می‌دهد که علاوه بر تمرکززدایی اندازه دولت، رفاه اجتماعی و تراکم نسبی جمعیت و نرخ باسوادی نیز بر سطح کارایی خدمات بهداشت و درمان تأثیرگذار است و برای سیاست‌گذاری‌ها باید به این موارد نیز توجه کرد.

۷- پیشنهادها

وجود رابطه غیرخطی میان تمرکززدایی مالی و کارایی ارائه خدمات بهداشتی دلالت بر حد بهینه تمرکززدایی مالی دارد، به‌بیان‌دیگر تمرکززدایی مالی بیش‌ازحد بهینه به دلیل هزینه‌های ناشی از تمرکززدایی که از طریق عواملی همچون افزایش فساد، افزایش نابرابری‌های منطقه‌ای و نبود زیرساخت‌های لازم، نبود فضای مساعد سیاسی و اقتصادی باعث می‌شود کارایی ارائه خدمات بدتر شود. بنابراین توصیه می‌شود قبل از اقدام به تمرکززدایی مالی ابتدا حد بهینه آن مشخص و شناسایی شود بدین ترتیب با تعیین سطح مشخص از تمرکززدایی برای هر استان، تمرکززدایی مالی بر پایه اهداف معین و مبتنی بر قابلیت‌ها و ظرفیتهایاستان‌ها عملیاتی و از برخورد مشابه و یکسان در این زمینه خودداری شود. از طرف دیگر ظرفیت‌های محلی تقویت شود و استقلال مؤثر دولت‌های محلی لازم است تا تطبیق اولویت‌ها به‌درستی اعمال شود و برای جلوگیری از سوءاستفاده منابع عمومی باید با فساد مقابله کرد و سیستم پاسخگویی شدید مسئولان محلی نسبت به جمعیت محلی لازم است ازاین‌رو فراهم کردن شرایط لازم برای ارائه ترجیحات واقعی شهروندان، بهرهگیری از نهادهای و سازمان‌های دولتی از امور قابل‌توجه و ضروری به شمار می‌آیند . از سوی دیگر برای تأثیر کارا و بهتر تمرکززدایی لازم است که علاوه بر تمرکززدایی مالی تمرکززدایی اداری

و سیاسی نیز اعمال شود. هدف از تمرکززدایی مالی افزایش بهره وری خدمات درمانی است، اما اجرای مؤثر آن مستلزم شناسایی ظرفیتهای استانی است. بنابراین توصیه می‌شود قبل از اقدام به تمرکززدایی مالی ابتدا حد بهینه آن مشخص و شناسایی شود بدین ترتیب با تعیین سطح مشخص از تمرکززدایی برای هر استان، تمرکززدایی مالی بر پایه اهداف معین و مبتنی بر قابلیت‌ها و ظرفیتهای استان‌ها عملیاتی و از برخورد مشابه و یکسان در این زمینه خودداری شود.

همچنین پیشنهاد می‌شوددر تحقیقات آینده بر مبنای مدل‌هایی همچون مدل‌های تابلویی انتقال ملایم و مدل‌های مارکفسوییچینگ حد بهینه اجرای سیاست‌های تمرکززدایی مالی مشخص گردد و یا از روش‌های دیگر محاسبه کارایی مانند مدل تحلیل پوششی داده‌ها استفاده 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 authors received no financial support for the research, authorship, and publication of this article.

Reference

Abimbola, S. (2020). Beyond positive a priori bias: reframing community engagement in LMICs. *Health Promotion International*, *35*(3), 598-609. doi: 10.1093/heapro/daz023.

Abimbola, S., Negin, J., Jan, S., & Martiniuk, A. (2014). Towards people-centred health systems: a multi-level frak for analysing primary health care governance in low-and middle-income countries. *Health Policy and Planning*, *29*(suppl_2), ii29-ii39.

Abimbola, S., Leonard Baatiema5 and Maryam Bigdeli(2019): The impacts of decentralization on health system equity, efficiency and resilience: a realist synthesis of the evidence, *Health Policy and Planning*, 34, 605–617.

Abounoori, E., & Kashefi, A. (2018). Economic Growth of Iranian Provinces. *Macroeconomics Research Letter*, *13*(25), 154-180. doi: 10.22080/iejm.2018.2038. [In Persian].

Rauf, A., Khan, A. A., Ali, S., Qureshi, G. Y., Ahmad, D., & Anwar, N. (2017). Fiscal decentralization and delivery of public services: Evidence from education sector in Pakistan. *Studies in Business and Economics*, *12*(1), 174-184.

Adam, B., Elhiraika. (2007). Fiscal Decentralization and Public Service Delivery in South Africa. African Trade Policy Centre. ATPC Work in Progress. No. 58.

Adam, A., Manthos D, D., & Kammas, P. (2008). Fiscal Decentralization and Public Sector Efficiency: Evidence from OECD Countries. Economics of Governance.no (23)2. 32-121.

Ahmad, I. (2016). Assessing the Effects of Fiscal Decentralization on the Education Sector: A Cross-Country Analysis. *The Lahore Journal of Economics*, *21*(2), 53-96.

Ahmed, M., & Lodhi, A. S. (2016). Impact of fiscal decentralizations on education and healthcare outcomes: Empirical evidence from Pakistan. *Journal of Applied and Emerging Sciences*, *4*(2), p122-134.

Alizadeh, M., Jafari Samimi, A., (2008). The effect of financial decentralization on economic growth in Iran. Ph.D. Thesis. Mazandaran University. Faculty of Administrative and Economic Sciences.[In Persian]

Antonis, A,. Manthos, D., Delis, Pantelis K., (2012). Fiscal decentralization and publicsector efficiency: Evidence from OECD countries: MPRA Paper No. 36889, posted 24 Feb 2012 06:15 UTC.

Arrow, K. J. (1978). Uncertainty and the welfare economics of medical care. In *Uncertainty in economics* (pp. 345-375). Academic Press.

Azar, A., Andalib Ardakani, D., Shahtahmasbi, E., (2010). Assessment of Relative Efficiency of Country Provinces in Rural Health Sector during the Third Development Plan and Early Years of the Fourth Development. 13 (39):65-78 . [In Persian]

Battese, G. E., & Coelli, T. J. (1995). A model for technical inefficiency effects in a stochastic frontier production function for panel data. *Empirical economics*, *20*, 325-332.

Bossert, T. J., & Mitchell, A. D. (2011). Health sector decentralization and local decision-making: decision space, institutional capacities and accountability in Pakistan. *Social science & medicine*, *72*(1), 39-48.

Dick-Sagoe, C. (2020). Decentralization for improving the provision of public services in developing countries: A critical review. *Cogent Economics & Finance*, *8*(1), 1804036.

De Mello, L. (2012). Fiscal decentralization and public investment. In *Decentralization and Reform in Latin America*, 112-139. Edward Elgar Publishing.

Dinda, S., & Coondoo, D. (2006). Income and emission: a panel data-based cointegration analysis. *Ecological Economics*, 57(2), 167-181.

Elhorst, J. P., & Elhorst, J. P. (2014). *Spatial panel data models. Spatial econometrics: From cross-sectional data to spatial panels*, 37-93.

Faguet, J. P. (2001). Does decentralization increase responsiveness to local needs?-evidence from Bolivia (No. 2516). *The World Bank.*

Ghaffaryfard, M. (2013). Fiscal Decentralization Effectiveness on Economic Growth in Different Provinces of Iran. *The Journal of Planning and Budgeting*, *17*(4), 3-23. [in Persian]

Golkhandan, A., (2017). The Impact of Fiscal Decentralization on Health Indicators in Iran. *Health Research Journal*; 3, (1). 63-71.[In Persian]

Gilson, L., Kilima, P., and Tanner, M., (1994). Local Government Decentralization and the Health Sector in Tanzania. *Public Administration and Development 15*:451–77.

Griffith, D. A., & Paelinck, J. H. P., (2011). Non-standard spatial statistics and spatial econometrics. *Springer Science & Business Media.*

Hurwicz, L., (2008). But who will guard the guardians? *The American Economic Review* 98: 577–85

Kasraei, A., (2006). the theory of convergence, spatial dependence and regional growth (evidence from member countries of the Organization of Islamic Summit for application). *Journal of Economic Research*; 77, 27-64.[In Persian].

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]

Khemani, S. (2001). *Decentralization and Accountability: Are voters more vigilant in local than in national elections?* (Vol. 2557). World Bank Publications.

Khemani, S. (2006). Local government accountability for health service delivery in Nigeria. *Journal of African economies*, 15(2), 285-312.

Litvack, J. I., Ahmad, J., & Bird, R. M. (1998). *Rethinking decentralization in developing countries*. World Bank Publications.

Martinez-Vazquez, J., & McNab, R. M. (2003). Fiscal decentralization and economic growth. *World development*, 31(9), 1597-1616.

Motaqi, S. (2015). Geographical distribution of efficiency in the health sector in Iran's provinces with an emphasis on health sector indicators. *Quarterly Journal of New Attitudes in Human Geography*, *4*(7), 105-114. Retrieved from http://sanad.iau.ir/fa/Article/859717 [in persian]

Mehrara, M., & Shirijian, M. (2011). The Long-Term Impact of Human Resources on Economic Growth According to Bayesian Econometric Approach: A Case Study of Some Developing Countries. *The Journal of Economic Policy*, *3*(6), 1-32.[In Persian]

Mohammadi, N., Haji, G., & Fotros, M. H. (2020). The impact of combined fiscal decentralization on economic growth in proviences of Iran. *Economic Growth and Development research*, 10(38), 98-75.[In Persian]

Sow, M., & Razafimahefa, I. F. (2015). Fiscal Decentralization and The Efficiency of Public Service Delivery: *International Monetary Fund*. WP/15/59 IMF Working Paper Fiscal Affairs.

Musgrave, R. A., & Musgrave, R. A. (1959). *The theory of public finance: a study in public economy* (Vol. 658). New York: McGraw-Hill.

Naqibi, M., Tanhaei Dilmaghani, M,. (2016). Effects of financial decentralization on human development index in Iran. *Journal of Financial economics* (financial economics and development). 11. (38). 121-138.[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 (JQE)*, 20(2), 129-164.[In Persian]

Oates, W. E. (1993). Fiscal decentralization and economic development. *National tax journal*, 46(2), 237-243.

Oates, W. E. (2002). A reconsideration of environmental federalism. *Recent advances in environmental economics*, 1-32.

Oates, W. (1972). *Fiscal Federalism New York: Harcourt*. Brace, Jovanovich.

Que, W., Zhang, Y., & Liu, S. (2018). The spatial spillover effect of fiscal decentralization on local public provision: Mathematical application and empirical estimation. *Applied mathematics and computation*, *331*, 416-429.

Panahi, H., Mohammadzadeh, P., & Akbari, A. (2015). The Relationship between Urban Households Energy and Transportation Demand with Environmental Pollution through Greenhouse Gas Emissions in the Provinces of Iran. *Journal of Geography and Planning*, *18*(50), 29-53. Availabe at: https://geoplanning.tabrizu.ac.ir/article_3123.html?lang=en [in persian]

Pal, S., & Wahhaj, Z. (2017). Fiscal decentralisation, local institutions and public good provision: evidence from Indonesia. *Journal of Comparative Economics*, *45*(2), 383-409 .

Pritchett, L. (1996). Mind your p's and q's: the cost of public investment is not the value of public capital. *Available at SSRN 620621*.

Rubio, D. J. (2011). The impact of decentralization of health services on health outcomes: evidence from Canada. *Applied Economics*, 43(26), 3907-3917.

Sadeghi Shahdani, M., & Aghajani Memar, E. (2015). The Effect of Partial Fiscal Decentralization on Regional Economic Growth of Iran. *Journal of Economic Modeling Research*, *6*(20), 159-191. doi:10.18869/acadpub.jemr.5.20.159 [In Persian]

Saavedra, P. A. (2010). *A study of the impact of decentralization on access to service delivery*.

Schwartz, B. J., Guilkey, D. K., & Racelis, R. (2002). *Decentralization, allocative efficiency and health service outcomes in the Philippines. MEASURE Evaluation*, Carolina Population Center, University of North Carolina at Chapel Hill.

Soto, V. E., Farfan, M. I., & Lorant, V. (2012). Fiscal decentralisation and infant mortality rate: The Colombian case. *Social Science & Medicine*, *74*(9), 1426-1434.

Tiebout, C. M. (1956). A pure theory of local expenditures. Journal of political economy, 64(5), 416-424.

Hao, Y., Liu, J., Lu, Z. N., Shi, R., & Wu, H. (2021). Impact of income inequality and fiscal decentralization on public health: Evidence from China. *Economic Modelling*, *94*, 934-944.

Wang, M., & Tao, C. (2019). Research on the efficiency of local government health expenditure in China and its spatial spillover effect. *Sustainability*, *11*(9), 2469.

Zengounejad, A., (2008). Fertility efficiency measurement indicators of data overlay analysis in Naja provincial units, *Supervision and Inspection Quarterly*, 3, (9). 9-39.[In Persian]

ضمیمه

نتایج حاصل از برآورد کارایی خدمات بهداشت

مأخذ: یافته‌های پژوهش

متغیر	ضریب برآوردی	انحراف معیار	آماره p-value
تعداد بیمارستان ها	-۰/۸۵۱۲	۰/۲۵	۰/۰۰۱
تعدا تخت های فعال	۱/۳۳	۰/۲۵٦۵	۰/۰۰۰
مراکز بهداشتی و درمانی	۰/۷۹۳۷	۰/۲۱۰۱	۰/۰۰۰
تعداد آزمایشگاه	۰/٤۳	۰/۱٤٦	۰/۰٤۳
تعداد شاغلان	-۰/۱۸۷	۰/۰۸۸	۰/۰۰۰
مخارج هزینه	-۰/۰۰۰٤٦	۰/۰۳۲٦۰	۰/۰۸۹
واریانس جزء عدم کارایی و مولفه تصادفی(σ^2)	۰/٦۱	۰/۲۸۷۹	۰/۰۳۲
نسبت واریانس جزء عدم کارایی به کل واریانس(γ)	۱/٦٦	۰/۳٦۸۷	۰/۰۰۰

فصلنامه‌ی اقتصاد مقداری (بررسی‌های اقتصادی سابق) تابستان ۱۴۰۳ ۲۱(۲) ۱۲۵-۷۵

فصلنامه‌ی اقتصاد مقداری

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

برآورد تاثیر عدم قطعیت متغیرهای کلان اقتصادی و تجارت خارجی بر توزیع درآمد بین دهک های درآمدی

رضا اشرف گنجویی*، حسین اکبری فرد**، سید عبد المجید جلائي اسفندآبادي***، ماشاء الله ماشین چی****

** استادیار اقتصاد، گروه علوم اقتصادی، دانشکده‌ی اقتصاد و مدیریت، دانشگاه سیستان و بلوچستان، زاهدان، ایران (نویسنده‌ی مسئول).*

*** دانشیار اقتصاد، دانشکده مدیریت و اقتصاد، دانشگاه شهید باهنر کرمان، کرمان،ایران.*

**** استاد اقتصاد، دانشکده مدیریت و اقتصاد، دانشگاه شهید باهنر کرمان، کرمان، ایران.*

***** استاد آمار، دانشکده ریاضی و علوم کامپیوتر، دانشگاه شهید باهنر کرمان، کرمان،ایران.*

اطلاعات مقاله

تاریخ دریافت: ۹ اسفند ۱۳۹۹
تاریخ بازنگری: ۲۴ خرداد ۱۴۰۰
تاریخ پذیرش: ۵ تیر ۱۴۰۰

طبقه‌بندیJEL: D50 ,E47 ,G21

واژگان کلیدی:
دهک های درآمدی، عدم قطعیت متغیرهای کلان، تجارت خارجی، رگرسیون غیرخطی فازی

ارتباط با نویسنده (گان) مسئول:
ایمیل: reza_ash@eco.usb.ac.ir
0000-0003-3854-8445

آدرس پستی:
اهواز، بلوار گلستان، دانشگاه شهید چمران اهواز، دانشکده اقتصاد و علوم اجتماعی، گروه اقتصاد، کد پستی: ۹۳۱۱۳-۶۱۳۵۷

اطلاعات تکمیلی:

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

برقراری عدالت اقتصادی از جمله بهبود توزیع درآمد یکی از اهداف مهم در جامعه است. این امر زمانی دارای اهمیت می شود که بتوان با مدلسازی دقیق تاثیر عوامل موثر بر نابرابری درآمد در جامعه را بررسی کرد. هدف اصلی از این مطالعه بررسی تاثیر عدم قطعیت متغیرهای کلان اقتصادی و تجارت خارجی بر توزیع درآمد بین دهک های درآمدی است. برای این منظور از یک سیستم مبتني بر قواعد فازي برای محاسبه کران های بالا، متوسط و پایین به همراه درجه اعتبار پیش بینی کران هر دهک درآمدی طی دوره زمانی ۱۳۷۵-۱۳۹۷ استفاده شده است. نتایج نشان می دهد که تورم بیشترین تاثیر را بر نابرابری درآمد بین دهک های درآمدی اول، دوم، سوم، چهارم، هفتم و هشتم دارد. نرخ سود بانکی و تولید ناخالص داخلی موجب نابرابری درآمد بین دهک درآمدی پنجم و ششم شده است. سرمایه گذاری مستقیم خارجی نیز بیشترین تاثیر را بر نابرابری درآمد بین دهک های درآمدی نهم و دهم دارد. عدم قطعیت متغیرهای کلان اقتصادی و تجارت خارجی موجب افزایش نابرابری بیشتر دهک های اول، دوم، سوم، چهارم و پنجم نسبت به دهک های ششم، هفتم، هشتم، نهم و دهم شده است. این نتایج از لحاظ برنامه ریزی در مسائل اقتصاد کلان از جمله کنترل تورم و همچنین آماده سازی و ایجاد بسترهای اقتصادی لازم برای بهره مندی از روابط تجارت خارجی برای کاهش نابرابری درآمد بین دهک های درآمدی اهمیت فراوانی دارند.

ارجاع به مقاله:
اشرف گنجویی، رضا.، اکبری فرد، حسین.، جلایی اسفندآبادی، سید عبدالمجید و ماشینچی، ماشاءالله. (۱۴۰۳). برآورد تاثیر عدم قطعیت متغیرهای کلان اقتصادی و تجارت خارجی بر توزیع درآمد بین دهک‌های درآمدی. *فصلنامه‌ی اقتصاد مقداری (بررسی های اقتصادی سابق)*، ۲۱(۲)، ۱۲۵-۷۵.

10.22055/JQE.2021.36781.2350

© 2024 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

پس از رکود بزرگ و برجسته شدن نقش دولت در مدیریت اقتصاد در چارچوب اقتصاد کینزی، یکی از موضوعات مهم در بحث اقتصاد کلان، بررسی رابطه بین عدم قطعیت متغیرهای اقتصاد کلان و نابرابری درآمد است که از ویژگی های توسعه است. عدم قطعیت متغیرهای اقتصاد کلان چالش های بزرگی را برای کشورهای در حال توسعه به ویژه برای مسائل نابرابری درآمد ایجاد می کند. با توجه به ادبیات موجود در این زمینه عوامل مختلفی از جمله نرخ تورم بالا، بدهی عظیم خارجی، نوسان زیاد نرخ ارز واقعی و کسری تراز پرداخت ها و بسیار از متغیرهای دیگر عامل نابرابری درآمد در کشورهای در حال توسعه هستند. مشاهده شده است که کشورهای توسعه یافته ای که حداقل عدم قطعیت متغیرهای اقتصاد کلان را دارند، نابرابری درآمد نسبتاً کم و رشد اقتصادی پایدار را تجربه کرده اند. در واقع این کشورها رشد اقتصادی نسبتاً بالاتری داشته اند زیرا در گذشته به دلیل نابرابری درآمد کمتر در این کشورها با مشکلات اجتماعی نسبتاً کمتری روبرو بوده اند. به دلیل توجه این کشورها برای غلبه بر مشکل نابرابری درآمد طی چند دهه گذشته بود. این کشورها سیاست متعددی برای مقابله با این مشکل اجرا کرده اند. از این رو نابرابری درآمد در درجه اول متوجه کشورهای در حال توسعه است. این مسئله طی سالها به دلیل سیاستهای متناقض و گاه بحث برانگیز توسعه در این کشورها مورد توجه قرار گرفته است. بازارهایی که در درجه اول باعث نوسانات زیادی در نرخ ارز واقعی می شوند، موجب بدتر شدن شرایط تجارت خواهند شد. ثانیاً، کشورهای در حال توسعه به دلیل عدم اطمینان ذاتی و اشتباهات ناشی از سیاست اتخاذ شده، شوک های داخلی را تجربه می کنند که در نتیجه باعث تورم می شود. ثالثاً، کشورهاي در حال توسعه در مواجه با شوک های وارده از ظرفیت ضعیفي برخوردار هستند (Ditta,2017).

در این مقاله با رویکرد اقتصاد کلان به بررسی تاثیر عدم قطعیت متغیر های اقتصادی بر نابرابری درآمد بین دهک های درآمدی پرداخته می شود. متغیر های کلان اقتصادی به طور ذاتی دارای عدم قطعیت می باشند. در دهه های اخیر، این موضوع در اقتصاد بیش از پیش حائز اهمیت گردیده است و بایستی این عدم قطعیت ها در تحلیل و مطالعه متغیرهای مورد بررسی لحاظ شوند. نابرابری درآمد بین دهک های درآمدی نیز از این امر مستثنی نبوده است. عموما عوامل تاثیر گذار بر نابرابری درآمد معین هستند اما با وجود عوامل غیر قابل پیش بینی تاثیر پذیری دهک های درآمدی از عدم قطعیت اجتناب ناپذیر است. با توجه به این که در یک سیستم اقتصادی حتی اگر یکی از عوامل که تحت عنوان پارامترهای ورودی لحاظ می شود، دارای عدم قطعیت باشد، تمامی پارامترهای خروجی مسئله دارای عدم قطعیت خواهند بود. از این رو باید همواره مجموعه ای از جواب ها را مد نظر قرار داد و یا اینکه می توان با استفاده از تئوری احتمالات برای هر متغیر خروجی یک تابع توزیع مناسب در نظرگرفت (Borkowska,1974). بنابر آنچه که گفته شد، متغیرهای موجود در یک سیستم اقتصادی همواره با عدم قطعیت هایی روبرو می باشند که این عدم قطعیت ها از طریق اثر گذاری بر متغیرهای اقتصادی توزیع درآمد جامعه را تحت تاثیر قرار می دهند. از طرف دیگر رفتار متغیرهای اقتصادی بر اساس مطالعات انجام شده غیر خطی می باشد و برآورد مدل رگرسیون با در نظرگرفتن رفتار خطی نتایج دقیق و مطلوبی را نشان نمی دهد (Ashraf Ganjavii et al, 2019).

در این مطالعه به منظور بررسی تاثیر عدم قطعیت، ترکیبی از متغیرهای کلان اقتصادی از جمله تولید ناخالص داخلی، نرخ های سود بانکی، نرخ تورم، نرخ ارز و شاخص قیمت سهام، شاخصی تحت عنوان نااطمینانی سیاست های اقتصادی (EPU)[1] معرفی می شود (Antonakakis & Gupta,2015) که به عنوان عوامل داخلی محسوب می شوند و از درجه باز بودن اقتصادی (نسبت جمع صادرات و واردات به تولید ناخالص داخلي) و سرمایه گذاری مستقیم خارجی به عنوان عوامل خارجی استفاده می شوند. بسیاری از مطالعات انجام شده با استفاده از روش های اقتصاد سنجی از جمله رگرسیون کلاسیک به بررسی عوامل موثر بر نابرابری درآمد پرداخته‌اند. با توجه به این مطلب هیچ گونه تحقیقی

[1] Economic Policy Uncertainty (EPU)

در زمینه ی محاسبه کران های (کران های بالا، پایین و متوسط دهک های درآمدی که به ترتیب نشان دهنده آن است که بیشترین، کمترین و متوسط تاثیر عدم قطعیت متغیرهای اقتصاد کلان بر نابرابری درآمد بین دهک ها به چه میزان است) نابرابری درآمد بین دهک ها در کارهای اقتصادی انجام نشده است با توجه به اهمیت موضوع سوالی که در این تحقیق مورد توجه قرار گرفته آن است که عدم قطعیت متغیرهای اقتصاد کلان و تجارت خارجی به چه میزان و با چه احتمالی بر کران های نابرابری درآمد بین دهک های درآمدی تاثیر می گذارند. از آن جا که مدل سازی بر اساس منطق فازی از جنبه های گوناگون اهمیت فراوانی دارد و با توجه به اهمیت موضوع در این مقاله سعی شده است برای پاسخ به این سوال با استفاده از مدلسازی غیرخطی فازی در قالب اعداد –Z به محاسبه کران های بالا، متوسط و پایین نابرابری درآمد بین دهک های درآمدی به همراه درجه اعتبار پیش بینی کران ها (احتمال هر کران) پرداخته می شود. این مقاله در پنج بخش سازماندهی شده است. بعد از مقدمه در بخش دوم ادبیات موضوع بررسی می شود. در بخش سوم روش شناسی تحقیق، بخش چهارم یافته های تحقیق و در بخش پنجم نتیجه گیري و توصیه های سیاستی بیان می شود.

۲- ادبیات موضوع

۲-۱- بررسی ارتباط بین متغیرهای کلان اقتصادی

نابرابري در توزیع درآمد بین طبقات درآمدی مختلف جامعه به مفهوم محرومیت نسبی قشرهایی از مردم در مقایسه با دیگر اقشار جامعه است. از این رو یکی از اهداف دولتها ایجاد تعادل در الگوي توزیع درآمدها است و همواره مورد توجه سیاستگذاران اقتصادي می باشد. علاوه بر این، توزیع درآمد یک بحث صرفاً اقتصادي نیست و در تعیین کیفیت آن ملاحظات سیاسی و ارزشی در جهت حفظ سلامت و ثبات اجتماعی نیز مطرح است. در یک دسته بندی کلی ادبیات موجود در رابطه با اقتصاد کلان و توزیع درامد را می توان به چهار گروه کلی تقسیم کرد. این گروه ها عبارتند از:

۱- اثر رشد و توسعه اقتصادی بر توزیع درآمد،

۲- اثر متغیرهای اقتصاد کلان بر توزیع درآمد،

۳- اثر سیاست های اقتصادی (مالی، پولی و ارزی) بر توزیع درآمد،
٤- اثر عدم قطعیت متغیرهای اقتصاد کلان بر توزیع درآمد.

با توجه به موضوع مطالعه حاضر در این بخش به بررسی تاثیر متغیرهای اقتصاد کلان بر توزیع درآمد پرداخته می شود. بررسی مبانی نظری در ارتباط با اثر متغیرهای اقتصاد کلان بر توزیع درآمد نشان می دهد که رهیافت های دو مکتب نئوکلاسیک و کینز در تحلیل نابرابری درآمد اهمیت فراوان دارند. پیروان مکتب نئوکلاسیک ها با استفاده از مبانی اقتصاد خرد به تحلیل توزیع درآمد پرداخته اند. اقتصاددانان کلاسیک چگونگی توزیع درآمد بین بخش های مختلف جمعیت را مورد بررسی قرار داده اند. آنان اساس توزیع درامد را با توجه به مالکیت عوامل تولید مطرح نموده اند. در واقع کلاسیک ها معتقد بودند که تولید موجب افزایش تقاضا می شود و افزایش تقاضا موجب افزایش درآمد می شود و بی ثباتی های حاصل از تولید موجب نابرابری درآمد می شود. کینز تقاضای موثر را عامل اصلی در میزان تولید و درنتیجه موجب نابرابری درآمد بین عوامل تولید می داند به گونه ای که تقاضای کل از طریق تاثیر گذاری بر اشتغال و در نتیجه تولید چگونگی توزیع درآمد را در جامعه تحت تاثیر قرار می دهد. بررسی رشد اقتصادي و توجه به آن در بلندمدت یک موضوع مهم بین پیروان مکتب کلاسیک است. از نظر کلاسیک هاي بدبین، عواملی مانند رشد سریع جمعیت، کاهش نرخ سود و بازده نزولی زمین موجب رکود اقتصادي می شود و زمینه نابرابري توزیع درآمد را در جامعه فراهم می آورد. اما در دیدگاه کلاسیک هاي خوشبین، رکود اقتصادي به کمک عواملی متعددی همچون پیشرفت تکنولوژي و کشف منابع جدید بهبود می یابد به طور کلی، نحوه توزیع درآمد در مکاتب کلاسیک، نئوکلاسیک و کینز را می توان به صورت زیر دسته بندی کرد(Nofarsti, 1967).

ا- طبق نظریه مکتب کلاسیک و نئوکلاسیک تولید عامل اصلی افزایش تقاضا و افزایش درآمد است.

۲- طرفداران مکتب کینز معتقدند که افزایش تقاضای کل موجب افزایش تولید و درآمد می شود.

با توجه به نتایج مطالعات انجام شده و ماهیت شوک های واقعی و تاثیر آنها بر توزیع درآمد می توان بیان کرد. از آنجا که هر یک از متغیر اقتصادی از کانال های مختلف بر سایر متغیرها تاثیرگذار هستند. بنابراین، می توانند توزیع درآمد را در جامعه تحت تاثیر قرار

دهند در این مطالعه ابتدا نحوه ارتباط بین متغیرهای کلان اقتصادی تبیین می شود و سپس به بررسی مبانی نظری تاثیر عدم قطعیت هر از متغیرهای کلان اقتصادی بر توزیع درآمد.پرداخته می شود.

۲-۲- ارتباط نرخ تورم و نرخ سود بانكي (اثر فیشر)

در بسياري از كشورها با توجه به مطالعات انجام شده در بلندمدت رابطه مثبتی میان نرخ سود اسمی و نرخ تورم وجود دارد. که بیانگر تاثیر روند تورم بر نرخی سود اسمی است .رابطه مثبت میان نرخ سود اسمی و تورم مورد انتظار یک نظریه کلاسیک منسوب به ایروینگ فیشر است. اثر فیشر یکی از نتایج مهم نظریه نئوکلاسیکی نرخ بهره است که در سال ۱۹۳۰ توسط فیشر در کتاب معروف نظریه بهره مطرح شده است که در رابطه زیر نشان داده شده است. به طور خلاصه، اثر فیشر كه به صورت رابطه (۱) نشان داده شده است، استدلال مي كند كه در بلندمدت يك واحد افزايش در تورم(p)، نرخ بهره اسمي (i)، را يك واحد افزايش خواهد داد و ميزان نرخ بهره واقعي (r) ثابت مي ماند.

$$i = r + \beta_p \quad , \quad \beta = 1 \qquad (۱)$$

آلفرد مارشال رابطه بين نرخ بهره اسمي و نرخ تورم را به صورت رابطه زير بيان می کند. در اين رابطه i نرخ اسمي، p نرخ تورم،ip اثر تقاطعی دو نرخ بهره اسمی و تورم و r نرخ حقيقي است. از ديدگاه مارشال نرخ بهره اسمي و نرخ تورم رابطه مستقيم با هم دارند (ابونوری و همکاران،۱۳۹۲) که به صورت رابطه (۲(نشان داده شده است.

$$r = i - p - ip \qquad (۲)$$

۲-۳- ارتباط نرخ سود با رشد اقتصادي

يكی از موضوعات مهم و بحث برانگيز در اقتصاد بررسی تأثيرگذاري نرخ سود بانكی بر رشد اقتصادي است. نرخ سود بانكی قيمت نهاده توليدي سرمايه است و يكی از هزينه هاي توليد است. كه به طور مستقيم در قيمت تمام شده محصول محاسبه می شود. به گونه ای كه نرخ سود بانكی به عنوان يكی از هزينه هاي توليد در تصميم گيري براي توليد اهميت دارد. رابطه بين نرخ سود بانكی و رشد اقتصادي را می توان با يک تابع ثابت نسبت به مقياس توليد كه به صورت رابطه (۳) نشان داده شده است.

$$Y = K^{\alpha}(LE)^{1-\alpha} \quad (۳)$$

در این رابطه K سرمایه، L نیروی کار، E تغییرات فنی و Y تولید ناخالص داخلی است. با فرض آن که n رشد نیروی کار، g رشد تغییرات فنی نیروی کار است که به صورت برون زا تعیین می شود. δ نرخ استهلاک سرمایه، S سهمی از درآمد است که پس انداز می شود که این میزان پس انداز موجب افزایش سهم سرمایه می شود. از این محصول نهایی سرمایه که به صورت رابطه (٤) نشان داده شده است.

$$r = \alpha \frac{Y}{K} \quad (۴)$$

در حالت پایدار تولید و سرمایه هر دو با نرخ n+δ رشد می کنند و نرخ باگشت سرمایه به صورت زیر رابطه (۵) تعیین می شود (احسان فر و همکاران،۱۳۹۳).

$$r = \alpha \left(\frac{n + \delta + g}{S}\right) \quad (۵)$$

۴-۲- ارتباط بين توليد ناخالص داخلي، تورم و نرخ بهره (قاعده تيلور)

تحقيقات انجام شده در اقتصاد كلان، شواهد فراوانی را برای اتخاذ يک قاعده سياستي مناسب برای ايجاد ثبات در سطح عمومی قيمت ها، رشد اقتصادی ارايه مي نمايد. به گونه‌ای كه طي دهه هاي اخير به دنبال گسترش و برجسته شدن نقش سياست هاي پولي در ايجاد ثبات در سطح عمومي قيمت ها و توليد مطالعات تجربي و نظري فراواني جهت معرفي الگوي مناسب سياست پولي انجام پذيرفته است. يکی از نگرانی های مقامات پولي ارتباط بلندمدت ميان عرضه پول و تورم جهت كنترل تورم، كنترل حجم پول و نقدينگي است. معروف ترين قاعده پولي در اين زمينه قاعده پولي تيلور مي باشد كه مبتني بر تئوري نئوكينزين ها مي باشد. براساس قاعده پولي تيلور، ميزان تورم و شكاف توليد نرخ بهره كوتاه مدت را تنظيم و تعديل می كند. مبناي استفاده از قاعده مذكور درک اين واقعيت است كه يک سياست پولي از يک طرف بايد يک تعادل بين تغييرات توليد ناخالص داخلي و تورم ايجاد كند. از طرف ديگر سياست هاي به كار گرفته شده در كنار اهداف مربوط به كنترل

تورم و حفظ ثبات تولید، هیچگاه نباید بر تثبیت نرخ اسمي ارز تاکید نماید و متکي بر مداخله مداوم مقامات پولي باشد(Akrami et al., 2016).

۲-۵- ارتباط نرخ ارز با نرخ سود

با توجه به تئوري بین المللي فیشر، زماني که نرخ بهره داخلي نسبت به نرخ بهره خارجي کاهش می یابد، ارزش پول رایج خارجي کاهش می یابد. زیرا با افزایش نرخ بهره خارجي از نرخ بهره داخلي، پول رایج خارجي با کاهش ارزش روبه رو خواهد شد(Amiri et al., 2018).

۲-۶- رابطه بین نرخ ارز و شاخص قیمت

برای محاسبه تغییرات نرخ ارز بین دو کشور (از طریق سطح عمومي قیمت هاي نسبي) از فرضیه برابري قدرت خرید استفاده مي شود. یکی از فروض مهم در این رابطه ثابت بودن مقدار کالاها در سبد بازار است. بنابراین، تنها راه تغییر قیمت سبد بازار تغییر قیمت کالاها است. به گونه ای که تغییر در سطح عمومی قیمت ها موجب تورم می شود. بنابراین، تغییرات نرخ تورم بر اساس نظریه برابري قدرت خرید موجب تغییرات نرخ ارز خواهد شد. با بررسی تغییرات نرخ ارز و قدرت خرید پول ها ی مختلف در مقایسه با یکدیگر، اهمیت و تأثیرگذاري نرخ ارز اوضاع اقتصادي هر جامعه روشن مي شود. از سوي دیگر تغییرات نرخ ارز بر قیمت تما م شده کالاها و سرمایه گذاري شرکت هاي در بورس اثر مي گذارد. طبق این تغییرات نرخ ارز از طریق تغییر سطح عمومي قیمت هاي نسبي دو کشور تعیین مي‌شود. از آنجا که ارز مانند پول نقد، سپرده بانکي و سهام در سبد دارایي سرمایه گذاران قرار مي گیرد، تأثیرات نرخ ارز بر شاخص قیمت سهام را مي توان در چهارچوب نظریه نگهداري دارایي در سبد سرمایه گذاري بررسي کرد. تغییرات هر کدام از دارایی هاي موجود در سبد دارایي ها نظیر پول نقد، سهام، سپرده بانکي و نرخ ارز، تقاضا براي سهام را در این بازار تحت تأثیر قرار داده و به دنبال آن باعث تغییر قیمت سهام مي شود (Amiri et al., 2018).

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

۲-۷- بررسی آثار عدم قطعیت متغیرهای اقتصاد کلان بر توزیع درآمد

بررسی آثار عدم قطعیت متغیرهای اقتصاد کلان و مسائل تجارت بین الملل بر نابرابری درآمد از چند دهۀ گذشته آغاز شده است و امروزه به شکل گسترده ای در مباحث اقتصاد کلان تجزیه و تحلیل می شوند (ابونوری و همکاران،١٣٨٦). شواهد تجربی کشورهای مختلف نشان می دهد که عوامل زیادی بر نابرابری درآمد موثر است در این بخش از مطالعه به بررسی تاثیر عدم قطعیت متغیرهای اقتصاد کلان و درجه باز بودن اقتصادی و افزایش سرمایه گذاری مستقیم خارجی بر نابرابری درآمد پرداخته می شود.

۲-۸- تورم

تورم یکی از متغیرهای کلیدی اقتصاد کلان است که بر کلیه عوامل اقتصادی تأثیر می گذارد. تورم از طریق کانال های مختلف بر سایر متغیرهای اقتصادی تأثیر می گذارد. دولت ها با در نظر گرفتن تورم هزینه های خود را تنظیم می کنند این موضوع از طریق کانال های مختلف بر شرکت ها از جمله رقابت شرکت ها در بازارهای جهانی کالا و خدمات تأثیر می‌گذارد وجود عدم اطمینان ناشی از یک فضای تورمی بالا نرخ ارز را تحت تأثیر قرار می‌دهد و هزینه تولید شرکت ها را تحت تأثیر قرار می دهد. همچنین، تورم بر نرخ بهره واقعی و در نتیجه سرمایه گذاری شرکت ها تأثیر می گذارد. علاوه بر این کاهش تورم هنگام ارزیابی ثبات اقتصادی بسیار مهم است. کشورهایی که نوسانات تورمی بالای دارند، متغیرهای اصلی اقتصاد کلان مانند مصرف، سرمایه گذاری و نرخ رشد به دلیل وخیم شدن انتظارات کارگزاران اقتصادی دچار نوسان می شوند. بررسی تاثیر تورم بر مخارج خانوارها ضروری است، نرخ تورم با تأثیر بر قدرت خرید خانوارها، مستقیماً بر زندگی روزمره مصرف کنندگان تأثیر می‌گذارد. این موضوع یک عامل قابل توجه در تعیین افزایش دستمزد است. از طرفی بر نابرابری درآمد در اقتصاد تأثیر می گذارد. به همین دلایل، بررسی صحیح تورم و روشن ساختن دلایل ساختاری، سیاسی یا جغرافیایی آن، همراه با پیامدهای آن، ضروری است. بعلاوه، بررسی تاثیر تورم در گروههای درآمدی در اقتصاد بسیار مهم است. تأثیر تورم بر نابرابری درآمد یکی از مهمترین پیامدها در گروه های درآمدی در اقتصاد است. تأثیر بیشتری از تورم بر جنبه های مختلف اقتصاد وجود دارد. از جمله در تعیین حداقل دستمزد موثر است. با افزایش تورم خانوارهای فقیر نسبت به ثروتمندان آسیب پذیرتر می شوند زیرا

خانوارهای فقیر با توجه به دستمزد خود نمی تواند افزایش هزینه زندگی خود را جبران کند. این امر موجب نابرابری درآمد می شود (Özüdoğru, 2020).

تورم یک افزایش در سطح عمومی قیمت ها است. برای اندازه گیری آن، سبدی از کالاها و خدمات تعریف شده است که سلیقه های مصرف کنندگان جامعه را به طور کلی منعکس می کند. پس از آن، با مقایسه قیمت سبد کالا در طول سال های مختلف نرخ تورم محاسبه می شود. توجه به این نکته مهم است که سبدکالا، سلیقه های مصرف خانوارهای شهری را نشان می دهد. با این حال، گروه های مختلف درآمدی یا جمعیتی در جامعه وجود دارند و ممکن است سلیقه مصرفی آنها با توجه به درآمد آنها متفاوت باشد. در نتیجه، سبد مصرفی هر گروه درآمدی ممکن است، متفاوت باشد و برخی از آنها در مقایسه با خانوار شهری نرخ تورم متفاوتی را تجربه می کنند. یکی از دلایل چنین تفاوتی پویایی تورم در گروه های مختلف درآمدی است. بنابراین، بررسی تاثیر تورم در گروه های درآمدی به لحاظ ایجاد نابرابری درآمد و شکاف طبقاتی مهم است. در برخی از موارد به دلیل رقابت زیاد تولید کنندگان در بازارهای مختلف، قیمت کالاها کاهش می یابد که منافع آن نصیب خانوارهای ثروتمند می شود و در برخی موارد به دلیل محدودیت منابع قیمت کالاها افزایش می یابد و افراد فقیر نمی توانند از تخفیف های مناسب استفاده کنند، این موضوع موجب نابرابری درآمد می شود(Özüdoğru, 2020).

۹-۲- نرخ ارز

سه منبع اصلی بی ثباتی اقتصاد کلان در کشورهای در حال توسعه وجود دارد. اولاً، شوک‌های برونزای گسترده ای که از بازارهای مالی بوجود می آید، باعث نوسان زیادی در نرخ ارز واقعی می شوند و شرایط تجارت را بدتر می کنند. ثانیاً، کشورهای در حال توسعه به دلیل عدم اطمینان ذاتی و خطاهای ناشی از سیاست خود، شوک های داخلی را تجربه می کنند که موجب تورم می شود. ثالثاً، کشورهاي توسعه نیافته به لحاظ جذب و مقابله با شوك‌های وارده از ساختار ضعیفي برخوردار هستندکه موجب بی ثباتی در اقتصاد می شود. نوسانات نرخ ارز که به عنوان یک معیار عدم اطمینان تعبیر می شوند، می تواند از طریق تأثیر بر متغیرهای مختلف اقتصادی بر نابرابری درآمد تأثیر بگذارد. یکی از پیامدهای نوسانات نرخ ارز ایجاد عدم اطمینان در بازدهی سرمایه گذاری است. از نظر تئوری، عدم اطمینان می‌تواند بر روی سرمایه گذاری تأثیر مثبت یا منفی بگذارد. این علامت ممکن است

به پیش فرض های مربوط به هزینه های تعدیل و بازدهی سرمایه گذاری بستگی داشته باشد. روثورن (۱۹۹۹) استدلال می کند که اگر سرمایه گذاری به دلیل عدم اطمینان کاهش یابد، موجب افزایش بیکاری می شود زیرا سرمایه گذاری یک اجزای مهم تقاضای کل است. همچنین با توجه به ارتباط بین نیروی کار و سرمایه کاهش سرمایه منجر به کاهش اشتغال خواهد شد زیرا سرمایه یکی از عوامل مهم برای اشتغالزایی است. محدودیت های انباشت سرمایه نیز محدودیت هایی برای ایجاد اشتغال هستند. از آنجا که بخش صادرات میزان قابل توجهی از کارگران غیر ماهر را استخدام می کند که احتمال فقیر بودن آنها وجود دارد این موضوع نابرابری درآمدی را افزایش می دهد. به دنبال این بحث، انتظار می رود نوسانات بیشتر نرخ ارز از طریق تأثیری که بر افزایش عدم اطمینان دارد موجب کاهش سرمایه گذاری کل شود و نابرابری درآمد را افزایش می دهد. از سوی دیگر، عدم اطمینان موجب ریسک گریزی در سرمایه گذاری و تجارت می شود و تصمیمات سرمایه گذاری شرکت ها را تحت تأثیر قرار می دهد. از این رو افراد ریسک گریز سرمایه گذاری های کم ریسک تر را جایگزین سرمایه گذاری های با ریسک بالا می کنند و حجم تجارت و سرمایه گذاری بین المللی را کاهش می دهند. این مکانیزم از طریق تاثیر گذاری بر اشتغال نابرابری درآمدی را افزایش می دهد(Rawthorne, 2019).

۲-۱۰- رشد اقتصادی

رشد اقتصادی با توجه به دیدگاه مختلف می تواند نابرابری درآمد را افزایش یا کاهش دهد. بر اساس نظریه کوزنتس (۱۹۵۵) نابرابری درآمد ابتدا در مراحل اولیه توسعه (هنگامی که درآمد با سرعت بیشتری در حال افزایش است) افزایش می یابد و سپس با گذشت زمان کاهش می یابد. گرینوود و جووانوویچ (۱۹۸۹) نشان می دهند، با افزایش سطح درآمد در یک کشور بخش مالی بزرگتر می شود که موجب افزایش رشد اقتصادی خواهد شد و می‌تواند شکاف درآمدی را بین افراد فقیر و غنی افزایش دهد. با این حال در بسیاری از کشورهای پیشرفته مانند ایالات متحده و انگلیس نابرابری درآمد همراه با رشد کلی اقتصادی افزایش یافته است. ادبیات گسترده ای در مورد رابطه بین نابرابری درآمد و رشد اقتصادی وجود دارد. از مشهورترین آنها منحنی کوزنتس(۱۹۵۵) است. کوزنتس، فرضیات خود را بر اساس داده های مربوط به ایالات متحده و انگلیس مورد بررسی قرار می دهد. وی با استفاده از

داده های موجود نشان داد که رابطه بین رشد اقتصادی و نابرابری درآمد مانند نمودار U است. در واقع زمانی که اقتصاد کشور در مرحله اولیه خود قرار دارد با رشد اقتصادی نابرابری درآمد افزایش می یابد و در مرحله نهایی اقتصاد با رشد اقتصادی نابرابری درآمد کاهش می‌یابد. کوزنتس تصور می کرد که مهمترین عامل جبران کننده نابرابری درآمد، تبدیل يك کشور از وضعیت کشاورزی به صنعتی در شهرها است، زیرا گروه های که درآمد کمتری در شهرها دارند فرصتهای بیشتری برای تأمین درآمد زندگی خود در هنگام رشد اقتصادی بدست می آورند. با این حال، کوزنتس اظهار داشت که گسترش نابرابری در مراحل اولیه رشد اقتصادی اتفاق می افتد به ویژه در کشورهای که ظهور سیستم جدید صنعتی تأثیرات شکننده ای بر نهادهای اقتصادی و اجتماعی دارد. این تحول ساختار درآمد را در کشورهای توسعه نیافته بیشتر از کشورهای پیشرفته تحت تاثیر قرار می دهد(Luan,2017).

۱۱-۲- نرخ بهره

خانوارها درآمد خود را از کانال های مختلف به دست می آورند که هر یک از آنها ممکن است به تغییرات نرخ بهره واکنش متفاوتی نشان دهند. خانوارهای که در طبقات پایین درآمدی قرار دارند، درآمد خود را بیشتر از طریق جابجایی بین مشاغل مختلف کسب می‌کنند. در حالی که خانوارهای طبقه متوسط بیشتر درآمد آنها در مشاغل مهارتی است و خانوارهای که در طبقات درآمدی بالا قرار دارند بیشتر به درآمد حاصل از سرمایه های خود متکی هستند. اگر کاهش نرخ بهره فعالیت اقتصادی را تحریک کند منجر به دستمزد بالاتر و بیکاری کمتری شود در نتیجه نابرابری خانوارهای کم درآمد افزایش می یابد. از طرف دیگر نرخ های بهره پایین باعث کاهش درآمد بهره می شود که منجر به کاهش نابرابری خانوارهایی با درامد بالا می شود. کانال های دیگری نیز وجود دارد که از طریق آنها نرخ بهره و تورم بر نابرابری درآمد تأثیر می گذارد. اگر نرخ بهره افزایش یابد، خانوارها، با بدهی بالاتری برای باز پرداخت وام های خود و سایر بدهی ها روبرو می شوند. بنابراین افزایش نرخ بهره می تواند به خانوارهایی که درآمد کمتری دارند آسیب برساند و به خانوارهایی که در گرو های درآمد بالاتری قرار دارند از طریق بازدهی بالاتر پس انداز کمک کند. همچنین در صورت وقوع انقباضات پولی و رشد اقتصادی کند خانوارهای کم درآمد به احتمال زیاد بیکار می شوند. این به عنوان کانال ناهمگنی درآمد شناخته می شود که از طریق آن سیاست

پولی می تواند بر نابرابری درآمد تأثیر بگذارد از این رو نرخ بهره پایین ممکن است با افزایش سود سرمایه نابرابری درآمد را افزایش دهد(Colciago,2019).

۱۲-۲- قیمت سهام

روش های جدیدکه برای محاسبه توزیع درآمد وجود دارند، شواهدی را ارائه می کنند که نابرابری درآمد را هم در ایالات متحده و هم در سطح جهانی گسترش می دهند (Alvaredo,2018, Cagetti,2008& Saez,2016). نابرابری درآمد تا حدی ناشی از نابرابری ثروت از جمله بازدهی حاصل از سرمایه های مالی ایجاد می شود به ویژه اگر بازدهی برای طبقاتی که قبلا ثروتمندتر بوده اند، بیشتر باشد. مطالعات تجربی بین سالهای ۲۰۰۲ و ۲۰۱۱ در مورد سرمایه گذاران در بازار سهام هند نشان می دهد که افزایش قیمت سهام، موجب افزایش دارایی های نگهداری شده توسط افراد ثروتمند است. و نابرابری درآمد و شکاف طبقاتی افزایش یافته است. افزایش بازدهی سهام که منشا آن عموما افزایش قیمت سهام است، بازده سرمایه گذاری اولیه را چند برابر می کند. از طرفی ناهمگنی در بازدهی سبد سهام سرمایه گذاران نیز یکی از عواملی است که موجب نابرابری درآمد می شود. اگر بازدهی سبد سهام به طور عادی توزیع شود سرمایه گذاران می توانند عایدی متوسطی را نیز بدست آورند. در پرتفوی های متنوع تری که افراد سهام بیشتری را در اختیار دارند، واریانس پایین تر و میانگین بازدهی بالاتری دارند. این تجزیه و تحلیل نشان می دهد که بازده ناهمگن می تواند از دو طریق به نابرابری درآمد کمک کند. اول، ریسک پذیری و تنوع در سبد سهام باعث تغییر مقطعی و تصادفی در بازدهی واقعی می شود. در هر دوره، برخی از سرمایه گذاران که سبد سهام آنها تنوع کمتری دارد اما خوش شانس تر از سایر سهام داران هستند، باعث می شود که سطح ثروت آنها افزایش یابد. دوم، بازدهی سهام مربوط به سرمایه گذارانی که استراتژی های مختلف سرمایه گذاری را دنبال می کنند، متفاوت است به ویژه اگر میانگین دوره بازدهی با سطح اولیه ثروت همبسته باشد. در این کانال، میانگین تغییر مقطعی و تصادفی دوره بازگشت بازدهی ممکن است، ناشی از ناهمگنی در تمایل سرمایه گذاران به ریسک، توانایی آنها در شناسایی و مواجهه با زیان یا مهارت انتخاب سهام را منعکس کند این دو کانال تقریباً به یک اندازه در میزان نابرابری درآمد مهم هستند.

طور کلی نابرابری ثروت، اخیراً در خط مقدم اقتصاد قرار است به ویژه زمانی که صحبت از نقش بازار سهام در ایجاد نابرابری ثروت می شود،[۲] نشان می دهد که ناهمگنی بازده سهام باعث افزایش نابرابری ثروت و درآمد در بازارهای سهام هند شده است به طوری که اگر برخی از سرمایه گذارانی که تنوع پذیز نیستند، خوب عمل کنند. در حالی که برخی دیگر به طور تصادفی ضعیف عمل می کنند، موجب نابرابری درآمد می شود. مطابق با ادعای کمپبل، بازدهی منفی و مثبت ثروت کاملا مرتبط با افزایش نوسانات قیمت سهام و ناهمگنی بازدهی سهام است. از این رو بسته به شانس سهامدران ثروتمندان با افزایش نوسانات به مرور زمان ثروتمندتر می شوند که در مقایسه با افرادی که هیچ سرمایه گذاری در سهام ندارند، ثروت آنها افزایش یافته و در نتیجه نابرابری درآمدی در جامعه به شدت افزایش می یابد(Campbell,2018).

۱۳-۲- سرمایه گذاری مستقیم خارجی و درجه باز بودن اقتصادی

نظریه ای که تاثیر سرمایه گذاری مستقیم خارجی بر نابرابری درآمد را حمایت می کند، با مدل رشد درون زا ارائه می شود. طبق این نظریه، تغییر در فن آوری باعث ایجاد شکاف درآمد بین کارگران غیر ماهر و ماهر می شود. بر این اساس در انتقال تکنولوژی جدید از شرکت های چند ملیتی به کشور میزبان، دو مرحله پیشرفت وجود دارد. در مرحله اول، از آنجا که شرکت های داخلی در حال فراگیری از شرکت های چند ملیتی برای استفاده از فناوری جدید هستند، شرکت های داخلی برای انجام تحقیقات مورد نیاز برای پیاده سازی فناوری جدید به بخشی از نیروی کار ماهر نیاز دارند. در این فرآیند، بودجه سرمایه گذاری شده برای نوآوری نسبتاً کاهش می یابد زیرا فناوری قدیمی عمدتا توسط شرکت های داخلی استفاده می شود. در نتیجه، تقاضا برای کارگران ماهر ناچیز است و منجر به درآمد مشابهی برای کارگران ماهر و غیر ماهر می شود. در مرحله دوم توسعه، شرکت های داخلی مدل استفاده از فناوری جدید برای تولید محصولات را با موفقیت پیاده سازی می کنند. در فرآیند اجرا، مشاغل مورد استفاده از فناوری جدید فقط به نیروی کار ماهر برای تولید نیاز دارند. در نتیجه، تقاضا برای نیروی متخصص به شدت افزایش می یابد، که بر بازار کار تأثیر می‌گذارد. نیاز به مهارت در مراحل اولیه منجر به افزایش تقاضا برای مهارت های جدید

[2] Campbell, 2019

می‌شود. این منجر به افزایش نابرابری در درآمد در این دوره می شود. سپس، با بهبود مهارت های لازم و تکمیل شرکت ها برای انتقال به یک مدل فناوری جدید، نابرابری درآمد کاهش می یابد. علاوه بر این، کارگران کم مهارت سعی می کنند مهارت بیشتری کسب کنند تا کارگران ماهر شوند، بنابراین می توانند به طبقه متوسط درآمد بپیوندند، که منجر به تمایز نابرابری در مراحل قبل می شود. برخلاف تئوری رشد درون زا، نظریه مدل شمال و جنوب نشان می دهد که سرمایه گذاری مستقیم خارجی نابرابری درآمد را افزایش می دهد. این مدل در سال ۱۹۹۷ توسط فینسترا و هانسون توسعه داده شده و فرض می کند که کشورهای شمال کشورهای پیشرفته با نیروی کار ماهر فراوان و کشورهای جنوب کشورهای توسعه نیافته ای هستند که عمدتا نیروی کار غیرمتخصص است. متعاقباً شرکت ها در کشورهاي شمالي شامل کارگران عمدتاً ماهر هستند و شرکت ها در کشورهاي جنوبي کارگران غیر ماهر براي تولید نهاده هاي واسطه ای استخدام مي کنند. فینسترا و هانسون (۱۹۹۷) مدلی از جهانی شدن تولید را ارائه می دهند و بیان می کنند.

که به دلیل در دسترس بودن و ارزان بودن نیروی کار در کشورهای توسعه نیافته شرکت های چند ملیتی با استفاده از عامل نیروی کار زیاد در فرآیند تولید، هزینه ها را کاهش می دهد. با این حال از دیدگاه کشورهای شمالی، مشاغل تولیدی منتقل شده به کشورهای جنوبی فعالیت های ساده ای دارند، اما این مشاغل در کشورهای جنوبی می توانند به عنوان فعالیت های بسیار ماهرانه در نظر گرفته شوند. این بدان معناست که برخی فعالیت ها می توانند به عنوان مهارت های کم در یک کشور، اما در سایر کشورها با مهارت های بالا در نظر گرفته شوند. بنابراین، این نوع سرمایه گذاری مستقیم خارجی ممکن است تقاضا و دستمزد کارگران ماهر را نه تنها در کشورهای پیشرفته بلکه در کشورهای کمتر توسعه یافته نیز افزایش دهد. بنابراین، سرمایه گذاری مستقیم خارجی با افزایش تقاضا و دستمزد کارگران ماهر در کشورهای میزبان بر نابرابری تأثیر منفی می گذارد(Le et al,2012).

بررسی ادبیات موجود نشان می دهد که تجارت منجر به افزایش بازده عوامل فراوان در یک کشور خواهد شد. در حالی که به طور همزمان باعث کاهش عوامل کمیاب می شود. بنابراین، برای کشورهای در حال توسعه با نیروی کار زیاد، آزاد سازی تجارت منجر به افزایش دستمزدها و کاهش نابرابری خواهد شد. از طرف دیگر، برای کشورهای

پیشرفته با نیروی کار ماهر فراوان، آزادسازی تجارت منجر به افزایش درآمد نیروی کار ماهر و در نتیجه افزایش نابرابری درآمد خواهد شد. از این رو، استدلال نظری با واقعیت منافات دارد. به طور کلی، نابرابری درآمد پس از باز بودن تجارت افزایش می یابد. با توجه به نتایج مطالعات تجربی یکی از دلایل این افزایش از طریق واردات فناوری است که باعث افزایش بازدهی نیروی کار ماهر و کاهش تقاضا برای نیروی کار غیر ماهر می شود. با توجه به مطالعات اخیر در مورد باز بودن تجارت و نابرابری درآمد سازمان تجارت جهانی تا حد زیادی این ایده را دنبال می کند که موانع تجارت را کاهش دهد چرا که که باز بودن تجارت به رشد و توسعه اقتصادی کمک می کند. با این حال، تحقیقات قبلی توسط استولپر و ساموئلسون (۱۹٤۱) حاکی از آن بود که چنین تغییراتی به سهولت در عمل رخ نمی دهد. استولپر و ساموئلسون بر اساس مدل هکشر-اوهلین که در دهه ۱۹۳۰ توسعه یافته بود، خاطرنشان کردند که تجارت منجر به افزایش دستمزدهای واقعی عامل فراوان و کاهش دستمزدهای واقعی عامل کمیاب خواهد شد. از این رو، تجارت همیشه منجر به سود می‌شود. مفهوم این یافته این بود که تجارت منجر به کاهش نابرابری درآمد در کشورهای در حال توسعه و افزایش نابرابری درآمد در کشورهای پیشرفته خواهد شد(Gu H et al., 2019).

۳- پیشینه تحقیق

۳-۱- بخش اول : مطالعات خارجی

اسقریوو همکاران (۲۰۱۴) تاثیر جهانی شدن بر نابرابری درآمد در ۳۱ کشور عضو اتحادیه اروپا در طی سالهای ۲۰۰۹ –۱۹۹۵ را با استفاده از روش پانل بررسی نموده اند. نتایج این مطالعه نشان می دهد که آزاد سازی تجارت از طریق سرمایه گذاری مستقیم خارجی و سرمایه گذاری در بورس سهام موجب نابرابری درآمد در اتحادیه اروپا شده است. که سرمایه گذاری مستقیم خارجی بیشترین تاثیر را بر نابرابری درآمد دارد. در این مطالعه از متغیرهای کنترلی نیز استفاده شده است به گونه ای که متغیر تحقیق و توسعه بیشترین سهم و متغیر پیشرفت فناوری (از طریق کالاهای فناوری اطلاعات)، تحصیلات و اشتغال تاثیر ناچیزی بر نابرابری درآمد دارند. در یک نتیجه گیری کلی از این مقاله می توان بیان کرد که عوامل جهانی شدن به طور عمده سرمایه گذاری مستقیم خارجی عامل افزایش نابرابری در اتحادیه

اروپا در سال های اخیر بوده اند(sghrio,2014). یانگ و همکاران (۲۰۱۵) به بررسی تاثیر نوسانات رشد اقتصادی بر توزیع درآمد در ایالت های مختلف آمریکا برای دوره زمانی ۱۹۴۵ تا ۲۰۱۴ پرداخته اند. نتایج این مطالعه نشان می دهد که یک رابطه طولانی مدت بین رشد اقتصادی و نابرابری درآمد در اکثر ایالت های آمریکا وجود دارد و با افزایش نوسانات رشد اقتصادی نابرابری درآمد افزایش می یابد. همچنین رابطه بین نوسانات رشد اقتصادی و نابرابری درآمدی نا متقارن است و زمانی که نوسانات رشد اقتصادی مثبت است، موجب نابرابری درآمدی می شود. در دوره ای که رشد اقتصادی منفی است، نوسانات رشد اقتصادی نابرابری درآمد ی کاهش می یابد (yang,2015). رنه کابرالو همکاران (۲۰۱۶) تاثیر جهانی شدن مالی بر نابرابری درآمد را در یک نمونه از ۱۵ اقتصاد طی دوره ۲۰۰۴ -۱۹۷۰ و با استفاده از روش گشتاورهای تعمیم یافته سیتمی بررسی کرده اند. نتایج این مطالعه نشان می دهد که معیار ادغام مالی بر اساس سهام پرتفوی و سرمایه گذاری مستقیم خارجی تأثیر زیادی بر نابرابری درآمد طبقات با درآمد بالا دارد. از این رو می توان بیان کرد که جهانی شدن از طریق جریان های سرمایه گذاری مستقیم خارجی و سرمایه گذاری های داخلی بر توزیع درآمد تأثیر می گذارد. همچنین با افزایش مالیات نابرابری درآمد دورن طبقاتی که درآمد بالایی دارند، کاهش می یابد(RenCabral et al,2016). نووسا (۲۰۱۹) در مطالعه ای به بررسی رابطه بین رشد اقتصادی و نابرابری درآمدی پرداخته اند. در این مطالعه به پیروی از مدل تجربی ویلی، رومر و منکیو برآوردی را بر روی یک نمونه جهانی شامل ۹۴ کشور برای دوره ۲۰۱۷ - ۱۹۸۵ انجام شده است. با توجه به نتایج این مطالعه رشد اقتصادی موجب افزایش نابرابری درآمد در نیجریه شده است. به عبارت دیگر افزایش رشد اقتصادی طی سال های متمادی زمینه افزایش نابرابری درآمد در جامعه را فراهم کرده است. با توجه به یافته ها این مطالعه دولت باید از طریق تخصیص بودجه و فراهم آوردن فرصت های شغلی و پرداخت مزایای بیکاری به بیکاران نابرابری درآمد را کاهش دهد(Nwosa,2019). سوتومایور (۲۰۱۹) به شناسایی عواملی که موجب کاهش نابرابری در کشور برزیل شده اند، پرداخته است. نتایج حاکی از آن است که نابرابری در برزیل به یک پنجم کاهش و میزان فقر به دو سوم کاهش یافته است. عوامل مهمی از جمله ثبات اقتصاد کلان، افزایش طولانی مدت پیشرفت تحصیلی هم از فقر و هم از نابرابری می کاهد. از سوی دیگر رشد اقتصادی و پیشرفت هایی که در کشور به وجود آمده است، تاثیر زیادی بر جمعیت، سطح تحصیلات،

مشارکت نیروی کار و کاهش قیمت های شده است که نتیجه آن کاهش قابل توجه ای در نابرابری درآمد است. همچنین انباشت سرمایه انسانی و نهادهای قدرتمند بازار کار به عنوان مکانیزم های کلیدی ارتباط رشد اقتصادی و توزیع درآمد هستند(Sotomayor,2019).
دابالن و همکاران (۲۰۲۰) به بررسی تاثیر تورم بر نابرابری درآمد در کشورهای آفریقایی پرداخته اند. در این مقاله با استفاده از تخمین منحنی انگل به ارزیابی تاثیر تورم بر روند نابرابری درآمدی برای ۱۶ کشور آفریقای جنوبی و برای خانوارهای که جمعیتی مشابه دارند، پرداخته شده است. نتایج نشان می دهدکه منحنی های انگل در اکثر کشورها به سمت چپ منحرف می شود. در ۱۳ کشور از ۱۶ کشور بورکینافاسو، کامرون، ساحل عاج، جمهوری دموکراتیک کنگو، اتیوپی، ماداگاسکار، موریس، نیجریه، رواندا، سنگال، آفریقای جنوبی، تانزانیا و توگو منحنی انگل به سمت چپ انتقال می یابد. که نشان دهنده آن است، افزایش تورم در این کشورها هزینه زندگی را بیش از حد نشان می دهد. همچنین نتایج نشان می‌دهد که کاهش نابرابری درآمدی به دلیل بهبود تورم است(Dabalen et al,2020).
بریشیا و همکاران (۲۰۲۰) تاثیر رشد اقتصادی، نرخ بهره واقعی و تورم بر نابرابری درآمد درکشورهای برزیل، روسیه، هند، چین و آفریقای جنوبی در سال های ۲۰۰۱ تا ۲۰۱۵ را مورد بررسی قرار داده اند. نتایج نشان می دهد که افزایش تورم و رشد درآمد واقعی منجر به افزایش نابرابری درآمد شده است و افزایش نرخ بهره واقعی با نابرابری درآمد افزایش می‌یابد. همچنین انقباض پولی در اقتصادهای برزیل، روسیه، هند، چین و آفریقای جنوبی تأثیر منفی بر فعالیت های اقتصادی دارد. از منظر سیاست گذاری نیز وقتی که بانک های مرکزی کشورهای برزیل، روسیه، هند، چین و آفریقای جنوبی از سیاست های پولی برای ثبات اقتصاد کلان استفاده می کنند، باید تأثیرات سیاست های پولی را بر توزیع درآمد در کشورهای خود در نظر بگیرند تا از افزایش نابرابری جلوگیری کند*(Berisha,2020)*.لاو و همکاران (۲۰۲۰) به بررسی ثاثیر کیفیت نهادی در ارتباط بین تورم و نابرابری درآمد طی سال های ۱۹۸۷ تا ۲۰۱۴ برای ۶۵ کشور توسعه یافته و در حال توسعه پرداخته اند. با توجه به نتایج افزایش تورم و کیفیت نهادی موجب افزایش نابرابری درآمد خواهد شد. در حالی که کیفیت مطلوب نهادی باعث بهبود نابرابری درآمد می شود. در همین حال اثر تورم با کیفیت نهادی مطلوب کاهش می یابد که این امر نشان دهنده وجود یک اثر واسطه ای از کیفیت نهادی است. از طرف دیگر، اثرات حاشیه ای حاکی از آن است که تورم و کیفیت نهادی،

نابرابری درآمد را کاهش می دهند. بنابراین برای کاهش نابرابری درآمد باید کیفیت نهادی را بهبود یابد زیرا از طریق تعامل با تورم تأثیر مستقیم و غیر مستقیم بر نابرابری درآمد دارد (Law et al,2020).جوسیفیدیس و همکاران (۲۰۲۰) در مطالعه ای تأثیر سرمایه گذاری مستقیم خارجی بر توزیع درآمد در کشورهای عضو اتحادیه اروپا را با استفاده از روش رگرسیون های به ظاهر نامرتبط برای دوره زمانی ۲۰۱۴-۱۹۹۰ را بررسی نموده اند. نتایج نشان می دهد که سرمایه خارجی تاثیر مثبت بر درآمد کارگران با مهارت بالا داشته است، چرا که مهارت های آنها مکمل سرمایه گذارهای خارجی بوده است. در حالی که برای کارگران با مهارت کمتر موجب کاهش درآمد آنها می شود. در یک نتیجه کلی شواهد بیانگر رابطه غیر خطی بین سرمایه گذاری مستقیم خارجی و توزیع درآمد است. اثر سرمایه گذاری مستقیم خارجی مشاهده شده بر اساس سهم درآمدی طبقات جامعه متفاوت است. در مورد طبقات پایین درآمدی سرمایه گذاری مستقیم خارجی بر افزایش درآمد، تاثیر یکنواختی دارد. برای طبقات میانی درآمد ابتدا نابرابری درآمد افزایش و سپس کاهش یابد و برای طبقات بالای درآمدی نابرابری درآمد ابتدا کاهش و سپس افزایش می یابد (Josifidis et al,2020).

۲-۳- بخش دوم :مطالعات داخل

کمیجانی و همکاران (۱۳۹۳) به بررسی تأثیر تورم بر توزیع درآمد و عملکرد سیاست های جبرانی پرداخته اند. برای برآورد الگوی ضریب جینی و عوامل مؤثر بر بیستک ها به ترتیب از روش حداقل مربعات(OLS) و رگرسیون های به ظاهر نامرتبط(SUR) استفاده نموده اند. نتایج نشان می دهد که تورم بر سه بیستک پایین درآمدی نسبت به بیستک پر درآمد تاثیر قابل توجهی نداشته است. از این رو افزایش تورم موجب افزایش ثروت بیستک پر درآمد جامعه و در نتیجه موجب شکاف بیشتر طبقاتی می شود. همچنین نرخ بیکاری به ترتیب موجب افزایش نابرابری بیستک سوم و پنجم می شود. از این رو دولت می تواند با پرداخت یارانه برای کالاهای اساسی از قشر محروم حمایت کند. اما به دلایل استفاده کمتر گروه های پایین درآمدی از این کالاها نابرابری درآمد در جامعه کاهش نمی یابد (Kamijani et al. 2013). دهقان و همکاران (۱۳۹۵) به بررسی ارتباط بین رشد تولید ناخالص داخلی و توزیع درآمد، طی سالهاي۱۳۵۰- ۱۳۹۳در اقتصاد ایران پرداخته اند. در این مقاله برای آزمون

رابطه غیرخطی بین رشد اقتصادی و نابرابری درآمد از مدل خود رگرسیونی انتقال ملایم لاجستیک استفاده شده است. نتایج این مطالعه نشان می دهد که افزایش رشد تولید ناخالص داخلی موجب کاهش نابرابری درآمد می شود. همچنین فرضیه کوزنتس در مورد وجود رابطه غیرخطی بین رشد اقتصادی و توزیع درآمد در اقتصاد ایران رد نمی شود. به گونه ای که با افزایش نرخ رشد اقتصادی، ابتدا نابرابری درآمد افزایش می یابد، اما در بلندمدت، نابرابری درآمد کاهش یافته و توزیع درآمدها نیز بهبود می یابد (Dehghan et al. 2016). راغفر و همکاران (۱۳۹۵) در مطالعه ای ارتباط بین رشد اقتصادی و نابرابری درآمد را به تفکیک برنامه های توسعه اول تا چهارم اقتصادی، اجتماعی بررسی نموده اند. برای این منظور کشش های فقر نسبت به رشد اقتصادی و نابرابری درآمد محاسبه شده است. بررسی تغییرات نابرابری درآمد در مناطق شهری و روستایی نشان می دهد که اثر خالص رشد اقتصادی موجب کاهش نابرابری دآمد می شود به گونه ای که تحولات اقتصادی و سیاسی در ایران طی دوره مورد مطالعه تا حد زیادی می تواند این روند نامنظم را توجیه کند. همچنین مقایسه نتایج اجرای برنامه های توسعه اول تا چهارم اقتصادی، اجتماعی ایران نیز نشان می دهد که علیرغم وجود برنامه های توسعه اقتصادی و اجتماعی در کشور سیاست گذاری های انجام شده بر بهبود توزیع درآمد موثر نبوده است (Raghofer et al. 2015). قربانی و همکاران (۱۳۹۶) در مطالعه ای تأثیر متغیرهای کلان اقتصادی بر توزیع درآمد در ایران را به استفاده از مدل حداقل مربعات معمولی طی سال های ۱۳۹۴-۱۳۶۵ بررسی نموده اند. با توجه به نتایج، تورم نابرابری درآمد را افزایش می دهد و برای افراد فقیر مانند مالیات عمل می کند که موجب مخارج آنها می شود. در شرایط تورمی دارایی افراد ثروتمند افزایش می یابد از این رو شکاف طبقاتی افزایش می یابد. درآمدهای نفتی نیز موجب کاهش نابرابری درآمد می شوند در واقع دولت با توزیع مناسب درآمدهای نفتی از طریق ساخت مسکن مهر و توزیع سهام عدالت بین افراد کم موجب کاهش نابرابری درآمد در جامعه شده است. زروکی و همکاران (۱۳۹۹) به بررسی تاثیر نوسانات نرخ ارز، تورم و بیکاری بر نابرابری درآمد در ایران طی سال های ۱۳۹۶-۱۳۵۷ پرداخته اند. برای این منظور از رهیافت خود توضیحی با وقفه های توزیعی استفاده شده است. نتایج مدل خطی و غیرخطی نشان می‌دهد که نوسانات نرخ ارز موجب افزایش نابرابری درآمد می شود. همچنین در بلندمدت هم افزایش و هم کاهش در بیکاری موجب افزایش نابرابری درآمد

می شود. و اندازه اثر مطلوب ناشی از کاهش در بیکاری بیش از اثر نامطلوب ناشی از افزایش است، بنابراین بیکاری تاثیر نامتقارنی بر نابرابری درآمد در هر دو دوره دارد. کاهش تورم با توجه به مدل غیرخطی در کوتاه مدت و بلندمدت نابرابری درآمد را کاهش می دهد (Zaruki et al,2019) .فراهتی (۱۳۹۹) ارتباط غیرخطی میان تورم و نابرابری درآمد در ایران را با استفاده از رویکرد ARDL طی دوره زمانی ۱۳۹۵ -۱۳۶۱ بررسی نموده اند. نتایج این مطالعه حاکی از آن است که در بلندمدت با افزایش تورم نابرابری درآمدی کاهش می یابد و از مرحله ای به بعد نابرابری درآمدی شروع به افزایش کرده است. همچنین در کوتاه مدت، افزایش نرخ تورم موجب کاهش نابرابری درآمدی می شود. بنابراین طبق یافته ها در بلندمدت، ارتباط غیرخطیU شکل میان نرخ تورم و نابرابری درآمد وجود دارد در حالیکه در کوتاه مدت، ارتباطی معکوسی میان نرخ تورم و نابرابری درآمد برقرار است ,Farahti) (2019 . کازرونی و همکاران (۱۳۹۹) رابطه بین رشد اقتصادی و توزیع درآمد را به صورت سیستماتیک بررسی کردند. هدف اصلی این مطالعه، بررسی فرضیه توماس پیکتی براساس شواهد آماری ایران در طی دوره ۱۳۹۴-۱۳۵۴ با استفاده از روش ARDL می باشد. نتایج این مطالعه نشان می‌دهد که فرضیه توماس پیکتی در ایران تایید می شود. تاثیر افزایش تولید ناخالص داخلی بدون نفت موجب کاهش نابرابری درآمد می شود. تاثیر درآمدهای نفتی و همچنین سالهای جنگ باعث افزایش نابرابری درآمدی شده است Kazerooni). (et al,2019شاکری و همکاران (۱۳۹۹) عوامل مؤثر بر نابرابری توزیع درآمد در استان های ایران در بازه زمانی ۱۳۹۴-۱۳۸۴ را با استفاده از روش پانل پروبیت بررسی نموده اند. نتایج این مطالعه نشان می دهد که رابطه بین رشد اقتصادی و توزیع درآمد فرضیه کوزنتس را تأیید نمی‌کند. همچنین متغیرهای مخارج دولت، توسعه مالی و تورم منجر به کاهش نابرابری درآمد می‌شود. بر این اساس به منظور بهبود توزیع درآمد دولت باید به اجرای سیاست‌هایی در راستای توسعه مالی و افزایش کارآیی ابزارهای مالی اقدام نماید و همچنین سرمایه‌گذاری مخارج دولتی برای امور آموزشی، بهداشتی را به منظور بهره مندی همه اقشار جامعه در دستور کار خود قرار دهد(Shakri et al,2019).

۴- معرفی داده ها و رو ش شناسی پژوهش

در این مطالعه برای بررسی تاثیر عدم قطعیت متغیرهای کلان اقتصادی و تجارت خارجی بر توزیع درآمد بین دهک های درآمدی از داده های سری زمانی طی دوره زمانی ۱۳۷۵ تا ۱۳۹۷ استفاده شده است. متغیرهای مورد استفاده در این مطالعه عبارتند از: دهک های درآمدی مربوط به خانوارهای شهری و روستایی، تولید ناخالص داخلی سرانه، نرخ تورم، شاخص قیمت سهام، نرخ ارز حقیقی، سود سپرده‌های بلندمدت (پنج ساله)، نسبت سرمایه گذاري مستقيم خارجي به توليد ناخالص داخلي به عنوان سرمايه گذاري مستقيم خارجي و مجموع واردات و صادرات به توليد ناخالص داخلي نيز به عنوان معيار درجه ي باز بودن اقتصادی است. دادهای مذکور از سایت بانک مرکزي جمهوري اسلامی ایران گردآوري شده اند.

۴-۱- چرخه مدل سازی *Z-FRBS* در چهارچوب مدل های *LSTAR*

سیستم مبتني بر قاعده فازي در قالب اعداد - Z (Z -FRBS): یک مدل رگرسیون غیر خطی فازی است که در آن از قوانین فازی استفاده می شود. Z -FRBS یک روش مدل سازی برای بررسی رفتارهای عدم قطعیت متغیرهای اقتصادی است که یکی از ایده های اصلی و نوآوری این مطالعه است. مراحل چرخه مدل سازی برای مدل LSTAR به شرح زیر است. برای ایجاد یک مدل Z -FRBS ابتدا لازم است رفتار غیرخطی متغیرها را مورد بررسی قرار دهیم از این رو مراحل برازش یک مدل غیرخطی (مدل ESTAR یا LSTAR) ارایه می شود. برازش یک مدل غیرخطی در چهار مرحله انجام می شود و در مراحل ۵ تا ۶ به طراحی یک مدل Z -FRBS پرداخته می شود.

مرحله ۱ - تست خطی بودن: یکی از مهمترین مراحل برای تخمین مدل رگرسیون انتقال ملایم تست مدل خطی در برابر غیرخطی است. سوال اصلی این است اگر مدل غیرخطی است از کدام فرآیند (مدل ESTAR یا LSTAR) تبعیت می کند؟ بنابراین فرضیه تهی مبتنی بر خطی به صورت $H_0 = 0 , v > 0$ تعریف شده است. اگر $v = 0$ باشد رابطه (۶) به رگرسیون خطی تبدیل می شود.

$$G(s_t; v, c) = (1 + exp\{-v(s_t - c)\})^{-1}\ ,\ v > 0 \qquad (۶)$$

در این حالت پارامترهای s و c نامعین هستند. راه حلی که لوکونن و همکاران[3] (۱۹۸۸) برای حل این مشکل پیشنهاد داده اند جایگزین کردن تابع انتقال با تقریب تیلور است. برای این منظور از بسط درجه سوم تیلور استفاده می شود. براساس پیشنهاد لوکونن و همکاران (۱۹۸۸) رگرسیون کمکی به صورت رابطه (۷) نوشته می شود .

$$Y=\pi' W_{t-1}+\sum_{i=1}^{k}\gamma_k' W_{t-1}s_t^k + v_t, \qquad (۷)$$

در این رابطه W_{t-1} متغیرهای مستقل است، S_t متغیر انتقال ، π' ضرایب خطی مدل کمکی و γ_k' ضرایب غیرخطی مدل کمکی است. نماد ′ روی بردار به معنی بردار ترانسپوز است. از آمار آزمون والد رابطه(۸) برای ازمون فرضیه ها استفاده می شود.

$$LM_W = \frac{T(SSR_0 - SSR_1)}{SSR_0}, \qquad (۸)$$

که در آن ، SSR_0 مجموع پسماندهای مربع است ، SSR1 مجموع پسماندهای مربع و T مدت زمان است.

$$H_0 = \gamma_1' = \gamma_2' = \gamma_3' = 0$$

مرحله ۲- انتخاب متغیر انتقال: متغیری که آماره ازمون LM آن بیشتر از مقدار بحرانی سایر متغیرها باشد به عنوان متغیر انتقال (S) انتخاب می شود. (تسای، ۱۹۸۹) .

مرحله ۳- انتخاب تابع انتقال: اگر مدل غیر خطی است، باید فرم مناسب برای تابع انتقال انتخاب شود. برای این منظور فرضیه های به صورت رابطه (۹) به ترتیب مورد آزمایش قرار گرفته اند:

$$\begin{aligned} &H_1: \gamma_3' = 0 \\ &H_2: \gamma_2' = 0 | \gamma_3' = 0 \\ &H_3: \gamma_1' = 0 | \gamma_2' = 0, \gamma_3' = 0 \end{aligned} \qquad (۹)$$

اگر فرضیه H_1 رد شود، مدل از الگوی LSTAR است و اگر فرضیه H_1پذیرفته شود. فرضیه H_2 تست می شود اگر این فرضیه رد شود، مدل ESTAR را خواهد شد، در

[3] Lorenz et al

غیر این صورت فرضیهH_3 آزمون خواهد شد. اگر H_3 رد شود، مدل LSTAR خواهد بود. عبارت | به معنی عبارت شرط است (حاطفی و همکاران، ۱۳۹۵) .

مرحله ۴- سرعت انتقال γ و نقطه گذار c_i با استفاده از الگوریتم نیوتن-رافسون تعیین می شود. در مدل های غیر خطی ضرایب به صورت حاصل ضرب می باشد بنابراین نمی توان از روش OLS آنها را برآورد نمود در این جا لازم است از روش حداقل مربعات غیر خطی (NLLS)[4]برای حصول به برآورد های درستی از ضرایب استفاده نمود .

۴-۲- چرخه مدل سازی *Z -FRBS*

مرحله ۵- ساخت سیستم استنتاج فازی : این سیستم استنتاج از چهار بخش تشکیل شده است.

الف – فازی سازی: اولین قدم برای ایجاد یک سیستم فازی، تعریف ورودی ها و توابع عضویت است. تابع عضویت باید به گونه ای باشد که مفاهیم واژگان زبانی مربوطه را به طور واضح منتقل کند. در این مطالعه، توابع عضویت ورودی و خروجی از نوع گوسی براساس رابطه (۱۰) است.

$$\mu_A(x) = exp\frac{-(x-c)^2}{2\sigma^2} \qquad (۱۰)$$

در رابطه فوق x مقدار ورودی، σ انحراف استاندارد و c میانگین ورودی است. برای این منظور، تمام داده ها در ابتدا نرمال شده اند و مقادیر میانگین، انحراف معیار هر متغیر محاسبه شده است. سپس کران پایین هر متغیر از میانگین تا صفر، کران متوسط هر متغیر از حاصل جمع انحراف معیار و میانگین تا تفاضل انحراف معیار و میانگین و سرانجام کران بالا برای هر متغیر از میانگین تا یک در نظر گرفته شده است.

ب- قوانین فازی با اعداد – Z (Z-rules): قوانین فازی با اعداد – Z عباراتی با ساختار اگر و آنگاه (if-then) هستند که در آنها از اعداد – Z استفاده می شود . قوانین فازی با اعداد – Z به صورت رابطه (۱۱(نوشته می شوند (این مرحله در بخش برآورد به طور کامل توضیح داده خواهد شد).

[4] Non - linear least squares

IF X1 is Z_{X_1}, 1 = (A_{X_1}, 1 , B_{X_1}, 1) and ,….., and Xm is Z_{X_m}, 1 = (A_{X_m}, 1 , B_{X_m}, 1) then Y is ZY = ($A_{Y,1}$, $B_{Y,1}$)
IF X1 is Z_{X_1}, 2 = (A_{X_1}, 2 , B_{X_1}, 2) and ,….., and Xm is Z_{X_m}, 2 = (A_{X_m}, 2 , B_{X_m}, 2) then Y is ZY = ($A_{Y,2}$, $B_{Y,2}$)
…. ……
…. .. ……
…. ……
IF X1 is Z_{X_1}, n = (A_{X_1}, n , B_{X_1}, n) and ,….., and Xm is (۱۱)

در این قسمت لازم است توضیحاتی به طور خلاصه در مورد اعداد- Z بیان شود. در سال ۲۰۱۱ پروفسور لطفی زاده به منظور مدل سازی متغیرهای غیرقطعی، روش جدیدی تحت عنوان Z-number معرفی نمود در این مطالعه از اعداد- Z برای مدل سازی احتمالاتی برای تخمین رفتار عدم قطعیت متغیرها به کمک تابع توزیع احتمالاتی استفاده شده است. وجود عدم قطعیت های احتمالاتی به منزله این است که در هر لحظه از زمان نمی توان مقدار یک متغیر را به صورت قطعی در نظر گرفت، بلکه به نوعی همواره با یک دسته جواب مواجه هستیم که رخداد هر کدام از این جواب ها یک احتمال مخصوص به خود دارد. به بیان دیگر، جواب هایی که ممکن است بیش تر اتفاق بیفتند دارای احتمال بالاتری بوده و آنهایی که ممکن است کم تر اتفاق بیفتند دارای احتمال پایین تری هستند. در حقیقت، مدل-Z numberیک روش فازی -احتمالاتی می باشد که به منظور مدلسازی متغیرهای غیرقطعی به کار می رود .این مدل از زوج مرتب$\tilde{A}$, $\tilde{R}$ به صورت $Z = (\tilde{A}, \tilde{R})$ تشکیل شده است که مؤلفه‌ی اول$(\tilde{A})$ مدل کننده طبیعت امکانی متغیر غیرقطعی می‌باشد و$\tilde{R}$ می تواند یک تابع توزیع احتمال و یا یک مجموعه فازی باشد که روی بازه‌ی واحد تعریف می‌شود و بیانگر احتمال مؤلفه‌ی اول $(\tilde{A})$ می‌باشد (آلیو و همکان، ۲۰۱۶).

ج- موتور استنتاج فازی: موتور استنتاج جزئی از سیستم است که برای استنباط اطلاعات جدید، قوانین منطقی را برای پایه دانش اعمال می‌کند.

د- دی فازی سازی[۵]: در این بخش، خروجی فازی به دست آمده در بخش قبلی به یک عدد غیر فازی تبدیل می شود.

در این مطالعه از روش مرکز ثقل برای فرآیندی دی فازی سازی استفاده شده است که روش مرکز ثقل طبق رابطه (۱۲) است. در این رابطه μ تابع عضویت اعداد فازی است.

$$Def(\tilde{A}) = \frac{\int x.\mu(x)dx}{\int \mu(x)dx} \quad (۱۲)$$

مرحله ۶- محاسبه کران های بالا، متوسط و پایین نابرابری بین دهک‌های درآمدی

۵- یافته‌های تحقیق

۵-۱- آزمون ریشه واحد

قبل از برآورد و تحلیل داده‌های سری زمانی می‌بایست آزمون ریشه واحد برای تعیین مانایی متغیرها در **جدول ۱** انجام شود. معیار دیکی - فولر تعمیم یافته در نشان داده شده است تورم، نرخ ارز، تولید ناخالص داخلی و سرمایه گذاری مستقیم خارجی در سطح مانا هستند و سایر متغیرها با یک مرتبه تفاضل گیری در سطح معنا داری ۰/۵ مانا هستند.

جدول ۱. نتایج آزمون ریشه واحد برای متغیرهای مدل بر اساس آماره دیکی- فولر تعمیم یافته
مأخذ: نتایج پژوهش

Table 1. Unit root test results for model variables based on the generalized Dickey-Fuller statistic
Source: Research results

متغیر	مقادیر اصلی		تفاضل مرتبه اول	
	با عرض از مبدا و بدون روند	با عرض از مبدا و روند	با عرض از مبدا و بدون روند	با عرض از مبدا و روند
تورم	-۳/۶۸	-۳/۸۵	-	-
نرخ ارز	-۳/۷۵	-۳/۸۳	-	-
شاخص قیمت سهام	-۲/۰۲	-۲/۶۶	-۴/۶۹	-۴/۸۵
نرخ سود بانکی	-۲/۱۱	-۲/۵۱	-۳/۲۸	۳/۶۲

[۵] Defuzzification

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

تولید ناخالص داخلی	-۳/۸۸	-۳/۸۴	-	-
درجه باز بودن اقتصادی	-۲/۵۲	-۲/۶۷	-۳/۷۸	-۳/۸۲
سرمایه گذاری مستقیم خارجی	-۴/۵۳	-۴/۳۲	-	-

محاسبه کران های بالا، متوسط و پایین نابرابری درآمدی بین دهک‌ها با استفاده از چرخه مدل سازی Z-FRBS در چهارچوب مدل‌های LSTAR

در این مطالعه برای محاسبه کران های بالا، متوسط و پایین نابرابری درآمدی بین دهک‌ها از مدل غیر خطی فازی استفاده می‌شود جزئیات مربوط به مراحل تخمین کران های نابرابری درآمدی در قالب چرخه مدل سازی Z -FRBS در چهارچوب مدل‌های LSTAR ارایه شد.

مرحله ۱- برای بررسی رفتار غیر خطی متغیرهای مستقل با توجه به تقریب سری تیلور نتایج آزمون LM استفاده شده است این نتایج در **جدول ۲** نشان داده شده است مقادیر K = 1، K = 2، K = 3 به ترتیب تقریب مرتبه اول، دوم و سوم تیلور را نشان می‌دهد در واقع هدف اصلی از این مرحله شناسایی و اولویت بندی متغیرهای کاندید (متغیرهای مستقل) از جهت رفتار خطی و تاثیر آنها بر نابرابری درآمدی دهک‌ها است. مرحله ۲ – براساس **جدول ۲** مقدار آماره ازمون LM برای هریک از متغیرهای مستقل محاسبه شده است (اعداد داخل پرانتز احتمال مربوط به متغیرها را نشان می دهد). از بین متغیرهای کاندید شامل: درجه باز بودن اقتصادی، شاخص قیمت سهام، تولید ناخالص داخلی، نرخ تورم، نرخ ارز، نرخ‌های سود بانکی و سرمایه گذاری مستقیم خارجی متغیری که بالاترین مقدار بحرانی را نسبت به سایر متغیرها دارد. به عنوان متغیر انتقال انتخاب می‌شود. با توجه به **جدول ۲** برای دهک های درآمدی اول، دوم، سوم، چهارم، هفتم و هشتم تورم و برای دهک درآمدی پنجم و ششم به ترتیب نرخ‌های سود بانکی، تولید ناخالص داخلی و برای دهک‌های درآمدی نهم و دهم سرمایه گذاری مستقیم خارجی به عنوان متغیر انتقال انتخاب می‌شوند. مرحله ۳ - مطابق مرحله ۳ چرخه مدل سازی با توجه به فرضیه تراسویرتا فرضیه

H_1 رد می شود بنابراین تایع انتقال مناسبی که بتواند رفتار متغیرها را در قالب آن مدل سازی شود مدل LSTAR است نتایج حاصل از این مرحله در **جدول ۲**نشان داده شده است.

مرحله ۴ – برای محاسبه مقادیر سرعت و نقطه انتقال از فرایند همگرایی استفاده شده جزئیات مربوط به مراحل تخمین سرعت و نقطه انتقال در چرخه مدل سازی LSTAR بیان شد. با توجه به این که برای شروع فرآیند همگرایی لازم است از مقادیر اولیه و مناسب برای سرعت و نقطه انتقال استفاده شود که توسط الگوریتم نیوتن – رافسون انتخاب می‌شود و بعد از تکرار این فرآیند و ثبات در مقادیر خروجی این مرحله به پایان می‌رسد(فرزین وش و همکاران، ۱۳۹۱). مقادیر نهایی برای نقطه انتقال عدد ۰/۵ برآورد شده است. مقدار سرعت، نقطه انتقال و انتخاب مدل مناسب در **جدول ۲** نشان داده شده است.

جدول ۲. انتخاب متغیر انتقال، محاسبه مقادیر سرعت نقطه انتقال و انتخاب مدل مناسب
مأخذ: نتایج پژوهش

Table 2. Selection of transmission variable, calculation of speed values of transmission point and selection of appropriate model
Source: Research results

تابع انتقال	نقطه انتقال	سرعت انتقال	متغیرهای کاندید							بسط درجه سوم تیلور	دهک های درآمدی
			سرمایه گذاری مستقیم خارجی	درجه باز بودن اقتصادی	نرخ های سود بانکی	نرخ تورم	تولید ناخالص داخلی	نرخ ارز	شاخص قیمت سهام		
LSTAR	۰/۵	۰/۰۵	۴۰/۱۱۹ (۰/۰۹)	۲۵/۶۵۰ (۰/۱۲)	۲/۵۲۴۵ (۰/۰۳)	۳۴/۶۲۰ (۰/۲۱)	۲/۷۸۹۵ (۰/۰۳)	۲/۵۲۴۵ (۰/۰۳)	۳۴/۷۳۳ (۰/۰۱)	K=1	دهک اول
			۶/۵۳۷ (۰/۱۴)	۸/۱۱۲ (۰/۰۷)	۷/۷۳۴ (۰/۰۹)	۶/۵۳۷ (۰/۱۴)	۸/۱۰۳ (۰/۰۸)	۷/۷۳۴ (۰/۰۹)	۶/۵۳۷ (۰/۰۱۴)	K=2	
			۳/۴۵۹۳ (۰/۰۱)	۱۹/۵۴۱ (۰/۰۵)	۲۶/۵۰۷ (۰/۳۱)	۰/۱۶۳ (۰/۰۹)	۲۰/۵۹۰ (۰/۰۶)	۳۸/۵۰۷ (۰/۰۱)	۳/۴۵۹۳ (۰/۰۰۱)	K=3	
ESTAR	۰/۵	۰/۰۱	۷/۲۴۱ (۰/۲۱)	۶/۳۱۹ (۰/۱۵)	۷/۹۲۹ (۰/۰۸)	۷/۲۱۰ (۰/۱۱)	۶/۳۱۹ (۰/۱۵)	۷/۹۲۹ (۰/۰۸)	۷/۲۱۰ (۰/۰۱۱)	K=1	دهک دوم
			۴/۱۴۶ (۰/۴۴)	۵/۷۴۱ (۰/۲۱)	۶/۵۹۵ (۰/۱۴)	۱۰/۴۲۹* (۰/۰۴)	۴/۷۶۶ (۰/۳۱)	۴/۵۹۵ (۰/۳۴)	۴/۱۴۶ (۰/۰۴۴)	K=2	

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

		۷/۱۴۷ (۰/۱۳)	۶/۹۸۰ (۰/۱۲)	۸/۴۳۱ (۰/۰۴)	۱۰/۲۱۱ (۰/۰۴)	۶/۹۸۰ (۰/۱۲)	۹/۴۲۹ (۰/۰۳)	۱۰/۰۱۹ (۰/۰۰۴)	K=3		
LSTAR	۰/۵	۴/۳۹۶ (۰/۰۳۸)	۳/۷۸۱ (۰/۵۴)	۵/۱۳۱ (۰/۲۶)	۴/۵۳۱ (۰/۳۱)	۳/۷۸۱ (۰/۵۴)	۵/۱۳۱ (۰/۲۶)	۴/۳۹۶ (۰/۰۳۸)	K=1	دهک سوم	
		۲/۹۷۷ (۰/۶۱)	۳/۰۹۸ (۰/۴۱)	۳/۱۶۸ (۰/۴۷)	۲/۹۸۹ (۰/۹۱)	۳/۰۶۵ (۰/۳۱)	۳/۰۷۱ (۰/۴۵)	۲/۹۸۹ (۰/۰۹۱)	K=2		
	۱/۴۵	۵/۱۰۷ (۰/۱۸)	۳/۸۵۱ (۰/۵۱)	۵/۸۱۰ (۰/۱۲)	*۵/۹۰۷ (۰/۱۸)	۴/۲۱۷ (۰/۱۸)	۵/۷۸ (۰/۲۹)	۵/۵۰۷ (۰/۰۱۸)	K=3		
ESTAR	۰/۵	۴/۶۶۴ (۰/۳۳)	۵/۶۸۸ (۰/۲۰)	۶/۲۴۱ (۰/۱۶)	۴/۷۰۲ (۰/۳۲)	۵/۲۴۵ (۰/۲۰)	۶/۲۴۱ (۰/۱۶)	۴/۷۰۲ (۰/۰۳۲)	K=1	دهک چهارم	
		۳/۹۸۹ (۰/۳۵)	۵/۴۹۷ (۰/۰۱۲)	۲/۶۹۸ (۰/۱۳)	*۷/۹۱۳ (۰/۰۴)	۲/۶۱۳ (۰/۲۱)	۲/۶۹۸ (۰/۱۳)	۳/۹۸۹ (۰/۰۳۵)	K=2		
	۰/۰۲	۶/۰۴۴ (۰/۳۱)	۴/۸۴۴ (۰/۵۱)	۷/۴۳۱ (۰/۲۰)	۷/۰۳۴ (۰/۲۱)	۴/۸۴۴ (۰/۵۱)	۷/۵۰۵ (۰/۱۰)	۷/۰۵۶ (۰/۰۱۱)	K=3		
LSTAR	۰/۵	۴/۷۵۶ (۰/۳۱)	۴/۲۷۰ (۰/۴۱)	۴/۸۰۶ (۰/۳۱)	۴/۷۵۶ (۰/۳۱)	۴/۲۷۰ (۰/۴۱)	۴/۸۰۶ (۰/۳۱)	۴/۷۵۶ (۰/۰۳۱)	K=1	دهک پنجم	
		۳/۸۲۷ (۰/۳۷)	۲/۴۰۹ (۰/۴۲)	۳/۶۲۳ (۰/۳۶)	۳/۹۱۱ (۰/۳۷)	۲/۳۴۹ (۰/۲۲)	۳/۸۰۷ (۰/۴۸)	۳/۹۱۱ (۰/۰۳۷)	K=2		
	۰/۵۱	۴/۱۸۱ (۰/۴۳)	۳/۶۴۹ (۰/۵۷)	*۸/۲۴۱ (۰/۰۰۷)	۴/۲۴۳ (۰/۳۳)	۳/۷۹۰ (۰/۵۴)	۴/۵۲۱ (۰/۳۶)	۴/۱۸۱ (۰/۰۴۳)	K=3		
ESTAR	۰/۵	۴/۵۲۱ (۰/۰۳۲)	۵/۶۸۸ (۰/۰۲۰)	۶/۲۴۱ (۰/۰۱۶)	۴/۷۰۲ (۰/۰۳۲)	۵/۶۸۸ (۰/۰۲۰)	۶/۲۴۱ (۰/۰۱۶)	۴/۷۰۲ (۰/۰۳۲)	K=1	دهک ششم	
		۳/۹۸۹ (۰/۰۳۵)	۲/۶۱۳ (۰/۱۲۱)	۲/۶۹۸ (۰/۱۱۳)	۳/۹۸۹ (۰/۰۳۵)	*۷/۷۰۵ (۰/۰۱۰)	۲/۶۹۸ (۰/۱۱۳)	۳/۹۸۹ (۰/۰۳۵)	K=2		
	۰/۵۱	۵/۰۴۲ (۰/۰۸۱)	۴/۶۲۳ (۰/۰۴۱)	۷/۱۱۵ (۰/۰۲۳)	۷/۰۱۶ (۰/۰۱۱)	۴/۸۴۴ (۰/۰۵۱)	۷/۵۰۵ (۰/۰۱۰)	۷/۰۴۱ (۰/۰۲۱)	K=3		
LSTAR	۰/۵	۴/۷۰۲ (۰/۰۳۲)	۴/۳۵۴ (۰/۰۲۰)	۶/۲۴۱ (۰/۰۱۶)	۴/۴۰۲ (۰/۰۳۲)	۵/۶۸۸ (۰/۰۲۰)	۶/۲۴۱ (۰/۰۱۶)	۴/۷۱۲ (۰/۰۳۲)	K=1	دهک هفتم	
		۳/۹۸۹ (۰/۰۳۵)	۲/۶۱۳ (۰/۱۲۱)	۲/۴۶۷ (۰/۱۳۳)	۴/۳۷۰ (۰/۰۴۱)	۲/۶۱۳ (۰/۱۲۱)	۲/۶۹۸ (۰/۱۱۳)	۳/۹۸۹ (۰/۰۳۵)	K=2		
	۰/٤۱	۴/۰۳۱ (۰/۰۸۱)	۶/۰۲۲ (۰/۹۱)	۷/۵۰۵ (۰/۰۱۰)	*۷/۵۹۷ (۰/۰۱۲)	۴/۸۴۴ (۰/۰۵۱)	۷/۳۴۵ (۰/۰۲۱)	۷/۰۵۶ (۰/۰۱۱)	K=3		
ESTAR	۰/۵	۴/۷۰۲ (۰/۰۳۲)	۵/۶۸۸ (۰/۰۲۰)	۶/۲۴۱ (۰/۰۱۶)	۴/۷۰۲ (۰/۰۳۲)	۲/۵۱۸ (۰/۱۲۰)	۶/۲۴۱ (۰/۰۱۶)	۵/۰۸۴ (۰/۰۲۰)	K=1	دهک هشتم	
		۳/۹۸۹ (۰/۰۳۵)	۵/۶۳۴ (۰/۰۲۰)	۲/۶۹۸ (۰/۱۱۳)	*۶/۴۹۷ (۰/۰۱۲)	۲/۶۱۳ (۰/۱۲۱)	۲/۶۹۸ (۰/۱۱۳)	۲/۶۱۳ (۰/۱۲۱)	K=2		
	۰/٤۱	۵/۳۷۸ (۰/۰۲۱)	۴/۸۴۴ (۰/۰۵۱)	۶/۳۰۵ (۰/۰۱۰)	۵/۰۵۶ (۰/۰۱۱)	۴/۸۴۴ (۰/۰۵۱)	۶/۴۱۵ (۰/۰۱۰)	۴/۸۴۴ (۰/۰۵۱)	K=3		
ESTAR	۰/۵	۳/۶۱۵ (۰/۰۳۲)	۵/۶۱۳ (۰/۰۹۰)	۶/۲۴۱ (۰/۰۱۶)	۴/۷۰۲ (۰/۰۳۲)	۵/۰۴۸ (۰/۰۲۰)	۶/۲۴۱ (۰/۰۱۶)	۴/۷۰۲ (۰/۰۳۲)	K=1	دهک نهم	
		*۷/۶۹۷ (۰/۰۰۲)	۵/۴۹۷ (۰/۱۲)	۲/۴۲۷ (۰/۱۱۳)	۳/۹۸۹ (۰/۰۳۵)	۲/۶۱۳ (۰/۱۲۱)	۶/۶۹۸ (۰/۰۰۳)	۳/۹۸۹ (۰/۰۳۵)	K=2		
	۰/۰۷	۷/۲۰۰ (۰/۰۲۱)	۴/۸۴۴ (۰/۰۵۱)	۷/۵۰۵ (۰/۰۱۰)	۷/۰۵۶ (۰/۰۱۱)	۴/۸۴۴ (۰/۰۵۱)	۷/۱۲۳ (۰/۰۱۰)	۷/۴۱۲ (۰/۰۱۴)	K=3		

LSTAR	۰/۵	۰/۰۷	۴/۳۲۲ (۰/۰۴۰)	۳/۹۱۷ (۰/۰۴۸)	۴/۹۰۲ (۰/۰۵۰)	۴/۹۱۰ (۰/۰۸۰)	۳/۹۱۷ (۰/۰۴۸)	۴/۹۰۲ (۰/۰۵۰)	۴/۳۲۲ (۰/۰۴۰)	K=1	دهک دهم
			۴/۱۷۲ (۰/۰۲۷)	۲/۵۲۴ (۰/۱۲۹)	۳/۹۸۷ (۰/۰۴۳)	۳/۹۸۹ (۰/۰۳۵)	۳/۹۸۷ (۰/۰۴۳)	۲/۷۲۱ (۰/۱۰۹)	۴/۰۳۴ (۰/۰۱۹)	K=2	
			*۵/۲۷۷ (۰/۰۲۴)	۵/۰۷۴ (۰/۰۱۰)	۵/۱۰۵ (۰/۰۲۱)	۵/۲۱۶ (۰/۲۰)	۴/۱۰۲ (۰/۰۲۱)	۳/۰۶۱ (۰/۰۶۱)	۵/۲۲۶ (۰/۰۲۰)	K=3	

مرحله ۵: برای برآورد تاثیر هم زمان عدم قطعیت شاخص نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی (EPU) و شاخص‌های اقتصاد باز بر کران‌های بالا، متوسط و پایین دهک‌های درآمدی در قالب اعداد-Z از(۱۳) رابطه (۱۳) استفاده می‌شود. رابطه (۶) یک مدل غیرخطی را نشان می‌دهد که با توجه به نوع تابع انتقال می‌تواند از نوع مدل غیر خطی LSTAR یا ESTAR باشد.

$$\begin{aligned}\widetilde{gini}_{i,t} &= \sum_{j=1}^{n}\alpha_j\,\widetilde{stock}_{t-j} + \sum_{j=1}^{n}\alpha_j\,\widetilde{gdp}_{t-j} + \sum_{j=1}^{n}\alpha_j\,\widetilde{inf}_{t-j} \\ &\quad + \sum_{j=1}^{n}\alpha_j\,\widetilde{exch}_{t-j} + \sum_{j=1}^{n}\alpha_j\,\widetilde{inter}_{t-j} + \sum_{j=1}^{n}\alpha_j\,\widetilde{FDI}_{t-j} \\ &\quad + \sum_{j=1}^{n}\alpha_j\,\widetilde{OPEN}_{t-j} + \tilde{G}\left(\tilde{S}_{it},\tilde{v},\tilde{c}\right) * \Big(\sum_{j=1}^{n}\alpha_j\,\widetilde{stock}_{t-j} + \sum_{j=1}^{n}\alpha_j\,\widetilde{gdp}_{t-j} \\ &\quad + \sum_{j=1}^{n}\alpha_j\,\widetilde{inf}_{t-j} + \sum_{j=1}^{n}\alpha_j\,\widetilde{exch}_{t-j} + \sum_{j=1}^{n}\alpha_j\,\widetilde{inter}_{t-j} \\ &\quad + \sum_{j=1}^{n}\alpha_j\,\widetilde{fdi}_{t-j} + \sum_{j=1}^{n}\alpha_j\,\widetilde{open}_{t-j} + \sum_{j=1}^{n}\alpha_j\,\widetilde{FDI}_{t-j} \\ &\quad + \sum_{j=1}^{n}\alpha_j\,\widetilde{OPEN}_{t-j}\Big)\end{aligned} \qquad (۱۳)$$

در این مدل i=1,…,N وt=1,…T و gini ضریب جینی، stock شاخص قیمت سهام، gdp تولید ناخالص داخلی، inf نرخ تورم وexch نرخ ارز وinter نرخ سود بانکی، fdi سرمایه گذاری مستقیم خارجی،open درجه باز بودن اقتصادی، S متغیر انتقال، که در این مطالعه درجه باز بودن اقتصادی است،v سرعت انتقال،C نقطه انتقال است.

مرحله ۶: تعیین کران های بالا، متوسط و پایین ضریب جینی دهک‌های درآمدی در قالب اعداد-Z

برای محاسبه کران‌های بالا، متوسط و پایین نابرابری درآمدی دهک‌ها رابطه (۶) را در یک سیستم استنتاج فازی محاسبه می‌شود. برای ایجاد سیستم استنتاج فازی لازم است ابتدا مقادیر میانگین، تفاضل میانگین از انحراف معیار و مجموع میانگین و انحراف معیار هر متغیر محاسبه شوند. در این صورت برای دامنه کران پایین، از میانگین تا صفر خواهد بود. دامنه باند متوسط، از مجموع انحراف معیار و میانگین تا تفاضل انحراف معیار و میانگین و نهایتاً دامنه باند بالا، از میانگین تا یک خواهد بود. در مرحله بعد برای استفاده از قوانین فازی با اعداد – Z با توجه به داده‌های دهک‌های درآمدی، متغیرهای کلان اقتصادی (تولید ناخالص داخلی، تورم، نرخ ارز، شاخص قیمت سهام و نرخ بهره) و شاخص‌های اقتصاد باز (سرمایه گذاری مستقیم خارجی و درجه باز بودن اقتصادی) تابع چگالی احتمال مناسبی که مدل کننده رفتار عدم قطعیت متغییرهای مذکور است برازش شده است. متغیرهای کلان اقتصادی از جمله تولید ناخالص داخلی، تورم، نرخ ارز و سرمایه گذاری مستقیم خارجی تابع چگالی احتمال ویبال مدل کننده مناسبی برای این متغیرها است که مطابق رابطه (۷) بیان می‌شود. این تابع با استفاده از برازش تابع چگالی احتمال ویبال بر روی داده های مذکور برای هر سال به دست آمده است(برای سایر متغیرها شامل تولید ناخالص داخلی، نرخ ارز و سرمایه گذاری مستقیم خارجی تابع چگالی احتمال ویبال مانند رابطه استفاده می‌شود).

$$f_{inf}(inf) = \left(\frac{k}{c}\right)\left(\frac{inf}{c}\right)^{k-1} exp\left(-\left(\frac{inf}{c}\right)^{k}\right) \quad (۱۴)$$

در رابطه (۷() پارامترهایc وk به ترتیب ضریب مقیاس و ضریب شکل تابع توزیع ویبال می‌باشند وinf بیانگر تورم است تابع توزیع احتمال بتا مدل کننده مناسبی برای درجه باز بودن اقتصادی است و مطابق رابطه (۱۵) مدل می‌شود.

$$f_{open}(open: \alpha_\beta, \beta_\beta) = \frac{\mathrm{r}(\alpha_\beta+\beta_\beta)}{\mathrm{r}(\alpha_\beta)\mathrm{r}(\beta_\beta)} open^{\alpha_\beta-1}\,(1-open)^{\beta_\beta-1} \quad \text{رابطه} \quad (۱۵)$$

در رابطه (۱۵) متغیرopen بیانگر درجه باز بودن اقتصادی است و $\alpha_\beta, \beta_\beta$ ضرایب شکل دهی تابع توزیع بتا می‌باشند.

تابع توزیع لوگ نرمال مدل کننده مناسبی برای شاخص قیمت سهام و نرخ ارز است و مطابق رابطه (۱۶) مدل می‌شود در این رابطه x یانگر متغیر تصادفی استσ و μ به ترتیب انحراف معیار و میانگین می‌باشند.

$$f_X(x)\frac{1}{x}.\frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}}exp\left(-\frac{(lnx-\mu)^2}{2\sigma^2}\right) \quad (۱۶)$$

تابع توزیع احتمال نرمال مدل کننده مناسبی برای نابرابری درآمدی دهک های سوم، پنجم، ششم، هفتم و هشتم است و مطابق رابطه(۱۷) مدل می‌شود. در رابطه (۱۷) مقدار x بیانگر متغیر تصادفی استσ و μ به ترتیب انحراف معیار و میانگین می‌باشند.

$$f(x:\mu,\sigma^2)\frac{1}{\sqrt{2\sigma^2\pi}}e^{-(x-\mu)^2/2\sigma^2} \quad (۱۷)$$

تابع توزیع احتمال لوگ نرمال مدل کننده مناسبی برای نابرابری درآمدی دهک‌های دوم و چهارم است که مطابق رابطه ۹ مدل می‌شود.تابع توزیع احتمال گاما، ویبال و بتا به ترتیب مدل کننده مناسبی برای دهک درآمدی اول، نهم و دهم است تابع توزیع احتمال گاما مطابق رابطه (۱۸) مدل می‌شود. در این رابطه پارامترهای α و β در رابطه فوق که بیان کننده تابع چگالی توزیع گاما می‌باشد بایستی مثبت (بزرگتر از صفر) باشند. در صورتی که در رابطه فوق، آلفا برابر با یک و بتا برابر با یک تقسیم بر لاندا قرار داده شود، تابع چگالی متغیر تصادفی دارای توزیع نمایی بدست می‌آید .

$$f(x:\alpha,\beta)=\frac{\beta^{\alpha}x^{\alpha-1}e^{-\beta x}}{\mathrm{r}(\alpha)} \quad (۱۸)$$

با توجه به آنچه که در ارتباط با مدل سازی متغیرهای کلان اقتصادی، تجارت خارجی و دهک‌های درآمدی بیان شده تابع چگالی احتمال برای تمام این متغیرهای با استفاده از نرم افزار ایزی فیت(EasyFit) محاسبه شده است . در **جدول ۳** تا **جدول ۷** کران های بالا، متوسط و پایین دهک درآمدی اول تا دهم در قالب اعداد-Z محاسبه شده است.

جدول ۳. محاسبه کران های بالا، متوسط و پایین نابرابری درآمد دهک های اول و دوم در قالب اعداد-Z
مأخذ: نتایج پژوهش

Table 3. Calculation of the upper, middle and lower bounds of income inequality of the first and second deciles in the form of Z-numbers

Source: Research results

سال	محاسبه کران های بالا، متوسط و پایین نابرابری درآمد دهک اول در قالب اعداد-Z				محاسبه کران های بالا، متوسط و پایین نابرابری درآمد دهک دوم در قالب اعداد-Z	
	کران پایین $Z_{LOW} = (A_{low}, B_{LOW})$	کران متوسط $Z_{middle} = (A_{middle}, B_{middle})$	کران بالا $Z_{high} = (A_{high}, B_{high})$	کران پایین $Z_{LOW} = (A_{low}, B_{LOW})$	کران متوسط $Z_{middle} = (A_{middle}, B_{middle})$	کران بالا $Z_{high} = (A_{high}, B_{high})$
۱۳۷۵	(۰/۲۷۵، ۰/۷۷)	(۰/۴۲۲ ، ۰/۸۵)	(۰/۴۲۷، ۰/۸۹)	(۰/۲۴۶، ۰/۷۷)	(۰/۴۱۱ ، ۰/۸۵)	(۰/۴۷۴، ۰/۸۹)
۱۳۷۶	(۰/۲۵۳، ۰/۷۷)	(۰/۳۷۰ ، ۰/۸۵)	(۰/۴۳۴، ۰/۸۹)	(۰/۲۳۰، ۰/۷۶)	(۰/۴۱۵ ، ۰/۸۵)	(۰/۴۶۲، ۰/۸۹)
۱۳۷۷	(۰/۲۷۵، ۰/۷۷)	(۰/۳۸۶ ، ۰/۸۴)	(۰/۴۷۰، ۰/۸۵)	(۰/۲۲۰، ۰/۷۷)	(۰/۳۷۲ ، ۰/۸۵)	(۰/۴۷۲، ۰/۸۵)
۱۳۷۸	(۰/۲۷۷، ۰/۷۶)	(۰/۴۲۳ ، ۰/۸۴)	(۰/۴۵۰، ۰/۸۵)	(۰/۱۵۸، ۰/۷۷)	(۰/۴۲۱ ، ۰/۸۵)	(۰/۴۹۹، ۰/۸۵)
۱۳۷۹	(۰/۲۷۶، ۰/۷۷)	(۰/۴۲۲ ، ۰/۸۴)	(۰/۴۸۰، ۰/۸۵)	(۰/۱۵۶، ۰/۷۷)	(۰/۳۷۰ ، ۰/۸۵)	(۰/۵۱۴، ۰/۸۶)
۱۳۸۰	(۰/۲۶۹، ۰/۷۹)	(۰/۴۲۵ ، ۰/۸۴)	(۰/۴۳۸، ۰/۸۵)	(۰/۲۱۱، ۰/۷۷)	(۰/۴۲۶ ، ۰/۸۴)	(۰/۵۳۵، ۰/۸۶)
۱۳۸۱	(۰/۲۱۶، ۰/۷۹)	(۰/۴۲۸ ، ۰/۸۴)	(۰/۴۸۱، ۰/۸۸)	(۰/۲۱۰، ۰/۷۷)	(۰/۳۸۶ ،۰/۸۴)	(۰/۴۸۵، ۰/۸۶)
۱۳۸۲	(۰/۲۶۴، ۰/۷۹)	(۰/۴۳۱ ، ۰/۸۵)	(۰/۴۴۳، ۰/۸۸)	(۰/۱۸۴، ۰/۷۷)	(۰/۳۴۷ ، ۰/۸۴)	(۰/۴۴۵، ۰/۸۶)
۱۳۸۳	(۰/۲۶۴، ۰/۷۹)	(۰/۴۵۱ ، ۰/۸۵)	(۰/۴۹۱، ۰/۸۸)	(۰/۱۵۹، ۰/۷۷)	(۰/۴۱۲ ، ۰/۸۴)	(۰/۵۰۳، ۰/۸۵)
۱۳۸۴	(۰/۲۱۰، ۰/۷۹)	(۰/۴۳۰، ۰/۸۵)	(۰/۴۸۹، ۰/۸۸)	(۰/۲۱۲، ۰/۷۸)	(۰/۴۲۶، ۰/۸۵)	(۰/۵۱۹، ۰/۸۵)
۱۳۸۵	(۰/۲۶۴، ۰/۷۹)	(۰/۴۲۲ ، ۰/۸۵)	(۰/۴۶۰، ۰/۸۸)	(۰/۲۱۰، ۰/۷۸)	(۰/۳۸۶ ،۰/۸۵)	(۰/۴۶۲، ۰/۸۵)
۱۳۸۶	(۰/۲۲۰، ۰/۷۹)	(۰/۴۲۲ ، ۰/۸۵)	(۰/۴۰۵، ۰/۸۸)	(۰/۲۲۴، ۰/۷۸)	(۰/۴۲۲ ،۰/۸۵)	(۰/۵۰، ۰/۸۵۰)
۱۳۸۷	(۰/۲۶۲، ۰/۷۹)	(۰/۴۲۵ ، ۰/۸۵)	(۰/۴۵۷، ۰/۸۶)	(۰/۱۶۵، ۰/۷۸)	(۰/۴۲۶ ، ۰/۸۵)	(۰/۴۵۲، ۰/۸۵)
۱۳۸۸	(۰/۲۶۰، ۰/۷۹)	(۰/۴۲۶، ۰/۸۵)	(۰/۴۳۹، ۰/۸۶)	(۰/۲۱۰، ۰/۷۸)	(۰/۴۲۳، ۰/۸۵)	(۰/۴۳۶، ۰/۸۵)
۱۳۸۹	(۰/۲۶۸، ۰/۷۹)	(۰/۴۱۸ ، ۰/۸۵)	(۰/۴۲۲، ۰/۸۶)	(۰/۲۱۰، ۰/۷۹)	(۰/۳۸۶ ،۰/۸۵)	(۰/۴۱۸، ۰/۸۵)
۱۳۹۰	(۰/۲۵۱، ۰/۷۹)	(۰/۴۱۴ ، ۰/۸۵)	(۰/۴۲۲ ، ۰/۸۶)	(۰/۲۷۴، ۰/۷۹)	(۰/۳۴۷ ، ۰/۸۴)	(۰/۴۷۱ ، ۰/۸۵)
۱۳۹۱	(۰/۲۶۹، ۰/۷۸)	(۰/۴۲۱ ، ۰/۸۵)	(۰/۴۲۳ ، ۰/۸۸)	(۰/۱۸۴، ۰/۷۹)	(۰/۲۴۷ ، ۰/۸۴)	(۰/۴۲۱ ، ۰/۸۵)
۱۳۹۲	(۰/۲۴۰، ۰/۷۸)	(۰/۳۹۵ ، ۰/۸۴)	(۰/۴۲۵ ، ۰/۸۸)	(۰/۲۴۷، ۰/۷۹)	(۰/۳۷۶ ،۰/۸۱)	(۰/۴۲۲ ، ۰/۸۸)
۱۳۹۳	(۰/۲۷۳، ۰/۷۸)	(۰/۴۱۵، ۰/۸۱)	(۰/۴۲۵، ۰/۸۸)	(۰/۱۹۱، ۰/۷۸)	(۰/۳۴۷، ۰/۸۱)	(۰/۴۱۵، ۰/۸۸)
۱۳۹۴	(۰/۲۶۲، ۰/۷۸)	(۰/۴۱۶، ۰/۸۱)	(۰/۴۲۳ ، ۰/۸۸)	(۰/۲۴۷، ۰/۷۸)	(۰/۴۱۹، ۰/۸۱)	(۰/۴۲۲ ، ۰/۸۸)

۱۳۹۵	(۰/۲۷۵، ۰/۷۸)	(۰/۴۴۳، ۰/۸۱)	(۰/۴۲۲ ، ۰/۹۰)	(۰/۱۷۹، ۰/۷۸)	(۰/۳۸۶، ۰/۸۳)	(۰/۴۱۳ ، ۰/۹۲)
۱۳۹۶	(۰/۲۶۰، ۰/۷۸)	(۰/۴۲۲ ، ۰/۸۳)	(۰/۵۲۹، ۰/۹۰)	(۰/۲۱۱، ۰/۷۹)	(۰/۴۶۵ ، ۰/۸۵)	(۰/۵۳۱، ۰/۹۲)
۱۳۹۷	(۰/۲۸۶، ۰/۷۹)	(۰/۴۲۳ ، ۰/۸۵)	(۰/۵۷۸، ۰/۹۰)	(۰/۲۶۵، ۰/۷۹)	(۰/۴۲۲ ، ۰/۸۵)	(۰/۵۵۲، ۰/۹۲)

۲-۵- تحلیل برآورد تاثیر عدم قطعیت متغیرهای کلان اقتصادی و تجارت خارجی برکران‌های بالا، متوسط و پایین دهک های درآمدی اول و دوم

بررسی تاثیر عدم قطعیت متغیرهای اقتصاد کلان و تجارت خارجی بر کران های بالا، متوسط و پایین دهک های درآمدی اول و دوم در **جدول ۳** نشان داده شده است. با توجه به نتایج مرحله دوم از بین متغیرهای مورد بررسی تورم بیشترین تاثیر را بر نابرابری درآمدی دهک اول و دوم دارد. با توجه به مقادیر محاسبه شده کران پایین دهک اول و دوم، کاهش تورم موجب کاهش نابرابری کران پایین این دهک ها شده است و با افزایش تورم نابرابری در کران های متوسط و بالای این دهک افزایش یافته است. با توجه به نتایج برآورد شده برای کران های دهک اول کمترین مقدار کران پایین، متوسط و بالا ضریب جینی دهک درآمدی اول به ترتیب ۰/۲۱۰، ۰/۳۷۰ و ۰/۴۰۵ با درجه اعتبار پیش بینی ۰/۷۹، ۰/۸۵ و ۰/۸۸ در سال های ۱۳۸۴، ۱۳۸۰ و ۱۳۸۶،۱۳۷۵است. بیشترین مقدار کران پایین، متوسط و بالا ضریب جینی دهک درآمدی اول به ترتیب ۰/۲۸۶، ۰/۴۵۱ و ۰/۵۷۸ با درجه اعتبار پیش بینی ۰/۷۹، ۰/۸۵ و ۰/۹۰ در سال های۱۳۹۷، ۱۳۸۳و۱۳۹۷ است. کران های دهک دوم کمترین مقدار کران پایین، متوسط و بالا ضریب جینی دهک درآمدی دوم به ترتیب ۰/۱۵۶، ۰/۲۴۷ و ۰/۴۱۳ با درجه اعتبار پیش بینی ۰/۷۷، ۰/۸۴ و ۰/۹۲ در سال های ۱۳۸۳، ۱۳۹۱ و ۱۳۹۵است. بیشترین مقدار کران پایین، متوسط و بالا نابرابری درآمد دهک درآمدی دوم به ترتیب ۰/۲۷۴، ۰/۴۶۵ و ۰/۵۵۲ با درجه اعتبار پیش بینی ۰/۷۹، ۰/۸۵ و ۰/۹۲ در سال های۱۳۹۰، ۱۳۹۶ و ۱۳۹۷ است. با توجه به نتایج می توان بیان کرد که نوسان های تورمی یکی از مهم ترین عوامل موثر بر نابرابری درآمدی است.

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

جدول ٤. محاسبه کران های بالا، متوسط و پایین نابرابری درآمد دهک های سوم و چهارم در قالب اعداد-Z
مأخذ: نتایج پژوهش

Table 4. Calculation of the upper, middle and lower limits of income inequality of the third and fourth deciles in the form of Z-numbers

Source: Research results

سال	محاسبه کران های بالا، متوسط و پایین نابرابری درآمد دهک سوم در قالب اعداد-Z			محاسبه کران های بالا، متوسط و پایین نابرابری درآمد دهک چهارم در قالب اعداد-Z		
	کران پایین $Z_{LOW} = (A_{low}, B_{LOW})$	کران متوسط $Z_{middle} = (A_{middle}, B_{middle})$	کران بالا $Z_{high} = (A_{high}, B_{high})$	کران پایین $Z_{LOW} = (A_{low}, B_{LOW})$	کران متوسط $Z_{middle} = (A_{middle}, B_{middle})$	کران بالا $Z_{high} = (A_{high}, B_{high})$
۱۳۷۵	(۰/۲۱۲، ۰/۷۵)	(۰/۲۰۱ ، ۰/۸۵)	(۰/۴۰۶، ۰/۸۹)	(۰/۲۰۷، ۰/۷۷)	(۰/۳۴۰ ، ۰/۸۵)	(۰/۴۵۸، ۰/۸۹)
۱۳۷۶	(۰/۱۹۵، ۰/۷۵)	(۰/۲۴۴ ، ۰/۸۵)	(۰/۴۳۱، ۰/۸۹)	(۰/۲۰۳، ۰/۷۷)	(۰/۳۳۹ ، ۰/۸۵)	(۰/۴۵۴، ۰/۸۹)
۱۳۷۷	(۰/۱۹۹، ۰/۷۶)	(۰/۲۴۵ ، ۰/۸۵)	(۰/۴۶۷، ۰/۸۵)	(۰/۱۶۵، ۰/۷۶)	(۰/۳۲۱ ، ۰/۸۵)	(۰/۴۵۹، ۰/۸۹)
۱۳۷۸	(۰/۱۸۲، ۰/۷۶)	(۰/۲۸۷ ، ۰/۸۵)	(۰/۴۹۶، ۰/۸۶)	(۰/۱۶۶، ۰/۷۶)	(۰/۳۳۵ ، ۰/۸۵)	(۰/۴۸۳، ۰/۸۵)
۱۳۷۹	(۰/۱۸۰، ۰/۷۶)	(۰/۳۳۹ ، ۰/۸۵)	(۰/۴۷۶، ۰/۸۵)	(۰/۲۰۳، ۰/۷۶)	(۰/۳۷۷ ، ۰/۸۵)	(۰/۵۲۹، ۰/۸۵)
۱۳۸۰	(۰/۱۹۵، ۰/۷۷)	(۰/۳۰۱ ، ۰/۸۴)	(۰/۴۳۴، ۰/۸۶)	(۰/۱۹۹، ۰/۷۷)	(۰/۴۲۹ ، ۰/۸۵)	(۰/۵۳۱، ۰/۸۵)
۱۳۸۱	(۰/۱۸۹، ۰/۷۷)	(۰/۳۶۳ ، ۰/۸۴)	(۰/۴۷۹، ۰/۸۶)	(۰/۲۰۴، ۰/۷۷)	(۰/۴۶۰ ، ۰/۸۵)	(۰/۵۱۸، ۰/۸۸)
۱۳۸۲	(۰/۱۷۰، ۰/۷۸)	(۰/۳۴۷ ، ۰/۸۴)	(۰/۴۲۱، ۰/۸۶)	(۰/۱۶۴، ۰/۷۸)	(۰/۴۳۵ ، ۰/۸۵)	(۰/۵۳۷، ۰/۸۸)
۱۳۸۳	(۰/۲۳۹، ۰/۷۸)	(۰/۳۳۹ ، ۰/۸۵)	(۰/۴۸۴، ۰/۸۶)	(۰/۱۹۳، ۰/۷۸)	(۰/۴۴۰ ، ۰/۸۵)	(۰/۵۲۶، ۰/۸۸)
۱۳۸۴	(۰/۲۳۶، ۰/۷۸)	(۰/۳۲۵، ۰/۸۵)	(۰/۴۸۸، ۰/۸۶)	(۰/۱۸۴، ۰/۷۸)	(۰/۴۱۷، ۰/۸۵)	(۰/۵۰، ۰/۸۸)
۱۳۸۵	(۰/۱۸۹، ۰/۷۸)	(۰/۳۱۹ ، ۰/۸۵)	(۰/۴۵۷، ۰/۸۶)	(۰/۲۲۹، ۰/۷۸)	(۰/۳۴۰ ، ۰/۸۴)	(۰/۵۴۹، ۰/۸۸)
۱۳۸۶	(۰/۱۵۳، ۰/۷۸)	(۰/۳۶۳ ، ۰/۸۵)	(۰/۴۴۲، ۰/۸۶)	(۰/۲۴۲، ۰/۷۸)	(۰/۳۹۹ ، ۰/۸۴)	(۰/۴۶۹، ۰/۹۰)
۱۳۸۷	(۰/۲۳۶، ۰/۷۸)	(۰/۳۹۴ ، ۰/۸۵)	(۰/۴۵۸، ۰/۸۶)	(۰/۲۲۹، ۰/۷۸)	(۰/۴۲۲ ، ۰/۸۴)	(۰/۴۵۷، ۰/۹۰)
۱۳۸۸	(۰/۱۶۹، ۰/۷۸)	(۰/۳۳۶، ۰/۸۵)	(۰/۴۴۰، ۰/۸۵)	(۰/۲۲۴، ۰/۷۸)	(۰/۳۹۹، ۰/۸۴)	(۰/۴۲۰، ۰/۹۱)
۱۳۸۹	(۰/۲۳۱، ۰/۷۹)	(۰/۳۰۲ ، ۰/۸۵)	(۰/۴۷۹، ۰/۸۶)	(۰/۱۹۸، ۰/۷۹)	(۰/۳۸۱ ، ۰/۸۴)	(۰/۴۳۱، ۰/۹۱)
۱۳۹۰	(۰/۱۵۹، ۰/۷۹)	(۰/۳۴۰ ، ۰/۸۵)	(۰/۴۶۲ ، ۰/۸۶)	(۰/۲۲۲، ۰/۷۹)	(۰/۴۱۴ ، ۰/۸۴)	(۰/۴۴۴ ، ۰/۸۸)
۱۳۹۱	(۰/۱۹۸، ۰/۷۹)	(۰/۳۹۷ ، ۰/۸۵)	(۰/۴۶۶ ، ۰/۸۶)	(۰/۲۳۴، ۰/۷۹)	(۰/۴۳۲ ، ۰/۸۱)	(۰/۴۳۹ ، ۰/۸۸)
۱۳۹۲	(۰/۲۲۶، ۰/۷۹)	(۰/۳۷۸ ، ۰/۸۵)	(۰/۴۷۸ ، ۰/۸۶)	(۰/۲۷۷، ۰/۷۹)	(۰/۴۳۹ ، ۰/۸۰)	(۰/۴۴۳ ، ۰/۸۸)
۱۳۹۳	(۰/۱۹۲، ۰/۷۸)	(۰/۳۹۹، ۰/۸۴)	(۰/۴۷۵، ۰/۸۸)	(۰/۲۰۶، ۰/۷۹)	(۰/۴۲۲، ۰/۸۱)	(۰/۴۲۲، ۰/۸۸)

۱۳۹۴	(۰/۲۳۶، ۰/۷۸)	(۰/۴۲۰، ۰/۸۴)	(۰/۴۸۸ ، ۰/۸۸)	(۰/۲۴۴، ۰/۷۸)	(۰/۳۹۲، ۰/۸۵)	(۰/۴۳۹ ، ۰/۹۱)
۱۳۹۵	(۰/۲۲۵، ۰/۷۹)	(۰/۳۸۴۰، ۰/۸۳)	(۰/۴۹۲ ، ۰/۹۰)	(۰/۲۱۲، ۰/۷۸)	(۰/۳۹۶، ۰/۸۵)	(۰/۴۵۱ ، ۰/۹۱)
۱۳۹۶	(۰/۲۳۹، ۰/۷۹)	(۰/۳۴۱ ، ۰/۸۳)	(۰/۵۳۶، ۰/۹۰)	(۰/۲۴۴، ۰/۷۸)	(۰/۴۴۰ ، ۰/۸۶)	(۰/۵۱۵، ۰/۹۱)
۱۳۹۷	(۰/۲۶۵، ۰/۷۹)	(۰/۴۳۱ ، ۰/۸۵)	(۰/۵۶۱، ۰/۹۰)	(۰/۲۷۱، ۰/۷۸)	(۰/۴۵۲ ، ۰/۸۶)	(۰/۵۵۴، ۰/۹۱)

۳-۵- تحلیل برآورد تاثیر عدم قطعیت متغیرهای کلان اقتصادی و تجارت خارجی برکران‌های بالا، متوسط و پایین دهک های درآمدی سوم و چهارم

بررسی تاثیر عدم قطعیت متغیرهای کلان و تجات جهانی بر کران های بالا، متوسط و پایین دهک های درآمدی سوم و چهارم در **جدول ٤** نشان داده شده است. نتایج نشان می دهد که از بین متغیرهای مورد بررسی تورم بیشترین تاثیر را بر نابرابری درآمد دهک های سوم و چهارم دارد. با توجه به مقادیر محاسبه شده کران پایین دهک سوم و چهارم، کاهش تورم موجب کاهش نابرابری کران پایین این دهک شده است و با افزایش تورم نابرابری کران های متوسط و بالا این دهک ها افزایش یافته است. با توجه به نتایج برآورد شده برای کران های دهک سوم کمترین مقدار کران پایین، متوسط و بالا نابرابری درآمد دهک سوم به ترتیب ۰/۱۵۳، ۰/۲۰۱ و ۰/۴۰۶ با درجه اعتبار پیش بینی ۰/۷۸، ۰/۸۵ و ۰/۸۹ در سال های ۱۳۸۶، ۱۳۷۵ و ۱۳۷۵است. بیشترین مقدار کران پایین، متوسط و بالا نابرابری درآمد دهک سوم به ترتیب ۰/۲۶۵، ۰/۴۳۱ و ۰/۵۶۱ با درجه اعتبار پیش بینی ۰/۷۹، ۰/۸۵ و ۰/۹۰ در سال های۱۳۹۷، ۱۳۹۴و۱۳۹۷ است. نتایج برآورد شده برای کران های دهک چهارم کمترین مقدار کران پایین، متوسط و بالا نابرابری درآمد دهک چهارم به ترتیب ۰/۱۶۴، ۰/۳۲۱ و ۰/۴۲۰ با درجه اعتبار پیش بینی ۰/۷۸، ۰/۸۵ و ۰/۹۱ در سال های ۱۳۸۲، ۱۳۷۷ و ۱۳۸۸است. بیشترین مقدار کران پایین، متوسط و بالا نابرابری درآمد دهک چهارم به ترتیب ۰/۲۷۷، ۰/۴۵۲ و ۰/۵۵۴ با درجه اعتبار پیش بینی ۰/۷۸، ۰/۸۶ و ۰/۹۱ در سال های۱۳۹۷است. با توجه به مقادیر احتمال محاسبه شده که محتمل بودن برآورد هر یک ازکران ها به ویژه کران های متوسط و بالا را نشان می دهد می توان بیان کرد که با کنترل و مدیریت کردن متغیرهای مورد بررسی به ویژه تورم می توان نابرابری دهک سوم را تا مقادیر کران پایین کاهش داد. همچنین در صورت عدم به کارگیری برنامه ریزی و سیاست های مناسب از

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

سوی مسئولان (با توجه به مقادیرکران بالای این دهک) موجب افزایش فقر و نابرابری در این دهک می شود.

جدول ۵. محاسبه کران های بالا، متوسط و پایین نابرابری درآمد دهک های پنجم و ششم در قالب اعداد-Z
مأخذ: نتایج پژوهش

Table 5. Calculation of the upper, middle and lower bounds of income inequality of the fifth and sixth deciles in the form of Z-numbers
Source: Research results

محاسبه کران های بالا، متوسط و پایین نابرابری درآمد دهک ششم در قالب اعداد-Z			محاسبه کران های بالا، متوسط و پایین نابرابری درآمد دهک پنجم در قالب اعداد-Z			سال
کران بالا $Z_{high} = (A_{high}, B_{hig}$	کران متوسط $Z_{middle} = (A_{middle}, B_{middl}$	کران پایین $Z_{LOW} = (A_{lOW}, B_{LOW}$	کران بالا $Z_{high} = (A_{high}, B_{hig}$	کران متوسط $Z_{middle} = (A_{middle}, B_{middl}$	کران پایین $Z_{LOW} = (A_{lOW}, B_{LOW}$	
(۰/۵۷۱، ۰/۸۹) (	(۰/۴۴۸ ، ۰/۸۶)	۰/۲۳۰، ۰/۷۶) (	۰/۸۹) (۰/۴۳۷،	(۰/۳۸۳ ، ۰/۸۴)	۰/۷۷) (۰/۱۹۹،	۱۳۷۵
۰/۸۹) (۰/۵۵۹،	(۰/۴۱۳ ، ۰/۸۶)	۰/۲۲۷، ۰/۷۶) (	۰/۴۴۱، ۰/۸۵) (	(۰/۳۳۴ ، ۰/۸۴)	۰/۱۹۷، ۰/۷۷) (	۱۳۷۶
۰/۸۹) (۰/۵۶۹،	(۰/۴۲۱ ، ۰/۸۵)	۰/۲۲۶، ۰/۷۶) (	۰/۴۳۱، ۰/۸۶) (	(۰/۳۰۹ ، ۰/۸۴)	۰/۲۱۸، ۰/۷۷) (	۱۳۷۷
(۰/۵۷۱، ۰/۸۵) (	(۰/۴۴۸ ، ۰/۸۴)	۰/۲۲۷، ۰/۷۷) (	۰/۴۷۸، ۰/۸۵) (	(۰/۳۷۲ ، ۰/۸۴)	۰/۲۲۰، ۰/۷۷) (	۱۳۷۸
۰/۵۸) (۰/۵۴۴،	(۰/۴۴۳ ، ۰/۸۵)	۰/۲۳۱، ۰/۷۷) (	۰/۴۶۵، ۰/۸۶) (	(۰/۳۱۰ ، ۰/۸۴)	۰/۲۰، ۰/۷۶) (	۱۳۷۹
۰/۸۶) (۰/۵۳۹،	(۰/۴۴۷ ، ۰/۸۵)	۰/۲۲۷، ۰/۷۸) (	۰/۴۲۸، ۰/۸۶) (	(۰/۴۱۹ ، ۰/۸۵)	۰/۷۶) (۰/۲۲۵،	۱۳۸۰
۰/۵۶۸، ۰/۸۶) (	(۰/۴۲۸ ، ۰/۸۵)	۰/۲۲۳، ۰/۷۸) (	۰/۵۰۵، ۰/۸۶) (	(۰/۳۷۳ ، ۰/۸۵)	۰/۷۸) (۰/۲۰۹،	۱۳۸۱
۰/۸۶) (۰/۵۷۹،	(۰/۴۴۲ ، ۰/۸۵)	۰/۲۲۰، ۰/۷۸) (	۰/۵۰۳، ۰/۸۵) (	(۰/۴۴۱ ، ۰/۸۵)	۰/۷۸) (۰/۲۵۴،	۱۳۸۲
۰/۵۸۱، ۰/۸۶) (	(۰/۴۱۳ ، ۰/۸۵)	۰/۲۲۳، ۰/۷۸) (	۰/۸۵) (۰/۵۸۸،	(۰/۴۲۸ ، ۰/۸۴)	۰/۲۰۷، ۰/۷۸) (	۱۳۸۳

۱۳۸۴	(۰/۱۷۵، ۰/۷۸)	(۰/۴۱۷، ۰/۸۴)	(۰/۸۵)	(۰/۲۵۵، ۰/۷۸)	(۰/۴۲۹، ۰/۸۵)	(۰/۸۶)
	(		(۰/۵۷۳،	(		(۰/۵۶۹،
۱۳۸۵	(۰/۱۹۱، ۰/۷۸)	(۰/۳۷۲ ، ۰/۸۴)	(۰/۵۴۴، ۰/۸۶)	(۰/۲۲۶، ۰/۷۸)	(۰/۳۱۸ ، ۰/۸۴)	(۰/۸۶)
	(		(	(		(۰/۵۶۳،
۱۳۸۶	(۰/۲۵۱، ۰/۷۸)	(۰/۳۸۸ ، ۰/۸۴)	(۰/۴۸۰، ۰/۸۶)	(۰/۲۲۱، ۰/۷۸)	(۰/۳۷۶ ، ۰/۸۴)	(۰/۵۱۴، ۰/۸۶)
	(		(	(		(
۱۳۸۷	(۰/۷۸)	(۰/۴۰۷ ، ۰/۸۵)	(۰/۴۳۸، ۰/۸۶)	(۰/۲۵۵، ۰/۷۸)	(۰/۴۱۳ ، ۰/۸۴)	(۰/۴۶۳، ۰/۸۸)
	(۰/۲۰۵،		(	(		(
۱۳۸۸	(۰/۲۱۵، ۰/۷۸)	(۰/۳۰۸، ۰/۸۵)	(۰/۴۴۲، ۰/۸۶)	(۰/۱۸۹، ۰/۷۸)	(۰/۴۴۵، ۰/۸۴)	(۰/۴۴۵، ۰/۸۸)
	(		(	(		(
۱۳۸۹	(۰/۷۸)	(۰/۴۲۴ ، ۰/۸۵)	(۰/۸۶)	(۰/۲۲۰، ۰/۷۹)	(۰/۴۱۲ ، ۰/۸۵)	(۰/۴۲۶، ۰/۸۸)
	(۰/۲۰۹،		(۰/۴۳۹،	(		(
۱۳۹۰	(۰/۷۹)	(۰/۴۲۶ ، ۰/۸۴)	(۰/۸۸ ، (۰/۴۴۰	(۰/۲۶۵، ۰/۷۹)	(۰/۳۲۸ ، ۰/۸۵)	(۰/۸۸ ، (۰/۴۳۱
	(۰/۱۹۷،			(		
۱۳۹۱	(۰/۷۹)	(۰/۳۷۲ ، ۰/۸۴)	(۰/۸۷ ، (۰/۴۳۷	(۰/۲۵۸، ۰/۷۹)	(۰/۴۴۱ ، ۰/۸۵)	(۰/۸۸ ، (۰/۴۴۵
	(۰/۲۳۱،			(		
۱۳۹۲	(۰/۷۹)	(۰/۴۴۰ ، ۰/۸۱)	(۰/۸۸ ، (۰/۴۴۸	(۰/۲۳۳، ۰/۷۹)	(۰/۴۲۲ ، ۰/۸۵)	(۰/۸۸ ، (۰/۴۴۷
	(۰/۲۷۰،			(		
۱۳۹۳	(۰/۷۹)	(۰/۴۲۷، ۰/۸۱)	(۰/۴۴۴، ۰/۸۸)	(۰/۲۶۹، ۰/۷۹)	(۰/۴۳۱، ۰/۸۵)	(۰/۴۴۸، ۰/۸۸)
	(۰/۱۹۸،		(	(		(
۱۳۹۴	(۰/۷۸)	(۰/۴۲۶، ۰/۸۳)	(۰/۸۸ ، (۰/۴۸۲	(۰/۲۰۱، ۰/۷۷)	(۰/۴۳۶، ۰/۸۴)	(۰/۹۰ ، (۰/۴۳۹
	(۰/۲۰۹،			(		
۱۳۹۵	(۰/۷۸)	(۰/۳۷۱، ۰/۸۵)	(۰/۹۰ ، (۰/۵۳۹	(۰/۲۱۲، ۰/۷۷)	(۰/۳۷۹، ۰/۸۱)	(۰/۹۰ ، (۰/۵۳۷
	(۰/۲۲۳،			(		
۱۳۹۶	(۰/۷۸)	(۰/۴۰۸ ، ۰/۸۵)	(۰/۹۳) (۰/۵۳۵،	(۰/۲۲۳، ۰/۷۷)	(۰/۳۷۹ ، ۰/۸۳)	(۰/۹۱) (۰/۵۳۲،
	(۰/۳۰۹،			(		
۱۳۹۷	(۰/۳۱۲، ۰/۷۸)	(۰/۴۴۴ ، ۰/۸۵)	(۰/۹۳) (۰/۵۷۶،	(۰/۲۶۵، ۰/۷۹)	(۰/۴۴۹ ، ۰/۸۵)	(۰/۵۹۸، ۰/۹۱)
	(			(		(

۴-۵- تحلیل برآورد تاثیر عدم قطعیت متغیرهای کلان اقتصادی و تجارت خارجی برکران های بالا، متوسط و پایین دهک های درآمدی پنجم و ششم

با توجه به نتایج مراحل چرخه مدل سازی و بررسی رفتار غیر خطی متغیرها، نرخ سود بانکی بیشترین تاثیر را بر نابرابری درآمدی دهک پنجم دارد. در

جدول ۵ با توجه به تاثیر عدم قطعیت در متغیرهای کلان اقتصادی (به ویژه نرخ سود بانکی) کران های دهک پنجم محاسبه شده است. با توجه به مقادیرکران های پایین، متوسط و بالا دهک پنجم نرخ سود بانکی متناسب با هر یک از کران ها بر نابرابری دهک پنجم تاثیر گذار است و موجب نابرابری می شود. با توجه به نتایج برآورد شده برای کران های دهک پنجم کمترین مقدار کران پایین، متوسط و بالا نابرابری درآمد دهک پنجم به ترتیب ۰/۱۷۵، ۰/۳۰۹ و ۰/۴۲۸ با درجه اعتبار پیش بینی ۰/۷۸، ۰/۸۴ و ۰/۸۶ در سال های ۱۳۸۴، ۱۳۷۷ و ۱۳۸۰است. بیشترین مقدارکران پایین، متوسط و بالا نابرابری درآمد دهک پنجم به ترتیب ۰/۳۱۲، ۰/۴۴۴ و ۰/۵۷۶ با درجه اعتبار پیش بینی ۰/۷۸، ۰/۸۵ و ۰/۹۲ در سال های۱۳۹۷است. با توجه به مقادیر احتمال محاسبه شده که محتمل بودن برآورد هر یک ازکران ها به ویژه کران های متوسط و بالا را نشان می دهد می توان بیان کرد که با بهینه سازی متغیرهای مورد بررسی به ویژه نرخ سود بانکی می توان نابرابری دهک پنجم را تا مقادیر کران پایین کاهش داد. همچنین در صورت عدم به کارگیری برنامه ریزی و سیاست های مناسب از سوی مسئولان (با توجه به مقادیرکران بالای این دهک) موجب افزایش فقر و نابرابری در این دهک می شود. کاهش نرخ سود همواره به عنوان یک هدف مهم از سوی سیاستمداران اقتصادی کشور است، اما نداشتن راهکار عملیاتی یا انتخاب مسیرهای نادرست در این زمینه باعث دور باطلی می‌شد که در آن افزایش نرخ سود و تورم یکدیگر را تقویت می‌کنند که موجب نابرابری در جامعه می شود. تاثیر عدم قطعیت در متغیرهای کلان اقتصادی (به ویژه تولید ناخالص داخلی به عنوان متغیر انتقال) کران های نابرابری درآمد دهک ششم محاسبه شده است. با توجه به مقادیر محاسبه شده برای کران ها اختلاف بین کران پایین و متوسط زیاد است که این افزایش اختلاف بین کران متوسط و بالا هم قابل مشاهده است. با توجه به نتایج برآورد شده برای باند های دهک ششم کمترین مقدار باند پایین، متوسط و بالا نابرابری درآمد دهک ششم به ترتیب ۰/۱۸۹، ۰/۳۱۸ و ۰/۴۲۶ با درجه اعتبار پیش بینی ۰/۷۸، ۰/۸۴ و ۰/۸۸ در سال های ۱۳۸۸، ۱۳۸۵ و ۱۳۸۹است. بیشترین مقدار باند پایین، متوسط و بالا نابرابری درآمد دهک ششم به ترتیب ۰/۲۶۵، ۰/۴۴۹ و ۰/۵۹۸ با درجه اعتبار پیش بینی ۰/۷۹، ۰/۸۵ و ۰/۹۱ در سال های۱۳۹۷، ۱۳۹۴و۱۳۹۷ است. با توجه به مقادیر احتمال محاسبه شده که محتمل بودن برآورد هر یک ازکران ها به ویژه کران های متوسط و بالا را نشان می دهد می توان بیان کرد که با سیاست گذاری مناسب جهت رشد

تولید ناخالص داخلی می توان نابرابری دهک ششم را تا مقادیر کران پایین کاهش داد. همچنین در صورت عدم به کارگیری برنامه ریزی و سیاست های مناسب از سوی مسئولان (با توجه به مقادیرکران بالای این دهک) موجب افزایش فقر و نابرابری در این دهک می شود.

جدول ٦. محاسبه کران های بالا، متوسط و پایین نابرابری درآمد دهک های هفتم و هشتم در قالب اعداد-Z
مأخذ: نتایج پژوهش

Table 6. Calculation of the upper, middle and lower limits of income inequality of the seventh and eighth deciles in the form of Z-numbers

Source: Research results

سال	محاسبه کران های بالا، متوسط و پایین نابرابری درآمد دهک هفتم در قالب اعداد-Z			محاسبه کران های بالا، متوسط و پایین نابرابری درآمد دهک هشتم در قالب اعداد-Z		
	کران پایین $Z_{LOW} = (A_{LOW}, B_{LOW})$	کران متوسط $Z_{middle} = (A_{middle}, B_{middle})$	کران بالا $Z_{high} = (A_{high}, B_{high})$	کران پایین $Z_{LOW} = (A_{LOW}, B_{LOW})$	کران متوسط $Z_{middle} = (A_{middle}, B_{middle})$	کران بالا $Z_{high} = (A_{high}, B_{high})$
۱۳۷۵	(۰/۲۱۸، ۰/۷۶)	(۰/۳۹۱ ، ۰/۸۴)	(۰/۴۷۱، ۰/۸۹)	(۰/۲۶۱، ۰/۷۷)	(۰/۳۴۷ ، ۰/۸۵)	(۰/۴۷۶، ۰/۸۹)
۱۳۷۶	(۰/۱۹۹، ۰/۷۶)	(۰/۳۳۲ ، ۰/۸۵)	(۰/۴۵۷، ۰/۸۹)	(۰/۲۵۵، ۰/۷۸)	(۰/۴۰۲ ، ۰/۸۵)	(۰/۵۶۱، ۰/۸۹)
۱۳۷۷	(۰/۲۱۳، ۰/۷۷)	(۰/۳۹۱ ، ۰/۸۵)	(۰/۴۸۰، ۰/۸۹)	(۰/۲۰۱، ۰/۷۸)	(۰/۳۴۵ ، ۰/۸۵)	(۰/۵۶۳، ۰/۸۵)
۱۳۷۸	(۰/۲۱۴، ۰/۷۷)	(۰/۲۳۲ ، ۰/۸۵)	(۰/۴۷۱، ۰/۸۵)	(۰/۲۶۲، ۰/۷۸)	(۰/۴۳۷ ، ۰/۸۵)	(۰/۵۶۶، ۰/۸۶)
۱۳۷۹	(۰/۲۴۶، ۰/۷۷)	(۰/۳۹۱ ، ۰/۸۵)	(۰/۵۷۱، ۰/۸۷)	(۰/۲۶۱، ۰/۷۸)	(۰/۳۴۸ ، ۰/۸۵)	(۰/۵۵۸، ۰/۸۵)
۱۳۸۰	(۰/۲۴۴، ۰/۷۷)	(۰/۴۲۴ ، ۰/۸۵)	(۰/۵۱۰، ۰/۸۷)	(۰/۲۵۹، ۰/۷۸)	(۰/۴۰۱ ،۰/۸۵)	(۰/۵۵۶، ۰/۸۸)
۱۳۸۱	(۰/۲۲۷، ۰/۷۷)	(۰/۴۵۷ ، ۰/۸۶)	(۰/۵۲۴، ۰/۸۷)	(۰/۲۶۰، ۰/۷۸)	(۰/۴۳۷ ، ۰/۸۵)	(۰/۵۵۹، ۰/۸۷)
۱۳۸۲	(۰/۲۴۰، ۰/۷۶)	(۰/۳۸۲ ، ۰/۸۶)	(۰/۵۱۰، ۰/۸۸)	(۰/۲۳۰، ۰/۷۸)	(۰/۴۰۵ ، ۰/۸۵)	(۰/۵۲۵، ۰/۸۸)
۱۳۸۳	(۰/۲۸۲، ۰/۷۶)	(۰/۴۲۴ ، ۰/۸۶)	(۰/۵۷۷، ۰/۸۸)	(۰/۲۳۹، ۰/۷۸)	(۰/۴۱۸ ، ۰/۸۵)	(۰/۵۶۹، ۰/۸۸)
۱۳۸۴	(۰/۲۰۸، ۰/۷۶)	(۰/۳۴۲، ۰/۸۶)	(۰/۵۱۱، ۰/۸۸)	(۰/۲۶۰، ۰/۷۹)	(۰/۴۳۹، ۰/۸۴)	(۰/۵۵۸، ۰/۸۹)
۱۳۸۵	(۰/۲۸۲، ۰/۷۶)	(۰/۳۱۲ ، ۰/۸۶)	(۰/۵۶۸، ۰/۸۶)	(۰/۲۴۴، ۰/۷۹)	(۰/۳۴۷ ، ۰/۸۴)	(۰/۵۷۶، ۰/۸۸)
۱۳۸۶	(۰/۱۸۳، ۰/۷۷)	(۰/۴۲۴ ، ۰/۸۶)	(۰/۵۲۱، ۰/۸۶)	(۰/۲۵۸، ۰/۷۹)	(۰/۴۰ ، ۰/۸۴)	(۰/۵۳۴، ۰/۸۸)
۱۳۸۷	(۰/۱۹۳، ۰/۷۸)	(۰/۳۳۲ ، ۰/۸۶)	(۰/۴۷۰، ۰/۸۶)	(۰/۲۲۷، ۰/۷۹)	(۰/۴۶۸ ، ۰/۸۴)	(۰/۴۹۱، ۰/۸۸)
۱۳۸۸	(۰/۱۹۴، ۰/۷۸)	(۰/۴۵۴، ۰/۸۵)	(۰/۴۵۶، ۰/۸۶)	(۰/۲۱۱، ۰/۷۹)	(۰/۳۴۷، ۰/۸۴)	(۰/۴۷۹، ۰/۸۸)
۱۳۸۹	(۰/۲۲۳، ۰/۷۹)	(۰/۳۹۴ ، ۰/۸۵)	(۰/۵، ۰/۸۶)	(۰/۲۵۶، ۰/۷۹)	(۰/۴۰۵ ، ۰/۸۴)	(۰/۴۸۵، ۰/۸۸)

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

۱۳۹۰	(۰/۲۴۰، ۰/۷۹)	(۰/۴۲۳ ، ۰/۸۵)	(۰/۴۴۰ ، ۰/۸۶)	(۰/۲۲۷، ۰/۷۹)	(۰/۴۳۷ ، ۰/۸۳)	(۰/۴۸۷ ، ۰/۸۸)
۱۳۹۱	(۰/۲۶۲، ۰/۷۹)	(۰/۴۵۰ ، ۰/۸۵)	(۰/۴۵۷ ، ۰/۸۵)	(۰/۲۶۶، ۰/۷۹)	(۰/۴۷۰ ، ۰/۸۸)	(۰/۴۶۳ ، ۰/۸۸)
۱۳۹۲	(۰/۲۹۹، ۰/۷۹)	(۰/۳۸۱ ، ۰/۸۴)	(۰/۴۵۸ ، ۰/۸۸)	(۰/۲۳۱، ۰/۷۹)	(۰/۳۹۵ ، ۰/۸۸)	(۰/۴۹۲ ، ۰/۸۹)
۱۳۹۳	(۰/۲۰۸، ۰/۷۸)	(۰/۴۲۴، ۰/۸۴)	(۰/۴۴۰، ۰/۸۸)	(۰/۲۶۰، ۰/۷۸)	(۰/۴۳۷، ۰/۸۸)	(۰/۴۸۷، ۰/۸۹)
۱۳۹۴	(۰/۲۴۰، ۰/۷۸)	(۰/۴۵۷، ۰/۸۴)	(۰/۵۴۵ ، ۰/۸۸)	(۰/۲۴۶، ۰/۷۸)	(۰/۴۰۵، ۰/۸۳)	(۰/۴۶۱ ، ۰/۸۹)
۱۳۹۵	(۰/۲۴۲، ۰/۷۸)	(۰/۳۳۲، ۰/۸۱)	(۰/۵۴۶ ، ۰/۸۸)	(۰/۲۵۸، ۰/۷۸)	(۰/۴۶۰، ۰/۸۵)	(۰/۴۶۶ ، ۰/۹۲)
۱۳۹۶	(۰/۲۴۳، ۰/۷۹)	(۰/۴۵۴ ، ۰/۸۳)	(۰/۵۴۱، ۰/۹۰)	(۰/۲۵۶، ۰/۷۸)	(۰/۴۳۷ ، ۰/۸۸)	(۰/۵۴۹، ۰/۹۱)
۱۳۹۷	(۰/۲۸۳، ۰/۷۹)	(۰/۴۷۴ ، ۰/۸۵)	(۰/۵۸۰، ۰/۹۰)	(۰/۲۹۷، ۰/۷۹)	(۰/۴۷۵ ، ۰/۸۸)	(۰/۵۸۶، ۰/۹۰)

۵-۵- تحلیل برآورد تاثیر متغیرهای کلان اقتصادی و تجارت خارجی برکران های بالا، متوسط و پایین دهک های درآمدی هفتم و هشتم

با توجه به انجام مراحل چرخه مدل سازی و بررسی رفتار غیر خطی متغیرها، تورم بیشترین تاثیر را بر نابرابری درآمدی دهک هفتم و هشتم دارد. در **جدول ٦** با توجه به تاثیر عدم قطعیت در متغیرهای کلان اقتصادی (به ویژه تورم به عنوان متغیر انتقال) کران های نابرابری درآمد دهک هفتم محاسبه شده است. با توجه به مقادیرکران های پایین، متوسط و بالا دهک هفتم اختلاف زیادی بین کران بالا و پایین این دهک مشاهده می شود که بیان کننده آن است که تغییر کوچکی در تورم موجب افزایش زیادی در نابرابری دهک هفتم می‌شود. با توجه به نتایج برآورد شده برای کران های دهک هفتم کمترین مقدارکران پایین، متوسط و بالا نابرابری درآمد دهک درآمدی هفتم به ترتیب ۰/۱۸۳، ۰/۲۳۲ و ۰/۴۴۰ با درجه اعتبار پیش بینی ۰/۷۷، ۰/۸۵ و ۰/۸۶ در سال های ۱۳۸۶، ۱۳۷۸ و ۱۳۹۰است. بیشترین مقدارکران پایین، متوسط و بالا نابرابری درآمد دهک هفتم به ترتیب ۰/۲۸۳، ۰/۴۷۴ و ۰/۵۸۰ با درجه اعتبار پیش بینی ۰/۷۹، ۰/۸۵ و ۰/۹۰ در سال های۱۳۹۷است. با توجه به مقادیر احتمال محاسبه شده که محتمل بودن برآورد هر یک از کران ها به ویژه کران های متوسط و بالا را نشان می دهد می توان بیان کرد که با کنترل و مدیریت کردن متغیرهای مورد بررسی به ویژه تورم می توان نابرابری دهک هفتم را تا مقادیر کران پایین کاهش داد. همچنین در صورت عدم به کارگیری برنامه ریزی و سیاست های مناسب از سوی مسئولان (با توجه به مقادیرکران بالای این دهک) موجب افزایش نابرابری درآمدی در این دهک

می شود. تاثیر شاخص های اقتصاد باز و عدم قطعیت در متغیرهای کلان اقتصادی (به ویژه تورم به عنوان متغیر انتقال) کران های نابرابری درآمد دهک هشتم محاسبه شده است. با توجه به مقادیرکران های پایین، متوسط و بالا دهک هشتم اختلاف زیادی بین کران بالا و پایین این دهک مشاهده می شود که بیان کننده آن است که تغییر کوچکی در تورم موجب افزایش زیادی در نابرابری دهک هشتم می شود. با توجه به نتایج برآورد شده برای باندهای دهک هشتم کمترین مقدار کران پایین، متوسط و بالا نابرابری درآمد دهک درآمدی هشتم به ترتیب ۰/۲۰۱، ۰/۳۴۵ و ۰/۴۶۱ با درجه اعتبار پیش بینی ۰/۷۹، ۰/۷۸ و ۰/۸۹ در سال‌های ۱۳۹۷، ۱۳۷۷ و ۱۳۹۴است. بیشترین مقدار باند پایین، متوسط و بالا نابرابری درآمد دهک درآمدی هشتم به ترتیب ۰/۲۹۷، ۰/۴۷۵ و ۰/۵۸۶ با درجه اعتبار پیش بینی ۰/۷۹، ۰/۸۸ و ۰/۹۰ در سال های۱۳۹۷است. با توجه به مقادیر احتمال محاسبه شده که محتمل بودن برآورد هر یک ازکران ها به ویژه کران های متوسط و بالا را نشان می دهد =می توان بیان کرد که با مدیریت کردن متغیرهای مورد بررسی به ویژه تورم می توان نابرابری دهک هشتم را تا مقادیر کران پایین کاهش داد. همچنین در صورت عدم به کارگیری برنامه ریزی و سیاست های مناسب از سوی مسئولان (با توجه به مقادیرکران بالای این دهک) موجب افزایش نابرابری در این دهک می شود.

جدول ۷. محاسبه کران های بالا، متوسط و پایین نابرابری درآمد دهک های نهم و دهم در قالب اعداد-Z
مأخذ: نتایج پژوهش

Table 7. Calculation of the upper, middle and lower bounds of the income inequality of the ninth and tenth deciles in the form of Z-numbers

Source: Research results

سال	کران پایین $Z_{LOW} = (A_{low}, B_{LOW})$	کران متوسط $Z_{middle} = (A_{middle}, B_{middle})$	کران بالا $Z_{high} = (A_{high}, B_{high})$	کران پایین $Z_{LOW} = (A_{low}, B_{LOW})$	کران متوسط $Z_{middle} = (A_{middle}, B_{middle})$	کران بالا $Z_{high} = (A_{high}, B_{high})$
۱۳۷۵	(۰/۳۴۷ ، ۰/۷۷)	(۰/۳۶۲ ،۰/۸۵)	(۰/۴۹۹، ۰/۸۹)	(۰/۳۴۸، ۰/۷۷)	(۰/۴۳۱ ، ۰/۸۵)	(۰/۴۹۹، ۰/۸۹)
۱۳۷۶	(۰/۳۷۰، ۰/۷۶)	(۰/۳۷۶ ، ۰/۸۵)	(۰/۴۷۳، ۰/۸۶)	(۰/۳۴۰، ۰/۷۷)	(۰/۴۲۶ ، ۰/۸۵)	(۰/۴۷۳، ۰/۸۹)
۱۳۷۷	(۰/۳۵۳ ، ۰/۷۷)	(۰/۳۶۶ ، ۰/۸۵)	(۰/۴۵۷، ۰/۸۹)	(۰/۳۵۳، ۰/۷۶)	(۰/۳۷۱ ، ۰/۸۵)	(۰/۴۵۷، ۰/۸۹)
۱۳۷۸	(۰/۳۴۲، ۰/۷۸)	(۰/۳۵۵ ، ۰/۸۵)	(۰/۴۴۱، ۰/۸۹)	(۰/۳۴۲، ۰/۷۷)	(۰/۴۳۱ ، ۰/۸۵)	(۰/۴۴۱، ۰/۸۵)
۱۳۷۹	(۰/۳۴۵ ،۰/۷۸)	(۰/۳۶۹ ، ۰/۸۵)	(۰/۴۴۶، ۰/۸۸)	(۰/۳۴۵، ۰/۷۷)	(۰/۴۱۵ ، ۰/۸۵)	(۰/۴۴۶، ۰/۸۶)

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

۱۳۸۰	(۰/۳۶۱، ۰/۷۸)	(۰/۳۷۵ ، ۰/۸۵)	(۰/۴۴۳، ۰/۸۷)	(۰/۳۶۱، ۰/۷۷)	(۰/۳۹۱ ، ۰/۸۵)	(۰/۴۴۳، ۰/۸۵)
۱۳۸۱	(۰/۴۰۳، ۰/۷۸)	(۰/۴۰۷ ، ۰/۸۵)	(۰/۴۵۶، ۰/۸۹)	(۰/۳۰۵، ۰/۷۷)	(۰/۴۲۲ ، ۰/۸۵)	(۰/۴۵۶، ۰/۸۷)
۱۳۸۲	(۰/۴۰۱، ۰/۷۸)	(۰/۴۰۲ ، ۰/۸۵)	(۰/۴۴۸، ۰/۸۹)	(۰/۳۰۲، ۰/۷۷)	(۰/۴۲۸ ، ۰/۸۵)	(۰/۴۴۸، ۰/۸۹)
۱۳۸ ۳	(۰/۴۰۶، ۰/۷۸)	(۰/۴۲۱ ، ۰/۸۵)	(۰/۴۸۷، ۰/۸۸)	(۰/۳۰۶، ۰/۷۷)	(۰/۴۸۵ ، ۰/۸۵)	(۰/۴۸۷، ۰/۸۸)
۱۳۸۴	(۰/۴۰۶، ۰/۷۷)	(۰/۴۰۹، ۰/۸۵)	(۴۶۹، ۰/۸۸)	(۰/۳۷۴، ۰/۷۷)	(۰/۴۵۷، ۰/۸۵)	(۴۶۹، ۰/۸۸)
۱۳۸ ۵	(۰/۳۹۴، ۰/۷۷)	(۰/۴۱۶ ، ۰/۸۵)	(۰/۴۶۲، ۰/۸۸)	(۰/۳۸۵، ۰/۷۷)	(۰/۴۳۱ ، ۰/۸۵)	(۰/۴۶۲، ۰/۸۸)
۱۳۸۶	(۰/۴۰، ۰/۷۸)	(۰/۴۱۳ ، ۰/۸۵)	(۰/۴۴۶، ۰/۸۹)	(۰/۳۰۴، ۰/۷۸)	(۰/۴۳۳ ، ۰/۸۴)	(۰/۴۴۶، ۰/۸۸)
۱۳۸۷	(۰/۴۰۴، ۰/۷۸)	(۰/۴۰۹ ، ۰/۸۵)	(۰/۴۵۱، ۰/۸۶)	(۰/۳۰۵، ۰/۷۸)	(۰/۳۳۹ ، ۰/۸۴)	(۰/۴۵۱، ۰/۸۸)
۱۳۸۸	(۰/۴۰۵، ۰/۷۸)	(۰/۴۰۸، ۰/۸۵)	(۰/۵، ۰/۸۶)	(۰/۳۱۳، ۰/۷۸)	(۰/۳۸۱، ۰/۸۴)	(۰/۵، ۰/۸۹)
۱۳۸ ۹	(۰/۴۱۳، ۰/۷۸)	(۰/۴۲۱ ، ۰/۸۵)	(۰/۴۵۱، ۰/۸۵)	(۰/۳۲۶، ۰/۷۸)	(۰/۴۰۵ ، ۰/۸۴)	(۰/۴۵۱، ۰/۸۷)
۱۳۹۰	(۰/۴۲۶، ۰/۷۸)	(۰/۴۳۲ ، ۰/۸۵)	(۰/۵ ، ۰/۸۵)	(۰/۳۵۱، ۰/۷۸)	(۰/۴۳۷ ، ۰/۸۴)	(۰/۵ ، ۰/۸۷)
۱۳۹۱	(۰/۴۲۸، ۰/۷۹)	(۰/۴۵۳ ، ۰/۸۵)	(۰/۵۰۱ ، ۰/۸۵)	(۰/۳۵۴، ۰/۷۹)	(۰/۴۶۷ ، ۰/۸۵)	(۰/۵۰۱ ، ۰/۸۸)
۱۳۹ ۲	(۰/۴۱۷، ۰/۷۹)	(۰/۴۲۷ ، ۰/۸۴)	(۰/۵ ، ۰/۸۵)	(۰/۳۸۵، ۰/۷۹)	(۰/۴۱۵ ، ۰/۸۵)	(۰/۵ ، ۰/۸۸)
۱۳۹ ۳	(۰/۴۰۹، ۰/۷۸)	(۰/۴۵۷، ۰/۸۴)	(۰/۵، ۰/۸۵)	(۰/۳۴۱، ۰/۷۹)	(۰/۴۹۳، ۰/۸۴)	(۰/۵، ۰/۸۸)
۱۳۹ ۴	(۰/۴۳۲، ۰/۷۸)	(۰/۴۴۳، ۰/۸۱)	(۰/۵ ، ۰/۸۵)	(۰/۳۳۸، ۰/۷۸)	(۰/۴۷۹، ۰/۸۱)	(۰/۵ ، ۰/۹۱)
۱۳۹ ۵	(۰/۴۴۰، ۰/۷۸)	(۰/۴۷۶، ۰/۸۳)	(۰/۵ ، ۰/۸۸)	(۰/۳۴۴، ۰/۷۸)	(۰/۴۷۶، ۰/۸۱)	(۰/۵ ، ۰/۹۰)
۱۳۹ ۶	(۰/۳۸۹، ۰/۷۸)	(۰/۴۲۴ ، ۰/۸۳)	(۰/۵۷۱، ۰/۸۸)	(۰/۳۹۱، ۰/۷۸)	(۰/۴۶۲ ، ۰/۸۳)	(۰/۵۷۱، ۰/۹۰)
۱۳۹ ۷	(۰/۳۸۶، ۰/۷۹)	(۰/۴۳۲ ، ۰/۸۵)	(۰/۵۹۶، ./۹۰)	(۰/۳۵۰، ۰/۷۸)	(۰/۴۴۲ ، ۰/۸۵)	(۰/۵۹۲، ۰/۹۰)

۶-۵- تحلیل برآورد تاثیر عدم قطعیت متغیرهای کلان اقتصادی و تجارت خارجی برکران های بالا، متوسط و پایین دهک های درآمدی نهم و دهم

بررسی تاثیر عدم قطعیت متغبرهای کلان اقتصادی و تجارت جهانی بر کران های بالا، متوسط و پایین دهک های درآمدی نهم و دهم در **جدول ۷** نشان داده شده است. با توجه به نتایج در مرحله دوم از بین متغیرهای مورد بررسی سرمایه گذاری مستقم خارجی بیشترین تاثیر را بر نابرابری درآمدی دهک نهم و دهم دارد. با توجه به مقادیر محاسبه شده کران پایین دهک نهم و دهم، کاهش سرمایه گذاری مستقم خارجی موجب کاهش نابرابری کران پایین این دهک ها شده است و با افزایش سرمایه گذاری مستقم خارجی نابرابری کران های

متوسط و بالا این دهک افزایش یافته است. با توجه به نتایج برآورد شده است. برای کران های دهک نهم کمترین مقدار کران پایین، متوسط و بالا ضریب جینی دهک درآمدی نهم به ترتیب ۰/۳۴۲، ۰/۴۷۶ و ۰/۴۴۱ با درجه اعتبار پیش بینی ۰/۷۸، ۰/۸۳ و ۰/۸۹ در سال های ۱۳۷۸، ۱۳۹۵ و ۱۳۷۸ است. بیشترین مقدار کران پایین، متوسط و بالا نابرابری درآمدی دهک نهم به ترتیب ۰/۴۴۰، ۰/۴۷۶ و ۰/۵۹۶ با درجه اعتبار پیش بینی ۰/۷۸، ۰/۸۳ و ۰/۹۰ در سال های۱۳۹۵، ۱۳۹۵و۱۳۹۷ است. برای کران های دهک دهم کمترین مقدار کران پایین، متوسط و بالا نابرابری درآمدی دهک دهم به ترتیب ۰/۳۰۲، ۰/۳۷۱ و ۰/۴۴۱ با درجه اعتبار پیش بینی ۰/۷۷، ۰/۸۵ و ۰/۸۵ در سال های ۱۳۸۲، ۱۳۷۷ و ۱۳۷۸است. بیشترین مقدار کران پایین، متوسط و بالا نابرابری درآمدی دهک دهم به ترتیب ۰/۳۹۱، ۰/۴۹۳ و ۰/۵۹۲ با درجه اعتبار پیش بینی ۰/۷۸، ۰/۸۴ و ۰/۹۰ در سال های۱۳۹۶، ۱۳۹۳و۱۳۹۷ است.

۶- نتیجه گیری و پیشنهادهای سیاستی

فرآیند تصمیم‌گیری، برنامه ریزی و سیاست گذاری در یک سیستم اقتصادی نیازمند وجود اطلاعات می باشد موضوع مهم در قبال این اطلاعات معتبر بودن و قابل اتکاء بودن آنها است در دنیای واقعی بیشتر اطلاعات از عدم قطعیت برخوردار هستند و ما نباید در فرآیند تصمیم گیری از این عدم قطعیت غافل باشیم. تمرکز اصلی این مقاله مدل سازی تاثیر عدم قطعیت متغیرهای کلان اقتصادی و تجارت خارجی است. برای این منظور چرخه مدل سازی Z-FRBS در چهارچوب مدل LSTAR برای برآورد کران پایین، متوسط و بالای دهک های درآمدی ارائه شد. از ویژگی های مهم این چرخه مدل سازی اولویت بندی تاثیر متغیرها بر کران های دهک های درآمدی است.

با توجه به نتایج این مطالعه تورم که یکی از شاخص های مهم بی ثباتی متغیرهای کلان است، تاثیر دوگانه ای بر توزیع درآمد افراد در جامعه می گذارد و موجب نابرابری درآمدی دهک های پایین می شود در واقع تورم برای بعضی از افراد به منزله یارانه و برای برخی از افراد دیگر مانند مالیات تلقی می شود به افرادی که درآمد ثابت دارند آسیب جدی می زند و به افرادی که صاحب سرمایه و دارای هستند مانند زمین، ساختمان و غیره سود سر شاری می رساند از این رو دولت می تواند با هدف گیری گروه های که کم درآمد یا درآمد

ثابت دارند برای آنها برنامه ی ویژه ای داشته باشد از جمله با پرداخت های انتقالی، تخفیف های مالیاتی و برای افرادی که دارای هایی مانند زمین و مسکن بیش از نیاز دارند از طریق مالیات بر درآمد و ثروت تصاعدي اشخاص به توزیع مجدد درآمد کمک کند. نتایج بررسی تاثیر عدم قطعیت متغیرها نشان می دهد که سرمایه گذاري خارجی موجب نابرابری درآمدی دهک ها به ویژه درون دهک های نهم و دهم می شود. از دلایل این نابرابری با توجه به مطالعات تجربی انجام آن است که با افزایش سرمایه گذاري خارجی به دلیل امکان بهره گیري از سرمایه بیشتر میزان تولید نهایی نیروي کار افزایش یافته و در نتیجه دستمزد نیروي کار نیز افزایش می یابد که این افزایش سرانجام به کاهش نابرابري درآمد منجر خواهد شد. از طرفی می توان به تاثیر پذیر بودن بازار داخلی از تحولات بازارهای بین المللی اشاره کردکه تاثیر چشمگیری بر تغیرات نرخ ارز، نرخ تورم و بی ثباتی بازدهی سهام داشته است که موجب افزایش بی‌ثباتی سیاست‌های اقتصاد کلان و اختلاف بین دهک های درآمدی می‌گردند. با توجه به اهمیت نابرابری در بین دهک های درآمدی بی ثبات متغیرهای کلان اقتصادی که ناشی از سیاست گذاری است موجب فزایش بیشتر نابرابری در بین دهک های درآمدی بالا نسبت به دهک های درآمدی پایین می شود و طی زمان سیاست های جبرانی هم کارایی لازم برای کاهش دامنه نابرابری را نداشته اند، بنابراین توجه ویژه مسولان به سیاست گذاری و تبعات آن اثار جبران ناپذیری در اقتصاد بجای می گذارد. با توجه به نتایج این تحقیق شاید بحث سرمایه گذاری مستقیم خارجی به عنوان چالشی برای سیاست گذاران جلوه کند اما با توجه به اجتناب ناپذیر بودن همراهی با فرآیند جهانی شدن برنامه ریزهای مناسب برای رفع این چالش لازم است از جمله حمایت های لازم از نیروی کار و گسترش خدمات اجتماعی و سازوکارهای کنترل کننده سرمایه خارجی و نهادی متکی بر مردم در راستای توانمند سازی نیروی کار در مواجهه با سرمایه، توجه به بنیاد های نابرابری از قبیل بی سوادی و کم مهارتی، ایجاد فرصت های اجتماعی برای کسب آموزش و مهارت است تلاش دولت در جهت رفع این معضلات از جمله مهم ترین گام های موثر در رفع نابرابری درآمد در ایران در صورت همراه شدن با جهانی شدن است. از طرفی با توجه به اینکه سرمایه گذاری مستقیم خارجی و گسترش تجارت خارجی به عنوان نمودهایی از جهانی شدن جزء ضروریات اقتصادی بوده و دولت ها با توجه به فوایدی نظیر انتقال تکنولوژی و افزایش بهره وری سیاست های گسترش جهانی سازی را دنبال می کنند، توصیه می شود

همراه با جهانی شدن دولت ها با اقداماتی نظیر ایجاد ثبات اقتصادی و سیاسی، تقویت پایه های اقتصاد داخلی، تسهیل شرایط سرمایه گذاری جهت کاهش آثار منفی جهانی شدن اقدام 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

Abunouri, A., Khoshkar, A., & Arash. (2007). The effect of macroeconomic indicators on income distribution in Iran: an inter-provincial study. *Economic Research*, *77*(1), 65-95. https://www.sid.ir/paper/11876/fa [In Persian]

Akrami, & M. (2004). Considerations about bank interest rates in Iran. *Journal of economic trends*, 42(14), 20-46. https://www.sid.ir/paper/486106/fa [In Persian].

Aliev, R. A., Pedrycz, W., Huseynov, O. H., & Eyupoglu, S. Z. (2017). ApproximateReasoning on a Basis of Z-Number-Valued If–Then Rules. IEEE Transactions on Fuzzy Systems, 25(6), 1589-1600.

Amiri, A., Coppola, G., Scuderi, S., Wu, F., Roychowdhury, T., Liu, F., ... & Vaccarino, F. M. (2018). Transcriptome and epigenome landscape of human cortical development modeled in organoids. *Science*, 362(6420), eaat6720.

Antonakakis, N., Gupta, R., & André, C. (2015). Dynamic co-movements between economic policy uncertainty and housing market returns. Journal of Real Estate Portfolio Management, 21(1), 53-60.

Alvaredo., F, Lucas., C. (2018). World Inequality Report 2018. World Inequality Lab.Cagetti, Marco, and Mariacristina De Nardi. 2008. .Wealth Inequality: Data and Models.Macroeconomic Dynamics 12 (Supplement 2): 285.313.

Asgharpour, H., Salmani, B., & Hekmati Farid, S. (2014). The Impact of Globalization on Income Distribution in OIC Countries. *quarterly journal of fiscal and Economic policies*, *2*(6), 123-140. Retrieved from http://qjfep.ir/article-1-62-en.html [in persian]

Ashraf Ganjavii, R., Akbari Fard, H. (2019). Linear regression with symmetric and asymmetric fuzzy coefficients. Fuzzy Systems and Applications, 2(2), 223-233. https://jfsa.fuzzy.ir/article_113422.html [In Persian].

Aye, G. C., & Harris, L. (2019). The effect of real exchange rate volatility on income distribution in South Africa (No. 2019/29). WIDER Working Paper.

Berisha, E., Gupta, R., & Meszaros, J. (2020). The impact of macroeconomic factors on income inequality: Evidence from the BRICS. *Economic Modelling*, *91*, 559-567.

Borkowska, B. (1974). Probabilistic load flow. IEEE Transactions on Power Apparatus and Systems, (3), 752-759.

Campbell, J. Y. (2016). Restoring rational choice: The challenge of consumer financial regulation. *Household Finance*.

Colciago, A., Samarina, A., & de Haan, J. (2019). Central bank policies and income and wealth inequality: A survey. Journal of Economic Surveys, 33(4), 1199-1231.

Dabalen, A., Gaddis, I., & Nguyen, N. T. V. (2020). CPI bias and its implications for poverty reduction in Africa. *The Journal of Economic Inequality*, 18(1), 13-44

Ditta, A., & Hayat, M. A. (2017). Macroeconomic Instability and Its Role on Income Inequality in Developing Countries. *Pakistan Economic and Social Review*, *55*(2), 613-636.

Ehsanfar, M. H., & Amoli Jelodar, Z. (2014). Relation Between Banking Profit Rate and Economic Growth via Hsiao Causality Method in Selected Islamic Countries. *journal of islamic finance research*, *2*(1), 101-113. Availabe at: https://ifr.journals.pnu.ac.ir/article_3758.html?lang=en [In Persian].

Elami Z., & Ariani, F. (2017). "Effect of financial development on income distribution in Iran. *Iranian Journal of Applied Economics*, 133-158. https://qjerp.ir/article-1-241-fa.pdf. https://qjerp.ir/browse.php?a_id=127&sid=1&slc_lang=fa. [In Persian]

Ezzat, A. M. (2020). Income Inequality Effects on Real Exchange Rate: Do Differentials between Tails Matter?. *Economic Research Forum (ERF)*.

Qorbani, H., Ghaffari, H., Nori, A., & Taqvaee, E. (2017). The Effect of Macroeconomic Variables on Income Distribution in Iran (with Emphasis on Targeted Subsidies). *Quarterly Journal of The Macro and Strategic Policies*, *5*(18), 143-158. Availabe at: https://www.jmsp.ir/article_47928.html?lang=en [In Persian]

Goh, L. T., & Law, S. H. (2019). The Effect of Trade Openness on Income Inequality with the Role of Institutional Quality. *Indonesian Journal of Economics, Social, and Humanities*, 1(2), 65-76.

Golina, N. J. (2018). An examination of the stock market's effect on economic inequality. *Undergraduate economic review*, 15(1), 7.

Hung, H., Fang, W., Miller, S. & Yeh. C., (2015), The effect of growth volatility on income inequality, *Economic Modelling*. 45, 212-222.

Josifidis, K., Supic, N., & Doroskov, N. (2020). Foreign Direct Investment and Income Distribution: Evidence from Post-Communist New EU Member States. *Eastern European Economics*, 58(6), 497-516.

Komijani, A., & mohammadzadeh, f. (2014). The Effect of Inflation on Income Distribution and Performance of Compensation Policies. *Quarterly Journal of Economic Research and Policies*, *22*(69), 5-24. Retrieved from http://qjerp.ir/article-1-127-en.html [In Persian]

kazerooni, a., asgharpur, H., & tayyebi, s. (2020). The Impact of Slow Economic Growth on Inequality of Income Distribution with Emphasis on Thomas Piketty's Hypothesis. *The Economic Research (Sustainable Growth and Development)*, *20*(1), 50-23. Retrieved from http://ecor.modares.ac.ir/article-18-21565-en.html [In Persian]

Law, C. H., & Soon, S. V. (2020). The impact of inflation on income inequality: the role of institutional quality. *Applied Economics Letters*, *27*(21), 1735-1738.

Luan, Z., & Zhou, Z. (2017). The relationship between annual GDP growth and income inequality: Developed and undeveloped countries. *Georgia Institute of Technology, Econ*, *3161*, 1-16.

Le, Q. H., Do, Q. A., Pham, H. C., & Nguyen, T. D. (2021). The impact of foreign direct investment on income inequality in Vietnam. *Economies*, *9*(1), 27.

Moridi, Z., Fattahi, S., & Sohaili, K. (2020). The Effect of Stock Market`s Development on Upper and Lower Income Deciles. *Financial Management Strategy*, *8*(1), 117-142. doi: 10.22051/jfm.2019.24331.1955 [In Persian]

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]

moradi, F., Jafari, M., & fatahi, S. (2023). The impact of good governance on income inequality in selected developing and developed countries with an emphasis on control of corruption. *Quarterly Journal of Quantitative Economics (JQE)*, *20*(3), 110-135. doi: 10.22055/jqe.2021.37420.2374 [in persian]

Noferesti, M., & Mohammadi, F. (2009). Analyzing the Effects of Macroeconomic Shocks on Income Distribution in Iran. *Iranian Journal of Economic Research*, *13*(38), 31-52. Available at: https://ijer.atu.ac.ir/article_3514.html?lang=en&lang=en&lang=en&lang=en [in persian]

Nwosa, P. I. (2019). Income inequality and economic growth in Nigeria: Implication for Economic Development. *Acta Universitatis Danubius. Œconomica*, *15*(1), 108-116.

Özüdoğru, C. T. (2020). Effect of inflation differentials across income groups on inequality measures: the Turkish case (Master's thesis).

Saez, E., & Gabriel, Z. (2016). .Wealth Inequality in the United States Since 1913: Evidence from Capitalized Income Tax Data, *Quarterly Journal of Economics*, 131(2), 519.578.

Sadigh Mohammadi, M. F., Sarlak, A., Najafizadeh, S. A., & Hassanzadeh, M. (2023). Impacts of Iranian Oil Sanctions on the Welfare of Households: A Recursive Dynamic Computable General Equilibrium Approach. *Quarterly Journal of Quantitative Economics (JQE)*, *20*(1), 139-194. doi: 10.22055/jqe.2021.38169.2397 [in persian]

Sotomayor, O. (2019). Growth with reduction in poverty and inequality: did Brazil show the way?. *The Journal of Economic Inequality*, *17*(4), 521-541.

Terasvirta, T.(1994). Specification, estimation, and evaluation of smooth transition auto regressive models. Journal of the American Statistical Association 89, 208–218

Tsay, R.S. (1989). Testing and modeling threshold autoregressive processes. *Journal of the American Statistical Association*, 84: 231-240.Vol. 45, May.

فصلنامه ی اقتصاد مقداری (بررسیهای اقتصادی سابق) تابستان ۱۴۰۳ ۲۱(۲) ۱۵۸-۱۲۷

فصلنامه ی اقتصاد مقداری

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

آزمون اثر تقاطعی رژیم‌های مثبت و منفی پولی بر درجه عبور ناقص و نامتقارن نرخ ارز در کوتاه مدت و بلندمدت: رهیافت مدل مارکوف سوئیچینگ و NARDL

ابراهیم انواری*، پرستو مرادی** سید عزیز آرمن***

دانشیار گروه اقتصاد، دانشکده ی اقتصاد و علوم اجتماعی، دانشگاه شهید چمران اهواز، اهواز، ایران (نویسنده‌ی مسئول)

***دانش آموخته اقتصاد، دانشکده ی اقتصاد و علوم اجتماعی، دانشگاه شهید چمران اهواز، اهواز، ایران.*

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

اطلاعات مقاله

تاریخ دریافت: ۱۷ اسفند ۱۳۹۹
تاریخ بازنگری: ۱۸ مرداد ۱۴۰۰
تاریخ پذیرش: ۲۶ شهریور ۱۴۰۰

ارتباط با نویسنده (گان) مسئول:
ایمیل: e.anvari@scu.ac.ir
0000-0002-6050-8645

آدرس پستی:
اهواز، بلوار گلستان، دانشگاه شهید چمران اهواز، دانشکده اقتصاد و علوم اجتماعی، گروه اقتصاد، کد پستی: ۶۱۳۵۷-۹۳۱۱۳

طبقه‌بندی JEL: E52, C10, F30

واژگان کلیدی:
درجه عبور نرخ ارز، رژیم‌های پولی، مارکوف-سوئیچینگ، NARDL

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

عبور نرخ ارز و عوامل مؤثر بر آن میزان و درجه‌ی تأثیر بر قیمت‌ها از طریق نرخ ارز را اندازه‌گیری می‌کند. در ادبیات دو کانال برای عبور نرخ ارز متمایز شده است: کانال مستقیم و کانال غیرمستقیم. کانال مستقیم عبور از

طریق بخش خارجی یک کشور انجام می‌شود، یعنی از طریق قیمت‌های واردات. کانال غیرمستقیم عبور نرخ ارز نیز به رقابت‌پذیری کالاها در بازارهای بین‌المللی اشاره دارد. از عوامل تأثیرگذار بر درجه عبور نرخ ارز می‌توان به سیاست‌های پولی اشاره کرد.تغییرات پایه پولی در ایران بسیار پر نوسان بوده و این نوسانات به بی‌ثباتی نرخ ارز و شاخص قیمت‌ها منجر می‌شود. هدف اصلی این پژوهش، تحلیل اثر رژیم‌های پولی بر درجه عبور نرخ ارز در ایران طی دوره زمانی ۱۳۹۶-۱۳۶۵است. به این منظور، ابتدا با استفاده از مدل مارکوف-سوئیچینگ رژیم‌های عرضه پول استخراج شده است. بر اساس نتایج مدل رفتار عرضه پول در دو رژیم تقسیم‌بندی شد که رژیم اول به عنوان رژیم مثبت عرضه پول و رژیم دوم رژیم منفی عرضه پول می‌باشند. سپس با تعریف دو متغیر مجازی برای هر یک از رژیم‌های پولی اثر تقاطعی این متغیرها همراه با متغیرهایی همچون درجه باز بودن تجاری، قیمت نفت و شوک‌های مثبت و منفی نرخ ارز با استفاده از روش غیرخطی خودرگرسیونی با وقفه‌های توزیعی (NARDL) بر شاخص قیمت کالاهای مصرفی در کوتاه‌مدت و بلندمدت مورد بررسی قرار گرفته است. روش غیرخطی خودرگرسیونی با وقفه‌های توزیعی (NARDL) نسبت به روش ARDL خطی مزیت‌هایی دارد. از آن‌جا که در بازه زمانی سال‌های اخیر، عوامل اقتصادی و سیاسی زیادی موجب شده نرخ ارز تغییرات زیادی را پشت سر بگذارد که الزاما هم‌جهت نبوده‌اند، در نظر گرفتن تأثیرات متقارن برای تغییرات غیر هم‌جهت نرخ ارز موجب تورش در شناخت آثار این تغییرات متفاوت بر سایر متغیرهای کلان اقتصادی می‌شود. مطالعه حاضر با تفکیک تکانه‌های مثبت و منفی نرخ ارز به کمک روش خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی غیرخطی (NARDL) تبیین دقیق‌تری از میزان تأثیرگذاری کوتاه مدت و بلندمدت تکانه‌های نرخ ارز بر شاخص قیمت مصرف‌کننده در ایران ارائه می‌دهد. نتایج تجربی تحقیق نشان می دهد درجه عبور نرخ ارز به شاخص قیمت مصرف‌کننده در کوتاه‌مدت و بلندمدت در اقتصاد ایران ناقص و نامتقارن است.همچنین رژیم‌های مثبت و منفی پولی در کوتاه‌مدت و بلندمدت اثرات نامتقارنی بر درجه عبور نرخ ارز به شاخص قیمت مصرف‌کننده داشته است. رژیم‌های پولی مثبت در کوتاه‌مدت و بلندمدت دارای اثرات مثبت و معنادار بر درجه عبور نرخ ارز به شاخص قیمت مصرف‌کننده بوده است.

ارجاع به مقاله:
انواری، ابراهیم، مرادی.، پرستو و آرمن، سید عزیز. (۱۴۰۳). آزمون اثر تقاطعی رژیم‌های مثبت و منفی پولی بر درجه عبور ناقص و نامتقارن نرخ ارز در کوتاه مدت و بلندمدت: رهیافت مدل مارکوف سوئیچینگ و NARDL. *اقتصاد مقداری*، ۲۱(۲)، ۱۵۸-۱۲۷.
10.22055/JQE.2021.36717.2351

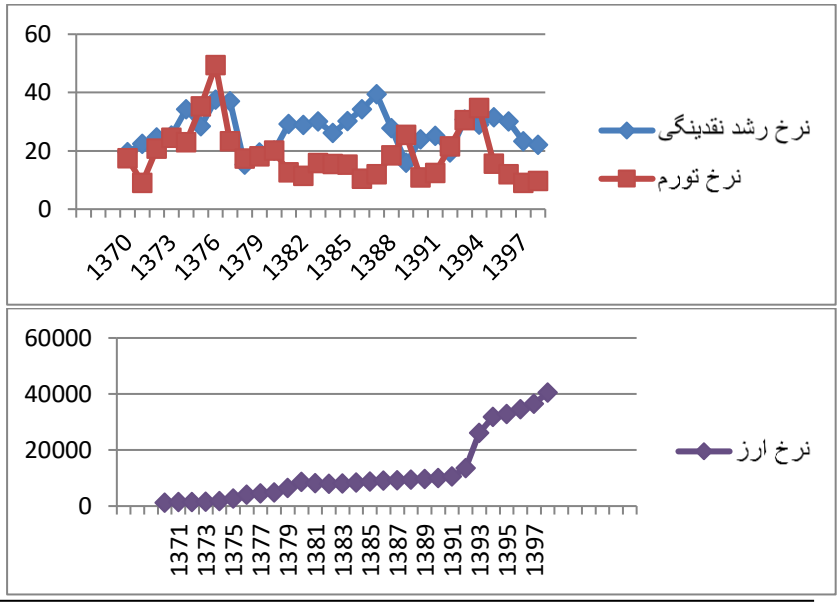
© 2024 Shahid Chamran University of Ahvaz, Ahvaz, Iran. This article is an open access article distributed under the terms and conditions of the Creative Commons Attribution-NonCommercial 4.0 International (CC BY-NC 4.0 license)

۱- مقدمه

نرخ ارز یکی از متغیرهای کلیدی در اقتصاد بوده و به واسطه اثرات آن بر متغیرهای کلان اقتصادی از جمله شاخص قیمت واردات، شاخص قیمت صادرات، تورم و تولید داخلی، در سیاست‌گذاری حائز اهمیت است. تغییرات نرخ ارز می‌تواند بر سطح قیمت‌های داخلی و در نتیجه بر تورم تأثیر بگذارد و از این طریق اثرات نامطلوب بر اقتصاد از خود بر جای بگذارد (Tayyebi & Torki 2011). بررسی رابطه بین سطح عمومی قیمت‌ها و نرخ ارز که در ادبیات مالیه بین‌الملل به اثر انتقالی نرخ ارز یا درجه عبور نرخ ارز معروف است از دهه ۱۹۸۰ به بعد مورد توجه اقتصاددانان واقع شده و بخش عمده‌ای از مطالعات تجربی در سال‌های اخیر را به خود اختصاص داده است. درجه عبور نرخ ارز از دیدگاه نحوه اثرگذاری شوک‌های بین‌المللی بر اقتصاد داخلی از اهمیت فراوانی برخوردار است. زمانی‌که درجه عبور نرخ ارز کامل است، شوک‌های سیاست پولی می‌تواند تأثیر منفی بر تولید و جابه‌جایی آن بین کشورها داشته باشد (Mirdala, 2014). دست‌کم دو دلیل برای اهمیت درک عبور نرخ ارز وجود دارد. اول این‌که عبور نرخ ارز مفاهیمی برای بهینه‌سازی سیاست پولی و نقل و انتقال‌های کلان اقتصادی در سطح بین‌المللی دارد و این یکی از مباحث جدید در الگوهای کلان اقتصادی در اقتصاد باز می‌باشد. دوم این‌که درک عبور نرخ ارز در سطح صنعت چشم‌اندازی در مورد توان بازار بین‌المللی در صنعت به‌دست خواهد داد (Sahminan, 2002).

در هر دوره‌ی زمانی و با توجه به شرایط اقتصادی از سیاست‌های پولی و مالی خاصی استفاده می‌شود. میزان تأثیرگذاری سیاست‌های پولی با توجه به ابزارهای پولی اتخاذ شده متفاوت است. یکی از ملزومات اعمال یک سیاست صحیح و موفق اطلاع از آثار و پیامدهای آن می‌باشد. هنگامی که بانک مرکزی یک سیاست پولی انبساطی یا انقباضی را اجرا می‌کند، باید از میزان و نحوه‌ی تأثیرپذیری نرخ ارز و سطح عمومی قیمت‌ها به این سیاست‌ها آگاه باشد. در ایران با پیروی از سیاست پولی مبتنی بر کنترل کل‌های پولی (نرخ سود و عرضه پول)، تلاش می‌شود ضمن تأمین نقدینگی مورد نیاز بخش‌های تولیدی و سرمایه‌گذاری، از انبساط پولی نامتناسب با اهداف نقدینگی و تورم مندرج در برنامه‌های

توسعه جلوگیری به عمل آید، اما در عمل اجرای سیاست‌های پولی و ارزی از لحاظ مقدار و رشد مسیر برنامه‌ها را دنبال نکردند. طی تمامی سال‌های برنامه‌های اول، دوم، سوم، چهارم و پنجم به غیر از سال‌های ۷۸ و ۸۷ در تمامی این سال‌ها رشد نقدینگی به مراتب فراتر از سقف تعیین شده در برنامه‌های مصوب بوده است. بدیهی است رشد فراتر از انتظار پایه پولی و نقدینگی، نیز به نوبه خود منجر به رشد تورم در سطوحی بالاتر از سطح اهداف تعیین شده گردیده است (سیستم بانکی و برنامه‌های پنج ساله توسعه اقتصادی، بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران). **نمودار ۱** روند نرخ ارز، نرخ رشد نقدینگی و نرخ تورم را در ایران نشان می‌دهند:



نمودار ۱. روند نرخ رشد نقدینگی، تورم و نرخ ارز در ایران طی سال‌های ۱۳۷۰-۱۳۹۸
مأخذ:محاسبات تحقیق

gragh 1. Liquidity grwth trend, inflation and exchange rate in Iran uring the years 1991-2019 (Real)
Source:Author's Computation

بر این اساس هدف اصلی این مطالعه بررسی تأثیر سیاست‌های پولی بر درجه عبور نرخ ارز بر قیمت‌های مصرف‌کننده در کشور ایران است. برای این منظور، در مرحله نخست با استفاده از مدل مارکوف-سوئیچینگ رژیم‌های مثبت و منفی پولی استخراج شده و با استفاده از متغیرهای مجازی تعریف شده اثر تقاطعی این متغیرها همراه با متغیرهایی همچون درجه باز بودن تجاری و قیمت نفت با استفاده از روش غیرخطی خودرگرسیونی با وقفه‌های توزیعی (NARDL) مورد بررسی قرار گرفته است. در این مطالعه بعد از ارائه مقدمه در بخش دوم و سوم به مبانی نظری و خلاصه‌ای از مطالعات تجربی صورت گرفته پرداخت شده است. در بخش چهارم روش شناسی مدل مارکوف-سوئیچینگ و نحوه‌ی استخراج رژیم‌های مثبت و منفی با استفاده از این مدل و روش شناسی (NARDL) ارائه شده است. بخش پنجم نیز به داده‌ها و نتایج تجربی پرداخته شده و در نهایت در بخش ششم نتیجه‌گیری صورت گرفته است.

۲- ادبیات پژوهش

۲-۱- مفهوم درجه عبور نرخ ارز

با توجه به گلدبرگ و کنتر (۱۹۹۷) عبور نرخ ارز به صورت درصد تغییر در قیمت واردات ناشی از یک درصد تغییر در نرخ ارز کشورهای صادرکننده و واردکننده تعریف شده است. با این حال، تغییرات در قیمت واردات نیز تا حدی به قیمت‌های تولیدکننده و مصرف‌کننده منتقل می‌شود. بنابراین، در این مقاله عبور نرخ ارز به طور گسترده‌تر به عنوان تغییر در قیمت‌های مصرف‌کننده در نظر گرفته می‌شود. در ادبیات دو کانال برای عبور نرخ ارز متمایز شده است: کانال مستقیم و کانال غیرمستقیم. هر دو با افزایش باز بودن اقتصاد اهمیت بیشتری پیدا می‌کنند.

کانال مستقیم عبور از طریق بخش خارجی یک کشور انجام می‌شود، یعنی از طریق قیمت‌های واردات. اگر E نرخ ارز به صورت پول داخلی به ازای هر واحد پول خارجی و P^* قیمت خارجی کالاهای وارد شده، بنابراین E^*P^* قیمت داخلی کالاهای وارد شده

است. اگر P^* ثابت و E کاهش یابد (افزایش یابد) قیمت داخلی کالاهای وارد شده به نسبت افزایش می‌یابد. که نتیجه آن عبور نرخ ارز به قیمت‌های واردات نامیده می‌شود. عبور نرخ ارز کامل است (۱۰۰٪=) اگر الف) مبلغ اضافه شده به قیمت‌ها بر هزینه‌ها مقدار ثابتی باشد و ب) هزینه‌های نهایی ثابت باشند (Goldberg & Knetter, 2007). تغییر در قیمت‌های واردات همچنین ممکن است به تغییر در قیمت تولیدکننده و مصرف‌کننده منجر شود، اگر تولیدکنندگان قیمت‌های خود را مطابق با افزایش قیمت واردات افزایش دهند.

کانال غیرمستقیم عبور نرخ ارز به رقابت‌پذیری کالاها در بازارهای بین‌المللی اشاره دارد. کاهش نرخ ارز باعث می‌شود محصولات داخلی برای خریداران خارجی نسبتا ارزان‌تر شود، در نتیجه صادرات و تقاضای کل افزایش می‌یابد و باعث افزایش سطح قیمت‌های داخلی خواهد شد. از آن‌جا که قراردادهای دستمزد اسمی در کوتاه‌مدت ثابت هستند، دستمزدهای واقعی کاهش می‌یابد و بازده افزایش. اما هنگامی‌که دستمزد واقعی با گذشت زمان به سطح اولیه‌شان افزایش یابد، هزینه‌های تولید افزایش، سطح کلی قیمت افزایش و بازده سقوط می‌کند. در نهایت، کاهش نرخ ارز تنها با افزایش موقتی در تولید، باعث افزایش دائمی در سطح قیمت می‌شود (Kahn, 1987).

۲-۲- مبانی نظری عبور نرخ ارز

تغییر در حجم پول پرقدرت[1] و یا نقدینگی با تورم در ارتباط است. به طوریکه هرگاه افزایش قابل ملاحظه‌ای در پول پرقدرت (پایه پولی) و یا نقدینگی ایجاد می‌شود، انتظار عمومی بر آن است که افزایش در سطح عمومی قیمت‌ها را به دنبال داشته باشد. در بین مکاتب اقتصادی، پولیون بیش از هر مکتب دیگری این انتظار را معقول می‌دانند Heijdra, (2009). پولیون و از جمله پایه‌گذار این مکتب یعنی فریدمن[2] (۱۹۵٦)، معتقدند که تورم در بلندمدت پدیده‌ای پولی است و تورم ناشی از رشد عرضه‌ی اسمی پول می‌باشد. بر اساس نظریه‌ی پولیون تغییرات در عرضه‌ی پول هیچ‌گونه تأثیری بر متغیرهای حقیقی

[1] High powered money (Monetary Base)

[2] Friedman

مثل تولید، اشتغال و دستمزدهای واقعی ندارد و تنها متغیرهای اسمی از جمله سطح عمومی قیمت‌ها، دستمزدهای اسمی و نرخ بهره‌ی اسمی را تحت تأثیر قرار می‌دهد (Heijdra, 2009)

چگونگی خلق پول و سیاست‌های پولی همراه با آن، به میزان قابل توجهی اثرگذاری متغیرهای پولی بر سطح عمومی قیمت‌ها را تحت تأثیر قرار می‌دهد. تغییر در پایه پولی از مجموع تغییرات در ذخایر بین‌المللی بانک مرکزی و اعتبارات داخلی حاصل می‌شود.در نظر بگیرید افزایش در پایه پولی از سمت افزایش در ذخایر بین‌المللی باشد، در این صورت افزایش تقاضای کالا و خدماتی که از این افزایش عرضه‌ی پول حاصل شده است می‌تواند از طریق واردات جبران شده و در کوتاه‌مدت از شدت تورم بکاهد. اما اگر بانک مرکزی به اعتبارات داخلی بیافزاید، همراه با افزایش حجم پول داخلی، نرخ ارزهای خارجی رشد می‌کند. این درحالی است که از یک طرف تقاضا برای کالا و خدمات بیشتر شده و منابع ارزی جدیدی هم برای جبران آن ایجاد نشده است و از طرف دیگر با بالا رفتن نرخ ارز، به عرضه‌ی کالا و خدمات شوک وارد می‌شود. علاوه بر این، چنین شرایطی انتظارات تورمی افراد را نیز تحریک می‌کند و لذا از چند طریق به افزایش تورم کمک می‌کند.

در ارتباط با اثرگذاری سیاست‌های پولی بر درجه عبور نرخ ارز می‌توان گفت که کاهش ارزش پول داخلی که به واسطه یک شوک مثبت سیاست پولی ایجاد شده باشد می‌تواند مخارج را به سمت اقتصاد داخلی سوق دهد، یعنی تقاضای جهانی را از کالاهای خارجی به سمت کالاهای داخلی هدایت کند. همچنین بر اساس نظریه‌ی پولی تورم، می‌توان به ارتباط بین حجم نقدینگی و شاخص قیمت اشاره نمود. چرا که افزایش مستمر حجم نقدینگی با نرخی بیش از حاصل ضرب نرخ رشد درآمد حقیقی و کشش درآمدی تقاضا برای پول، شرط لازم و کافی برای تورم مستمر به شمار می‌آید. بنابراین، به طور عمده افزایش حجم نقدینگی منجر به افزایش تقاضا و هزینه‌های جاری می‌شود. پس انتظار می‌رود که با تغییرات حجم نقدینگی، تورم نیز تغییر کند. تیلور معتقد است تورم بر درجه عبور نرخ ارز تأثیر مثبت دارد و در شرایطی که هزینه نهایی تولید در کشورهای

صادرکننده کالاها و خدمات کاهش یابد می‌توان انتظار داشت که تغییرات نرخ ارز آثار کمتری بر قیمت کالاهای داخلی داشته باشد (Asgharpour & et al. 2011). همچنین دولت می‌تواند از سیاست پولی خود برای کاهش عبور نرخ ارز در قیمت‌ها استفاده کند. در صورت کاهش ارزش پول داخلی، دولت می‌تواند به منظور جلوگیری از افزایش قیمت‌ها، سیاست پولی انقباضی را انجام دهد در نتیجه درجه عبور نرخ ارز کاهش می‌یابد. سیاست پولی تغییرات نرخ ارز را بی‌اثر می‌کند و از این طریق عبور نرخ ارز کاهش می‌یابد (Parsley & Popper, 1988).

نکته قابل ذکر دیگر این که عبور نرخ ارز را می‌توان وابسته به رژیم سیاستی دانست. یک مجموعه سیاستی که به دنبال تورم پایین و با ثبات باشد و البته سیاست‌ها برای فعالان اقتصادی دارای اعتبار باشد، به طور خودکار عبور نرخ ارز را کاهش می‌دهد. از این رو سیاست‌های پولی باثبات که با هدف کنترل تورم اعمال می‌شود می‌تواند باعث کاهش تورم و نوسان آن شود که هر دو این عوامل باعث کاهش عبور نرخ ارز خواهند شد. این سیاست‌ها در دهه ۱۹۷۰ با عنوان سیاست‌های هدف‌گذاری تورم در بانک‌های مرکزی کشورهای توسعه یافته پیگیری شد. از این رو انتظار می‌رود یکی از نتایج دنبال کردن سیاست‌های هدف‌گذاری تورم در هر کشوری کاهش عبور نرخ ارز باشد. از این رو برخی مطالعات مانند اوبستفلد[3] (۲۰۰۲) و فلامینی[4] نشان دادند که کشورهایی که به سمت سیاست هدف‌گذاری تورم رفته‌اند توانسته‌اند درجه عبور نرخ ارز خود را کاهش دهند. در نتیجه می‌توان استنباط نمود که در سیاست پولی هدف‌گذاری تورم که همراه با کنترل انحرافات تورمی است، شوک‌های وارده به سیاست پولی اندک بوده و لذا می‌توان انتظار داشت که آثار انتقالی تغییرات نرخ ارز بر قیمت کالاهای داخلی کمتر باشد (Hakura &Choudhri, 2003).

در تأثیر مستقیم درجه باز بودن تجاری بر درجه عبور نرخ ارز انتظار بر این است که با افزایش حجم تجارت، نوسانات شدید نرخ ارز به قیمت کالاهای وارداتی و

[3] Obstfeld
[4] Flamini

مصرفی انتقال یافته و در نتیجه آن درجه عبور نرخ ارز افزایش یابد. بنابراین در تأثیرگذاری مستقیم می‌توان انتظار داشت بین درجه باز بودن تجاری و درجه عبور نرخ ارز رابطه مستقیمی برقرار باشد. اما در تأثیرگذاری غیرمستقیم، افزایش درجه باز بودن تجاری می‌تواند از طریق افزایش کالاهای وارداتی و سرمایه‌ای توسط تولیدکنندگان داخلی به کاهش نرخ تورم کمک کند. بنابراین در صورتی که قیمت کالاهای وارداتی و سرمایه‌ای در مقایسه با کالاها و خدمات واسطه‌ای داخلی پایین‌تر باشد، افزایش واردات این نوع کالاها می‌تواند منجر به انتقال منحنی عرضه کل به سمت راست گردیده و به کاهش سطح عمومی قیمت‌ها و کاهش تورم منجر شود (Romer, 1993; Sowah, 2009; Frimpong & Adam, 2010)

۳-۲- مروری بر پیشینه مطالعات

کازرونی و همکاران (۱۳۹۱) با استفاده از رهیافت پارامتر متغیر در طول زمان و الگوریتم کواریانس کاملا برگشت‌پذیر (فیلتر کالمن) نشان دادند که متغیرهای نظام ارزی، حجم نقدینگی و محیط تورمی تأثیر مثبت و معنی‌دار بر درجه عبور نرخ ارز در ایران داشته است(kazerooni & et al. 2012). اصغرپور و مهدی‌لو (۱۳۹۳) با استفاده از مدل مارکوف سوئیچینگ و آزمون هم‌انباشتگی جوهانسون-جوسیلیوس نشان دادند که در اقتصاد ایران درجه عبور نرخ ارز ناقص‌اند و محیط‌های تورمی تأثیر نامتقارن بر درجه عبور نرخ ارز بر قیمت واردات داشته است(Asgharpour & Mahdilo, A. 2014). تمیزی (۱۳۹٤) با استفاده از مدل خودتوضیحی با وقفه‌های گسترده (ARDL) نشان داد که درجه باز بودن اقتصاد و نرخ تورم باعث افزایش میزان انتقال نرخ ارز به قیمت صادرات می‌گردند(Tamizi ,2014). ابراهیمی و مدنی‌زاده (۱۳۹۵) با استفاده از مدل SVAR نشان دادند گذر نرخ ارز در اقتصاد ایران بین ۳۰ تا ٤۰ درصد است(Ebrahimi & madanizadeh, 2016). همچنین گذر نرخ ارز در سبد مصرف‌کننده بیشتر از قیمت‌های تولیدکننده مؤثر است. رحیمی و خداویسی (۱۳۹۸) با استفاده از مدل انتقال ملایم نشان دادند که درجه عبور نرخ ارز به قیمت‌های مصرف‌کننده در کشورهای درحال توسعه و توسعه یافته (با شدت متفاوت اثر اندازه اعتبار سیاست پولی) به ترتیب

افزایش و کاهش یافته است(Rahimi & Khodavaisi, 2019). مشهدی زاده و همکاران (۱۴۰۱) پاسخ های رژیم های مختلف سیاست پولی جایگزین به شوک رابطه مبادله و شوک بهره وری بخش صادرات را با استفاده از مدل تعادل عمومی پویای تصادفی کینزی بررسی کردند. مطابق برخی از نتایج وجود نرخ ارز واقعی در مدل امکان بررسی نقش شوک بهره وری صادراتی بر تغییرات کلان اقتصادی و آزمون اثر بالاسا-ساموئلسون را فراهم کرده است (Mashhadizadeh & et al). الباجی و همکاران (۱۴۰۲) واکنش اقتصاد ایران نسبت به سیاست های پولی و ارزی را با تکیه بر بخش خارجی اقتصاد با استفاده از روش تعادل عمومی پویای تصادفی بررسی کرده اند. مطابق نتایج این تحقیق نظام ارزی مدیریت شده برای همه شیوه های هدف گذاری تورم، هدفگذاری تولید، هدف گذاری توام تولید و تورم و هدف گذاری تورم، تولید و نرخ ارز واقعی، نظام برتر بوده و زیان بانک مرکزی را تا حد زیادی کاهش داده است (Albaji & et al).

آرون و همکاران (۲۰۱۰) با استفاده از روش هم‌انباشتگی جوهانسن جوسیلیوس نشان دادند که درجه عبور نرخ ارز در آفریقای جنوبی ناقص بوده است. همچنین بی ثباتی نرخ ارز دارای تأثیر مثبت و معنی‌دار بر درجه عبور نرخ ارز بود (Arron, & et al, 2010. ارسلانر و همکاران (۲۰۱٤) با استفاده از روش VAR و مارکوف سوئیچینگ نشان دادند که درجه عبور نرخ ارز برای تورم مبتنی بر شاخص قیمت تولید، بالاتر از تورم مبتنی بر شاخص قیمت مصرف‌کننده است (Arslaner, Karaman, & Hilmikal, 2014). دحم و گیورمازی (۲۰۱٦) با استفاده از روش SVAR نشان دادند که ضریب درجه عبور نرخ ارز برای قیمت واردات از شاخص قیمت مصرف‌کننده و شاخص قیمت تولیدکننده معنادارتر است.(Dahem & Guermazi, 2016). لوپز ویلاوی و میقنون (۲۰۱۷) با استفاده از الگوی گشتاورهای تعمیم یافته نشان دادند سیاست پولی که منجر به ثبات انتظارات تورمی می‌شود، درجه عبور نرخ ارز را کاهش خواهد داد (Lopez-Villavicencio & Mignon, 2017). کابوندی و ملاشیلا (۲۰۱۸) با استفاده از داده‌های فصلی آفریقای جنوبی نشان دادند که به میزانی که تورم و نوسانات تورم کاهش یابد، سیاست پولی دارای اعتبار بیشتری خواهد بود و همین موضوع منجر به کاهش عبور نرخ

ارز به قیمت‌ها خواهد شد (Kabundi & Mlachila, 2018). بالچیلار و همکاران (۲۰۲۰) با استفاده از مدل STVAR نشان دادند که عبور نرخ ارز به شدت تحت وضعیت اقتصاد قرار دارد و وقتی اقتصاد با رکود بزرگ مواجه است، عبور نرخ ارز بیشتر هست (Balcilar et al, 2020). اینایکیزیمن و ناتان (۲۰۲۱) با استفاده از الگوی VAR و آزمون علیت گرنجر نشان دادند که در نیجریه درجه عبور نرخ ارز به قیمت‌های مصرف‌کننده ناقص است و علیت یک طرفه‌ای بین قیمت مصرف‌کننده و نرخ ارز و همچنین بین شاخص قیمت واردات و نرخ ارز است (Eniekezimene & Nathan, 2021).

اصلی‌ترین نوآوری پژوهش حاضر موضوع مورد مطالعه است. زیرا هیچ یک از مطالعات داخلی به بررسی و برآورد اثر تقاطعی رژیم‌های مثبت و منفی پولی بر درجه عبور نرخ ارز نپرداخته‌اند. در این مطالعه پس از بدست آوردن رژیم‌های پولی با تعریف دو متغیر مجازی برای هر یک از رژیم‌های پولی اثر تقاطعی این متغیرها بر شاخص قیمت کالاهای مصرفی در کوتاه‌مدت و بلندمدت مورد بررسی قرار می‌گیرد. نوآوری دیگر مطالعه حاضر مربوط به روش مورد مطالعه است. در مطالعه حاضر از روش مارکوف-سوئیچینگ برای استخراج رژیم‌های پولی استفاده می‌شود و به بررسی اثرات نامتقارن شوک‌های مثبت و منفی نرخ ارز با استفاده از روش غیرخطی خودرگرسیونی با وقفه‌های توزیعی (NARDL) بر شاخص قیمت کالاهای مصرفی در کوتاه‌مدت و بلندمدت پرداخته می‌شود و نامتقارن بودن درجه عبور نرخ ارز بررسی می‌شود.

۳- روش پژوهش

۳-۱- روش‌شناسی مدل مارکوف-سوئیچینگ

مدل خودرگرسیون تغییر جهت مارکوف توسط هامیلتون[5] (۱۹۸۹) ارائه گردید که آن را به اختصار با MS-AR(P) نشان می‌دهیم که بیانگر خودرگرسیون مرتبه‌ی P بر اساس مدل تغییر جهت مارکوف می‌باشد. این مدل برای تبیین رفتار متغیرهایی که به طور مداوم

[5] Hamilton

تغییر جهت می‌دهند و رفتار آن‌ها از یک حالت به حالت دیگر تغییر کرده و مجددابه حالت قبلی برمی‌گردند، مناسب است. به ویژه این مدل می‌تواند در مواردی مفید باشد که عامل یا متغیری که این رفتارها را ایجاد می‌کند (که موسوم به متغیر پیشرو است) غیرقابل مشاهده باشد.

در روش مارکوف، وقایع به m واقعه تقسیم می‌شوند که S_iواقعه‌ی iام و $i=1,2,...,m$ می‌باشد. در اینجا هر واقعه می‌تواند بیانگر یک تغییر باشد. همچنین S_i می‌تواند واقعه‌ای باشد که در زمان iرخ داده است ومنجر به تغییر متغیر مورد نظر (مثلا γ_t) در زمان t می‌شود. به عبارت دیگر فرض می‌شود که γ_t همراه با متغیر غیر قابل مشاهده‌ی S_i تغییر جهت می‌دهد. S_i نیز متغیری است که اعداد ۱،۲و.... را اختیار می‌کند. بنابراین خصوصیت فرآیند مارکوف عبارت است از:

$$p(Y_t|Y_1, Y_2..., Y_{t-1}) = p(Y_t|Y_{t-1}) \quad (1)$$

معادله فوق بیان می‌کند که توزیع احتمال Y در هر زمانی مانند t، فقط بستگی به وضعیت آن در زمان t-۱ دارد. لذا در فرآیندهای مارکوف، وابستگی مسیر برای متغیرها قابل تصور نمی‌باشد. مزیت این مدل در انعطاف‌پذیری آن است که امکان در نظر گرفتن تغییرات واریانس بین فرآیندها را همراه با تغییر در میانگین فراهم می‌سازد (سوری، ۱۳۹۵).

درحالت کلی می‌توان انواع مختلف مدل‌های اتورگرسیو مارکوف-سوئیچینگ را با استفاده از مدل اتورگرسیو خطی تبین نمود، که در **جدول ۱** نشان داده شده است. با ترکیب حالت‌های اول و دوم با مدل‌های دوم و سوم می‌توان مدل‌های جزئی‌تری را بدست آورد.

جدول ۱. حالت‌های مختلف مدل مارکوف-سوئیچینگ
مأخذ: کرولزیگ، (۱۹۹۷)

Tabel 1. Different modes of the Markov-switching model
Sourse: Krolzing, 1997

نام مدل	معادله	توزیع جملات اخلال	جزء وابسته به رژیم
MSM(m)-AR(P)	$\Delta y_t - \mu(S_T) = \sum_{I=1}^{P} \alpha_I(\Delta Y_{t-I} - \mu(S_{t-I})) + \varepsilon_t$	$\varepsilon_t \sim IID(0.\sigma^2)$	میانگین
MSI(m)-AR(P)	$\Delta y_t = C(S_t) + \sum_{i=1}^{P} a_i(\Delta y_{t-i}) + \varepsilon_t$	$\varepsilon_t \sim IID(0.\sigma^2)$	از مبدأ عرض
MSH(m)-AR(P)	$\Delta y_t = C + \sum_{i=1}^{p} a_i(\Delta y_{t-i}) + \varepsilon_t$	$\varepsilon_t \sim IID(0.\sigma^2(S_t))$	واریانس جملات خطا
MSH(m)-AR(P)	$\Delta y_t = C + \sum_{i=1}^{p} a_i(\Delta y_{t-i}) + \varepsilon_t$	$\varepsilon_t \sim IID(0.\sigma^2)$	ضرایب جملات خود توضیح

۲-۳- برآورد مدل مارکوف-سوئیچینگ و استخراج رژیم‌های مثبت و منفی پولی

از آن‌جا که هدف اصلی این مطالعه بررسی اثرات نامتقارن رژیم‌های پولی و اثرات نامتقارن تکانه‌های مثبت و منفی نرخ ارز بر شاخص قیمت مصرف‌کننده می‌باشد و در نظر گرفتن تأثیرات متقارن برای تغییرات غیر هم‌جهت موجب تورش در شناخت آثار این تغییرات می‌شود؛ برای این منظور رژیم‌های مثبت و منفی پولی با استفاده از روش مارکوف سوئیچینگ و تکانه‌های مثبت و منفی نرخ ارز با استفاده از روش NARDL استخراج می‌شود. از معادله عرضه پول (۲) جهت استخراج رژیم‌های مثبت و منفی استفاده می‌شود: (برای انتخاب مدل بهینه از آماره‌های آکائیک و تابع حداکثر راستنمایی استفاده شده است که در **جدول ٤** به تفصیل بدان اشاره شده است)

$$\Delta LMS_t = C(S_t) + \sum_{i=1}^{q} \alpha i\,(S_t)\left(\Delta LMS_{t-i}\right) + \varepsilon_t \rightarrow MSAX \qquad (۱)$$

در رابطه فوق، $MSAX$ مدل بهینه برای استخراج رژیم‌های پولی است که با توجه به ساختار اقتصاد ایران انتخاب شده، همچنین با استفاده از آماره‌های آکائیک و تابع حداکثر راستنمایی در قسمت تخمین مدل نیز تأیید می‌شود، ΔLMS_t: تغییر حجم نقدینگی، $C(S_t)$

عرض از مبدأ وابسته به رژیم، $ai\,(S_t)$ ضرایب قسمت خودرگرسیون که وابسته به رژیم هستند را نشان می‌دهد و ε_t جزء اخلال معادله می‌باشد. در این روش رشد پول به دو رژیم با میانگین رشد پایین و بالا تقسیم می‌شود و رژیم با میانگین رشد پایین به عنوان رژیم منفی و رژیم با میانگین رشد بالا به عنوان رژیم مثبت در نظر گرفته می‌شود.

برای انتخاب مدل بهینه از آماره‌های معیار آکائیک و LR استفاده شده است. **جدول ۲** نشان دهنده‌ی مقادیر آماره آکائیک و LR برای تعداد یک تا سه وقفه است.

جدول ۲. نتایج معیارهای آکائیک و LR در تعیین تعداد وقفه بهینه
مأخذ:محاسبات تحقیق

Tabel 2. Results of Akaike criteria and LR in determining the optimal lag number
Source:Author's Computation

وقفه	AIC	LR
۱	۳۱/٦٨۳۱۷	۰/۱۱٤٦۹
۲	۳۱/۷٤۳۷۸	۰/٤۷۷۰۸
*۳	*۳۱/۵۹۸۲۹	٤/۵۷٦۵٦

نتایج به دست آمده در **جدول ۲** نشان می‌دهد که بر طبق هر دو معیار آکائیک و LR وقفه‌ی بهینه برای برآورد مدل، سه است. پس از اینکه تعداد وقفه‌های بهینه گزینش شد، تعداد رژیم‌ها با استفاده از معیار آکائیک تعیین می‌شود. معیار آکائیک در مقایسه با مقدار راستنمایی شاخص مناسب‌تری برای تعداد رژیم‌ها است (Psaradakis & Spagnolo, 2003). **جدول ۳** نشان دهنده‌ی مقادیر آماره آکائیک و مقدار تابع راستنمایی، برای تعداد رژیم‌های دو تا چهار است:

جدول ۳. تعیین تعداد رژیم‌ها با استفاده از معیار آکائیک
مأخذ:محاسبات تحقیق

Tabel 3. Determine the number of regimes using the Akaike criteria
Source:Author's Computation

تعداد رژیم	AC	ML
*۲	*۳۰/۷۹۶۸۳	*-٤۰۷/۷۵۷۲
۳	۳۲/۱۱۳۱٦	-٤۲۰/۵۲۷۷
٤	۳۱/۷٦۰٤۰	-٤۰۸/۷٦۵۵

نتایج **جدول ۳** نشان می‌دهد که تعداد رژیم بهینه برای برآورد مدل دو است. به طوری که مقدار آماره آکائیک، در حالت دو رژیمی کم‌ترین مقدار و بر حسب آماره حداکثر راستنمایی، بیشترین مقدار را در بین دیگر حالت‌ها دارد. همانطور که اشاره شد مدل مارکوف-سوئیچینگ حالات مختلفی دارد که در هر یک از این حالات جزء خاصی از مدل وابسته به رژیم‌ها است. در نتیجه برای اینکه بتوان بهترین حالت را برگزید از مقدار حداکثر راستنمایی این حالت‌ها استفاده می‌شود و مدل با مقدار حداکثر راستنمایی بیشتر به عنوان مدل بهینه برگزیده می‌شود. مقادیر حداکثر راستنمایی مربوط به دو حالت، در **جدول ٤** آورده شده است:

جدول ٤. تعیین حالت بهینه مدل مارکوف-سوئیچینگ
مأخذ:محاسبات تحقیق

Tabel 4. Determining the optimal state of the Markov-switching model
Source:Author's Computation

مدل مارکوف سوئیچینگ	ML
MSAX (3) – ARX (3)	-۳۰۷/۱۹۲۱
MSA (3) – AR (3)	-٤۰۷/۷۵۷۲

با توجه به نتایج **جدول ٤** می‌توان گفت که بیشترین مقدار راستنمایی مربوط به مدلی است که عرض از مبدأ و ضرایب وقفه‌ی عرضه پول به رژیم‌ها بستگی داشته است.

همانطور که در جدول زیر ارائه شده است، نتایج بدست آمده از تخمین مدل MSAX(3)-ARX(3) به منظور استخراج رژیم‌های پولی حاکی از آن است که در دوره

زمانی مورد مطالعه رشد عرضه پول قابل تفکیک به دو رژیم می‌باشد که این ضرایب از لحاظ آماری معنی‌دار می‌باشند.

جدول ۵. مدل غیرخطی رژیم‌های عرضه پول
مأخذ:محاسبات تحقیق

Tabel 5. Nonlinear model of money supply regimes
Source:Author's Computation

	رژیم یک		رژیم دو	
متغیر	ضریب	z-statistic	ضریب	z-statistic
عرض از مبدأ	۱۷۳۳۲۵۰۵	۸/۴۷۰۳۶۸	-۲۲۷۷۷/۰۸	-۰/۶۹۴۸۲۰
$Shms_{t-1}$	-۲/۶۸۳۳۵۴	-۶/۳۶۹۷۳۴	۱/۱۵۵۹۰۸	۲/۸۴۲۵۱۲
$Shms_{t-2}$	-۰/۸۹۰۹۶۲	-۲/۲۳۶۴۲۲	-۱/۳۴۸۵۳۳	-۲/۳۵۴۳۹۴
$Shms_{t-3}$	-۲۰/۰۱۰۷۲	-۱۱/۴۷۰۷۶	۰/۳۴۳۱۱۵	۱/۲۷۰۱۵۶
Linearity test	۷۱/۸۱۸۵۲(۰/۰۰۰۰)			

با توجه به آزمون LR می‌توان خطی بودن ارتباط بین رژیم‌های عرضه پول و مقادیر گذشته آن را رد نمود. در نتیجه مقدار این آزمون وجود رابطه غیرخطی را تصدیق می‌کند. همان‌طور که در **جدول ۵** مشخص شده است، رژیم یک نشان دهنده رشد عرضه پول با عرض از مبدأ مثبت، به عنوان سیاست پولی انبساطی و رژیم دو بیانگر رشد عرضه پول با عرض از مبدأ منفی، به عنوان سیاست پولی انقباضی در نظر گرفته شده است.

جدول ٦ نیز احتمالات انتقال از یک رژیم به رژیم دیگر را نشان می‌دهد. این جدول میزان پایداری و ناپایداری رژیم‌ها را نسبت به رژیم‌های دیگر نشان می‌دهد:

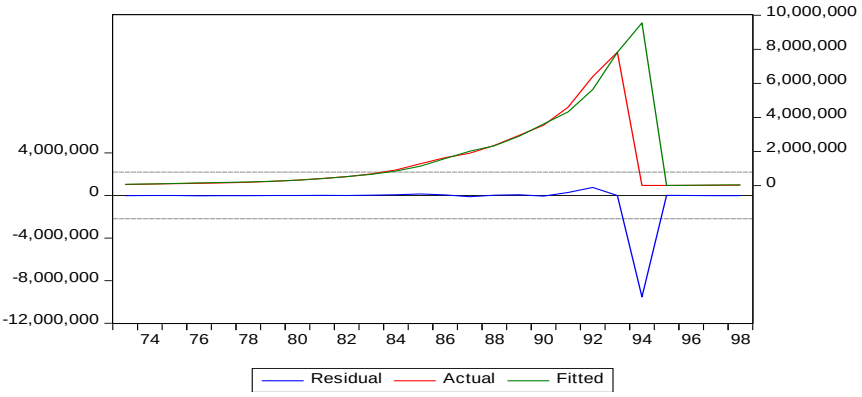
جدول ٦. احتمال انتقال از یک رژیم به رژیم دیگر
مأخذ:محاسبات تحقیق

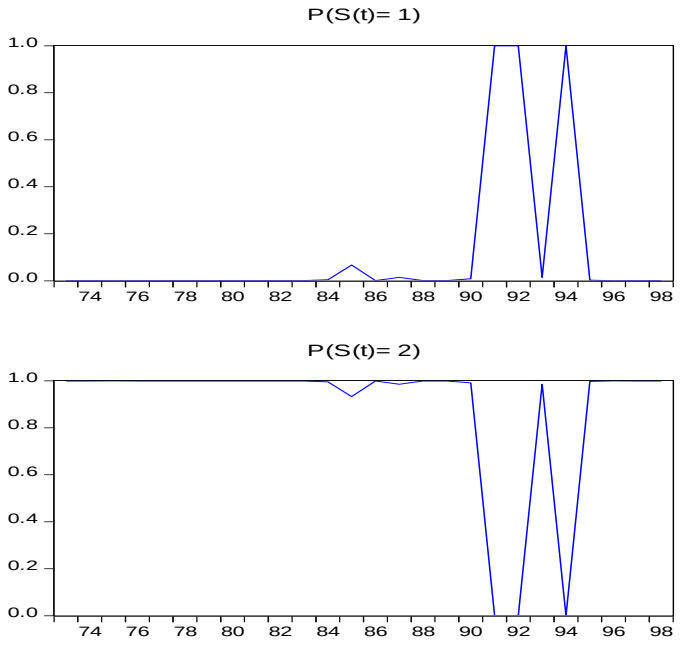
Tabel 6. possibility of transition from one regime to another
Source:Author's Computation

	رژیم مثبت	رژیم منفی
رژیم مثبت	۰/۹۲۸	۰/۰۷۱
رژیم منفی	۰/۰۳۱	۰/۹٦۸

بر اساس نتایج **جدول ٦** مذکور، بر اساس نتایج مندرج در جدول مذکور، می‌توان گفت احتمال انتقال از رژیم مثبت به رژیم منفی ۰/۰۷۱ و احتمال انتقال از رژیم منفی به مثبت ۰/۰۳۱ و همچنین احتمال ثبات و پایداری رژیم مثبت ۰/۹۲۸ و احتمال پایداری در رژیم منفی ۰/۹٦۸ می‌باشد. بنابراین پایداری رژیم دو بیشتر از رژیم یک است.

نمودار ۲ مقادیر برازش شده و همچنین مقادیر واقعی متغیر رشد عرضه پول را نشان می‌دهد. همان‌طورکه نمودار نشان می‌دهد، مدل توانسته است به نحو مناسبی متغیر رشد عرضه پول را برازش نماید.





نمودار ۲. مقادیر واقعی، برازش شده و احتمالات هموار شده

مأخذ:محاسبات تحقیق

gragh 2. Actual values, fitted and residual

Source:Author's Computation

۳-۳- روش غیرخطی خود رگرسیونی با وقفه توزیع شده[6]

روش NARDL نیز همانند روش ARDL، نسبت به سایر روش‌های آزمون هم‌انباشتگی مزیت‌هایی دارد. نخست این که می‌توان این آزمون را صرف‌نظر از این که متغیرهای مدل کاملا I(0) و I(1) یا ترکیبی از هر دو باشند، به کار برد. دوم این که، این روش پویایی‌های کوتاه‌مدت را در بخش تصحیح خطا وارد نمی‌کند (Banerji, Dolado, 1993) Galbraith & Hendry,. سومین مزیت آن است که این روش را می‌توان با تعداد مشاهدات اندک نیز به کار برد (Narayan & Narayan, 2004). و در نهایت این که

[6] Nonlinear Autoregressive Distributed Lag

استفاده از این روش حتی زمانی که متغیرهای توضیحی درون‌زا هستند، ممکن می‌باشد (Alam & Quazy, 2003).

مدل ARDL نامتقارن یک تکنیک جدید برای تشخیص روابط غیرخطی و نامتقارن متغیرهای اقتصادی در بلندمدت و کوتاه‌مدت است. هنگامی که اثرات افزایش و یا کاهش به یک اندازه نباشند و به عبارت دیگر در صورت مواجه شدن با اثرات نامتقارن در افزایش و کاهش متغیرها، باید از الگوی معرفی شده توسط شین استفاده شود. در حقیقت، در این الگو متغیر توضیحی x_t به دو متغیر مثبت و منفی(Δx_t^-) و (Δx_t^+) تجزیه می‌شود، که به صورت زیر تعریف می‌گردند:

$$x_t^+ = \sum_{j-1}^{t} \Delta x_j^+ = \sum_{j=1}^{t} max(\Delta x_j.0)$$
$$x_t^- = \sum_{j-1}^{t} \Delta x_j^- = \sum_{j=1}^{t} min(\Delta x_j.0) \quad (۱)$$

پس از به دست آوردن رژیم‌های مثبت و منفی عرضه پول با استفاده از روش مارکوف-سوئیچینگ با استفاده از روش خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی غیرخطی اثر رژیم‌های پولی بر درجه عبور نرخ ارز مورد بررسی قرار گرفته است.

در مدل تجربی این مطالعه از چندین مطالعه مختلف، نظیر گلدبرگر و کنتر[۷] (۱۹۹۷) استفاده شده است که به شرح زیر است:

$$LCPI=\beta_0 + \beta_1 LEER + +\beta_2 LOILP + \beta_3 LOP + \beta_4 PSHMS + B_5 NSHMS \quad (۲)$$

در این مدل یک ارتباط خطی بین نرخ ارز و شاخص قیمت مصرف کننده منظور شده است. برای بررسی نامتقارن بودن عبور نرخ ارز به قیمت‌های مصرف‌کننده از مدل غیرخطی ARDL توسعه یافته توسط شین و همکاران (۲۰۱٤) استفاده شده است:

7. Goldberger and Knetter

$$\Delta LCPI = \alpha_1 LCPI + \alpha_2^{+} EER_{t-1}^{+} + \alpha_2^{-} EER_{t-1}^{-} + \alpha_3 LOILP_{t-1} + \alpha_4 LOP_{t-1} + \alpha_5 PSHMS_{\ t-1} + \alpha_6 NSHMS_{\ t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \delta_i \Delta LCPI_{t-i} + \sum_{j=0}^{q_1^{+}-1} \theta_j^{+} \Delta EXR_{t-j}^{+} + \sum_{j=0}^{q_1^{-}-1} \theta_j^{-} \Delta EXR_{t-j}^{-} + \sum_{j=0}^{q_2-1} \rho_{\ j} \ \Delta LOILP_{t-j} + \sum_{j=0}^{q_3-1} \sigma_{\ j} \Delta LOP_{t-j} + \sum_{j=0}^{q_4-1} \varphi_j \Delta PSHMS_{\ t-j} + \sum_{j=0}^{q_5-1} \gamma_{\ j} \Delta NSHMS_{\ t-j} + \varepsilon_t \quad (۳)$$

در رابطه فوق LCPI نشانگر شاخص قیمت مصرف‌کننده به قیمت ثابت سال ۱۳۹۵براساس داده‌های منتشر شده توسط پایگاه اطلاعاتی بانک مرکزی ایران است. LEER نرخ ارز مؤثر رسمی است. LOILP قیمت نفت هر بشکه بر حسب دلار می‌باشد.LOP درجه باز بودن تجاری و برابر نسبت مجموع صادرات و واردات به تولید ناخالص داخلی است. PSHMS اثر تقاطعی رژیم‌های مثبت پولی، که از حاصلضرب لگاریتم نرخ ارز در متغیر دامی D_1 بدست می‌آید. (متغیر دامی D_1 برای سال‌هایی که رژیم‌های پولی مثبت بوده مقدار یک و برای سال‌هایی که رژیم‌های پولی منفی بوده مقدار صفر اختیار می‌کند). NSHMS اثر تقاطعی رژیم‌های منفی پولی، که از حاصلضرب لگاریتم نرخ ارز در متغیر دامی D_2بدست می‌آید. (متغیر دامی D_2 برای سال‌هایی که رژیم‌های پولی منفی بوده مقدار یک و برای سال‌هایی که رژیم‌های پولی مثبت بوده مقدار صفر اختیار می‌کند).

همچنین α_1 ضریب تصحیح خطا، δ_i، θ_j^{+}، θ_j^{-}و ρ_j و ..... پارامترهای کوتاه‌مدت هستند، q_{j-1} برای j=۱،۲،۳،... حداکثر طول وقفه متغیرهای توضیحی است و ε_t جمله‌ی خطا است.

آمارهای مربوط به کلیه‌ی متغیرها از حساب‌های ملی سالانه بانک اطلاعات سری‌های زمانی اقتصادی ارائه شده توسط بانک مرکزی ایران به صورت سالانه و برای بازه‌ی زمانی ۱۳۹۶-۱۳۶۵ جمع‌آوری شده‌اند. همچنین از نرم‌افزار Eviews برای تخمین مدل استفاده می‌گردد.

۴- نتایج پژوهش

در راستای انجام تخمین‌های مدل اصلی در ابتدا لازم است مرتبه انباشتگی متغیرها را بررسی کنیم تا مطمئن شویم هیچ کدام از متغیرها I(۲) نیستند، چنانچه این امر رعایت نشود استفاده از مدل نامعتبر خواهد بود (Ang, 2007).

برای بررسی ایستایی متغیرها از آزمون ریشه واحد دیکی – فولر تعمیم یافته (ADF) استفاده شده است. نتایج **جدول ۷** نشان می‌دهد که متغیر شاخص قیمت مصرف‌کننده در سطح مانا است و بقیه متغیرها هم با یک بار تفاضل‌گیری مانا می‌شوند و هیچ‌کدام از متغیرها I (۲) نیستند.

جدول ۷. نتایج آزمون ایستایی متغیرها با استفاده از آزمون ADF
مأخذ:محاسبات تحقیق

Tabel 7. Static test results of variables using test ADF
Source:Author's Computation

	سطح		یک بار تفاضل‌گیری	
متغیر	Prob	t-statistic	Prob	t-statistic
LCPI	۰/۰۱	-٦/٥٠٦	-	-
LEER	_	_	۰/۰۰۰٥	-٥/٧٣٧
LOILP	_	_	۰/۰۱۳٧	-٤/٢٢٩
LOP	_	_	۰/۰٤٦٢	-٣/٦٤٣
PSHMS	-	-	۰/۰۰۳٥	-٤/٨٨۰
NSHMS	-	-	۰/۰۰۱٨	-٤/٤٨٤

در ابتدا آزمون باند جهت وجود یا عدم وجود رابطه بلندمدت انجام شده است. بر اساس مقادیر بحرانی و آماره F محاسبه شده وجود رابطه تعادلی بلندمدت نامتقارن بین قیمت‌های مصرف‌کننده و نرخ ارز در سطح ۱۰٪، ۵٪ ، ۲/۵٪ و ۱٪ تایید می‌شود، زیرا مقدار آماره F محاسبه شده در این مدل (۱۳/٤۹۸)، بیشتر از حد بالا و حد پایین مقادیر ارائه شده توسط پسران و همکاران (۲۰۰۱) است.

جدول ۸. نتایج آزمون باند برای وجود یک رابطه هم‌جمعی در بلندمدت
مأخذ:محاسبات تحقیق

Tabel 8. Bounds test results for Cointegration in long run
Source:Author's Computation

سطح معناداری	کرانه پایین I(0)	کرانه بالا I(1)	آماره F
۱۰%	۲/۰۳	۳/۱۳	۱۳/٤۹۸۰۹
۵%	۲/۳۲	۳/۵	
۲%/۵	۲/٦	۳/۸٤	
۱%	۲/۹٦	٤/۲٦	

در **جدول ۹** نتایج تخمین رابطه کوتاه‌مدت به روش NARDL گزارش شده است. مدل بهینه برای مدل ARDL (۰،۱،۱،۱،۰،۲) می‌باشد که به ترتیب از چپ به راست نشانگر وقفه بهینه متغیر وابسته یعنی شاخص قیمت مصرف‌کننده، شوک مثبت نرخ ارز، شوک منفی نرخ ارز، شوک مثبت عرضه پول، شوک منفی عرضه پول، درجه باز بودن تجاری و قیمت نفت می‌باشد. قدرت توضیح دهندگی این مدل ۰/۹۹۹ می‌باشد.

جدول ۹. نتایج ضرایب کوتاه‌مدت NARDL
مأخذ:محاسبات تحقیق

Tabel 9. Results of short-run coefficients NARDL
Source:Author's Computation

متغیر	Coefficient	Std. Eror	t-statistic
LCPI (-1)	۱/۱٦۳۳۳۷	۰/۱٤۵۱٦۰	۸/۰۱٤۱٤٦
LCPI (-2)	-۰/۳۳۵۱۳٤	۰/۱٤۳۸۲٤	-۲/۳۳۰۱۷۲
LEXR-POS	۰/۰۲۱۱۰۲	۰/۰۰۳۷۰۰	۵/۷۰۲۷۵٤
LEXR-NEG	-۰/۱۵۲۰۳۸	۰/۰۱۹٦۲٤	-۷/۷٤۷٦۲٤
LEXR-NEG (-1)	۰/۰۲۹۷۰۸	۰/۰۱۷۹۱۷	۱/٦۵۸۱۰۷
PSHMS	۰/۰٦۸۰۷۳	۰/۲۵۲۰۲۸	۰/۲۷۰۱۰۱
PSHMS (-1)	-۰/۸۵۸۲۲۱	۰/۲۲۲۳۹٤	-۳/۸۵۹۰۰۹
NSHMS	-۰/۳۲۵۲٤۷	۰/۲۷۸٤۳۹	-۱/۱٦۸۱۰۷

NSHMS (-1)	-۱/۳۵۹۷۳۷	۰/۲۶۲۸۵۱	-۵/۱۷۳۰۲۳
LOP	٤/۲۲۳۲٦٦	۰/۹۹۲۱۰٤	٤/۲٥٦۸۷۷
LOP (-1)	-۳/۱٥۲۷۸۲	۱/۱۷۸٥۲٤	-۲/٦۷٥۱۹۲
LOILP	-۷/۳۰۹۷٥۸	۲/۰۲۲۸٦۰	-۳/٦۱۳٥۷٦
c	-۰/۹٦۹۸۳۳	۲/۹۱۰۰۱۰	-۰/۳۳۳۲۷٥
R-Squared		۰/۹۹۹۸٥۷	
Breusch-Gadfrey Serial Correlation LM Test		۰/۲٦۰۱۸۷ (۰/۷۷۷۲)	
Heteroskedasticity Test: ARCH		۰/٤۳۳۹۷۰ (۰/٥۱٦۹)	
Jarque-Bera normality test		۰/۰۰٤۹۰٥۳ (۰/۹۹۷٥٥۱)	
Ramsey RESET Test		۰/۰۸۰٥۳۲ (۰/۷۸۳۲)	

نتایج آزمون‌های تشخیصی، خودهمبستگی بین جملات خطا(LM)، ناهمسانی واریانس(ARCH)، نرمال بودن جملات خطا(Normality)، صحت تصریح الگو(Ramsey Reset) که در قسمت پایین جدول آمده است، فرضیه صفر مبنی بر عدم خودهمبستگی سریالی، همسانی واریانس، توزیع نرمال و تصریح الگو را نمی‌توان رد کرد که این اعتبار نتایج را نشان می‌دهد.

بر اساس نتایج به دست آمده در کوتاه‌مدت، تاثیر تکانه‌های مثبت نرخ ارز بر شاخص قیمت مصرف‌کننده مثبت است. به گونه‌ای که با افزایش یک درصدی در نرخ ارز، شاخص قیمت مصرف‌کننده ۰/۰۲ درصد افزایش خواهد یافت. این امر نشان می‌دهد که انتقال نرخ ارز به شاخص قیمت مصرف‌کننده بسیار پایین است. تاثیر تکانه‌های منفی نرخ ارز بر شاخص قیمت مصرف‌کننده منفی است. به گونه‌ای که با کاهش یک درصدی در نرخ ارز، شاخص قیمت مصرف‌کننده ۰/۱۵ کاهش خواهد یافت. نتایج به دست آمده نشان می‌دهد که اثر تکانه‌های مثبت و منفی نرخ ارز بر شاخص قیمت مصرف‌کننده در ایران نامتقارن و اثر منفی تکانه کاهشی نرخ ارز بر شاخص قیمت مصرف‌کننده، بیش از

اثرمثبت تکانه افزایشی قیمت ارز است. بنابراین درجه عبور نرخ ارز در ایران نامتقارن است. همچنین درجه عبور نرخ ارز به قیمت‌های مصرف‌کننده در ایران ناقص است.

بر اساس نتایج مدل می‌توان استدلال کرد که اثر تقاطعی شوک‌های مثبت پولی و لگاریتم نرخ ارز بر شاخص قیمت مصرف‌کننده مثبت ۰/۰۷ خواهد بود، یعنی یک سیاست پولی انبساطی با کاهش یک درصدی در ارزش پول داخلی، کشش شاخص قیمت مصرف‌کننده را ۰/۰۷ افزایش می‌دهد. در نتیجه ۰/۰۷ از افزایش ارزش پول خارجی به تورم مصرف‌کننده منتقل می‌شود. همچنیناثر تقاطعی شوک‌های مثبت پولی بر شاخص قیمت مصرف‌کننده با یک وقفه ۰/۸٦ خواهد بود. اثر تقاطعی شوک‌های منفی پولی بر شاخص قیمت مصرف‌کننده منفی ۰/۳۳ خواهد بود، یعنی یک سیاست پولی انقباضی با افزایش یک درصدی در ارزش پول داخلی، کشش شاخص قیمت مصرف‌کننده نسبت به نرخ ارز را ۰/۳۳ کاهش می‌دهد. در نتیجه اثر شوک‌های منفی بر درجه عبور نرخ ارز بیشتر از شوک‌های مثبت است و اثر شوک‌های مثبت و منفی پولی بر تورم قیمت مصرف کننده نامتقارن است.

همچنین ضریب متغیر باز بودن تجاری مثبت و معنادار است، به این معنی که با افزایش یک درصدی در حجم تجارت، عبور نرخ ارز ٤/۲ افزایش می‌یابد. در توجیه آن می‌توان گفت که با افزایش درجه باز بودن اقتصاد نوسان‌های شدید نرخ ارز به قیمت کالاهای وارداتی و مصرفی انتقال یافته و در نتیجه آن درجه عبور نرخ ارز افزایش می‌یابد. قیمت نفت تأثیر منفی و معناداری بر درجه عبور نرخ ارز در ایران دارد. به دلیل وابستگی اقتصاد کشور به درآمدهای نفتی، افزایش قیمت نفت و در نتیجه درآمدهای نفتی با کاهش نااطمینانی و بی‌ثباتی اقتصادی تورم قیمت مصرف‌کننده را کاهش می‌دهد.

در ادامه به براورد الگوی تصحیح خطا که بیانگر ارتباط کوتاه‌مدت میان متغیر وابسته و متغیرهای مستقل الگو می‌باشد، می‌پردازیم. همان طور که در **جدول ۱۰** ملاحظه می‌شود، این ضریب معنی‌دار و دارای علامت منفی است، بنابراین چون ضریب ECM، بین صفر و منفی یک و معنی‌دار است، وجود رابطه هم‌جمعی و بلندمدت بین متغیرها، از این روش نیز تایید می‌شود. همچنین با توجه به این‌که ضریب جمله تصحیح خطا برابر (۰/۱۷-) براورد شده است، به این نتیجه می‌رسیم که در هر دوره حدود ۱۷ درصد از عدم

تعادل ایجاد شده در متغیر وابسته از مقادیر تعادلی بلندمدت خود در یک دوره، در دوره بعد تعدیل شده و از بین می‌رود.

جدول ۱۰. نتایج الگوی تصحیح خطا

مأخذ:محاسبات تحقیق

Tabel 10. Error corection form results

Source:Author's Computation

متغیر	Coefficient	Std. Eror	t-statistic
ECM(-1)	-۰/۱۷۱۷۹۷	۰/۰۵۲٤٥٤	-۳/۲۷۵۲۱۳

نتایج حاصل از تخمین بلندمدت مدل در **جدول ۱۱** آورده شده است، بر اساس نتایج جدول اثر تکانه مثبت نرخ ارز بر شاخص قیمت مصرف‌کننده مثبت ۰/۱۲۲۸ و اثر تکانه منفی نرخ ارز بر شاخص قیمت مصرف‌کننده منفی ۰/۷۱۲ می‌باشد با توجه به ضریب تکانه‌های نرخ ارز، درجه عبور نرخ ارز به قیمت مصرف‌کننده در بلندمدت نیز ناقص است. اثر شوک‌های پولی مثبت بر شاخص قیمت مصرف‌کننده مثبت است. همچنین اثر شوک‌های پولی منفی بر شاخص قیمت مصرف‌کننده منفی و معنی‌دار است. درجه باز بودن تجاری در بلندمدت دارای اثر مثبت و معنادار بر شاخص قیمت مصرف‌کننده است. همچنین اثر قیمت نفت بر شاخص قیمت مصرف‌کننده به صورت منفی و معنی‌دار ظاهر شده است.

جدول ۱۱. نتایج ضرایب بلندمدت NARDL

مأخذ:محاسبات تحقیق

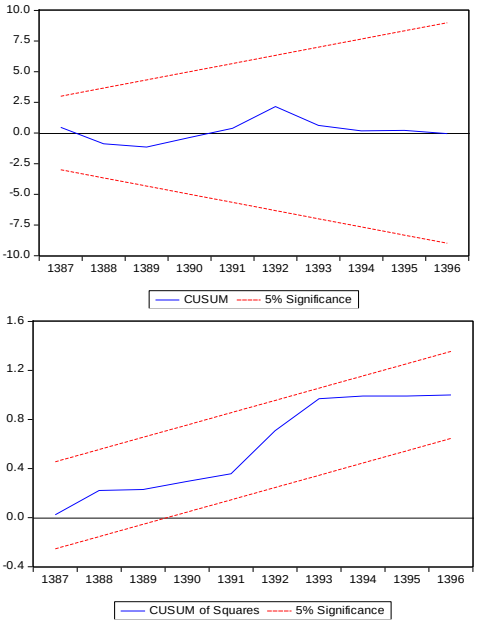
Tabel 11. Results of long-run coefficients NARDL

Source:Author's Computation

متغیر	Coefficient	Std. Eror	t-statistic
LEXR-POS	۰/۱۲۲۸۳٤	۰/۰۲۱۳۵۸	۵/۷۵۱۱٦۰
LEXR-NEG	-۰/۷۱۲۰٦۵	۰/۲٤٤۷۲٦	-۲/۹۰۹٦٤۳
PSHMS	٤/۵۹۹۳۲۰	۲/٦۲۰۸٦۷	۱/۷۵٤۸۸۵

NSHMS	-۹/۸۰۸۰۰٤	٤/۲۳٤٦۹۹	-۲/۳۱٦۱۰٤
LOP	٦/۲۳۱۱۰٦	۳/۸۰٤٤۳۳	۱/٦۳۷۸٥٤
LOILP	-٤۲/٥٤۸۸٦۹	۱۱/۸۲۳٥۷۹	-۳/٥۹۸٦٥٤
c	-٥/٦٤٥۲۳۷	۱٦/۹٥۲۷٥٥	-۰/۳۳۲۹۹۸

جهت بررسی ثبات ساختاری مدل برآورد شده، از آزمون مجموع تجمعی خطاهای بازگشتی (CUSUM) و آزمون مجموع مجذور خطاهای بازگشتی (CUSUMQ) استفاده شد که نتایج در **نمودار ۳** آمده است. نمودار زیر نشان می‌دهد که چون مجموع مجذور خطاهای تجمعی از مرزهای تعیین شده در سطح ۵ درصد خارج نشده‌اند، لذا تغییر ساختاری رخ نداده است و ضرایب برآورد شده در مدل پایدار هستند.



نمودار ۳. نتایج آزمون‌های ثبات ضرایب

مأخذ:محاسبات تحقیق

gragh 3. Coefficient stability test results

Source:Author's Computation

در **جدول ۱۲** نتایج آزمون والد برای بررسی تقارن یا عدم تقارن تکانه‌های نرخ ارز و رژیم‌های پولی بر شاخص قیمت مصرف‌کننده در کوتاه‌مدت و بلندمدت آمده است. نتایج نشان داد که با توجه به مقدار آماره و احتمال به دست آمده که کوچک‌تر از ۰/۰۵ است. فرضیه صفر مبنی بر اثرات متقارن نرخ ارز رد شده و بنابراین می‌توان گفت اثر نرخ ارز بر شاخص قیمت مصرف‌کننده در ایران در کوتاه‌مدت و بلندمدت نامتقارن است. رژیم‌های پولی نیز با توجه به مقدار آماره و احتمال به دست آمده دارای تأثیر نامتقارن بر شاخص قیمت مصرف‌کننده در کوتاه‌مدت وبلندمدت هستند.

جدول ۱۲. نتایج آزمون والد
مأخذ:محاسبات تحقیق

Tabel 12. wald test results
Source:Author's Computation

	کوتاه‌مدت	بلندمدت
شوک‌های نرخ ارز	۸۸/۰۰٦۵۹ (۰/۰۰۰۰)	٦۹/۳٤۵٤۸ (۰/۰۰۰۰)
شوک‌های پولی	۱۵/٤۸۷۷٦ (۰/۰۰۲۸)	٦/۳۹٤۹۹۸ (۰/۰۲۹۹)

۵- نتیجه‌گیری و پیشنهادها

در این پژوهش با استفاده از داده‌های سری زمانی سالانه به بررسی اثرات رژیم‌های پولی بر درجه عبور نرخ ارز در دوره زمانی ۱۳۹۸-۱۳۷۰ پرداخته شده است. در ابتدا با استفاده از مدل مارکوف-سوئیچینگ رژیم‌های پولی استخراج گردید. بر اساس نتایج مدل رفتار عرضه پول در دو رژیم تقسیم‌بندی شد که رشد عرضه پول با عرض از مبدأ مثبت به عنوان رژیم مثبت و رشد عرضه پول با عرض از مبدأ منفی به عنوان رژیم منفی می‌باشند. سپس با تعریف دو متغیر مجازی برای هر یک از رژیم‌های پولی اثر تقاطعی این متغیرها همراه با متغیرهایی همچون درجه باز بودن تجاری و قیمت نفت با استفاده از روش غیرخطی خودرگرسیونی با وقفه‌های توزیعی (NARDL) بررسی شد. نتایج حاصل از براورد مدل بیانگر این است که درجه عبور نرخ ارز به قیمت‌های مصرف‌کننده در کوتاه‌مدت و

بلندمدت ناقص است، همچنین اثر شوک‌های مثبت و منفی نرخ ارز بر قیمت مصرف‌کننده در کوتاه‌مدت و بلندمدت نامتقارن است. متغیر اثر تقاطعی رژیم‌های مثبت عرضه پول و لگاریتم نرخ ارز در کوتاه‌مدت و بلندمدت دارای تأثیر مثبت و معنی‌دار بر شاخص قیمت کالاها و خدمات مصرفی بوده همچنین متغیر اثر تقاطعی رژیم‌های منفی عرضه پول و لگاریتم نرخ ارز در کوتاه‌مدت و بلندمدت دارای تأثیر منفی بر شاخص قیمت مصرف‌کننده بوده است. همچنین اثر تقاطی رژیم‌های مثبت و منفی عرضه پول بر شاخص قیمت مصرف‌کننده در کوتاه‌مدت و بلندمدت نامتقارن بوده است. همچنین متغیر باز بودن تجاری هم در کوتاه‌مدت و هم در بلندمدت تأثیر مثبت و معناداری بر قیمت مصرف‌کننده داشته است و متغیر قیمت نفت در کوتاه‌مدت و بلندمدت تأثیر منفی و معناداری بر قیمت مصرف‌کننده داشته است.

به سیاست‌گذاران اقتصادی توصیه می‌شود در برنامه‌ریزی‌های خود به نامتقارن بودن درجه عبور نرخ ارز به قیمت‌های مصرف‌کننده توجه نمایند. با توجه به تأثیر مثبت تکانه‌های مثبت نرخ ارز بر شاخص قیمت مصرف‌کننده، پیشنهاد می‌شود سیاست‌گذاران اقتصادی و مقامات ارزی به منظور تثبیت قیمت‌ها با اتخاذ سیاست‌های مناسب ارزی مانع از بروز شوک‌های شدید ارزی شوند. همچنین با توجه به ناقص بودن درجه عبور نرخ ارز سیاست‌گذاران آزادی بیشتری برای اجرای سیاست‌های پولی مبنی بر کنترل تورم دارند.

از آنجایی‌که که در ایران حجم نقدینگی به عنوان ابزار سیاست پولی در نظر گرفته می‌شود و سیاست پولی انبساطی باعث افزایش درجه عبور نرخ ارز به قیمت‌های مصرف‌کننده می‌شود توصیه می‌شود سیاست‌گذاران حجم نقدینگی را کنترل و از دیگر ابزارهای سیاست پولی همچون کنترل نرخ‌های سود بانکی و سقف اعتباری استفاده کنند. همچنین در به کارگیری سیاست پولی انبساطی برای جبران کاهش درآمدهای دولت یا درآمدهای ارزی به رفتار نامتقارن سیاست‌های پولی انبساطی و انتقباضی به قیمت‌های مصرف‌کننده توجه کنند. با توجه به رابطه مثبت بین درجه باز بودن تجاری و درجه عبور نرخ ارز توصیه می‌شود سیاست‌گذران اقتصادی همزمان با افزایش حجم تجارت و مبادلات خود با شرکای تجاری و افزایش ارتباطات اقتصادی بین‌المللی، با اتخاذ سیاست‌های

مناسب ارزی و کاهش شدت نوسانات نرخ ارز، به کاهش انتقال نوسانات نرخ ارز به قیمت‌های مصرف‌کننده کمک 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

Alam, M.I. & Quazy, R.M. (2003). Determinant of Capital Flight: An Econometric Case Study of Bangladesh. *Review of Applied Economics*, Vol. 17, 85-103.

Albaji, Y., Azarbayjani, K., & 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]

Ang, J.B. (2007). Co_2 Emissions Energy Consumption, and Output in France. *Energy Policy*, Vol. 35, 4772-4778.

Arron, J. Farrel, G. & Muellbauer, J. (2010). Exchange Rate Pass-Through and Monetary Policy in South Africa. *CEPR Discussion Paper* No. DP8153.

Arslaner, F., Karaman, D. Arslaner, N. & Hilmikal, S. (2014). The Relationship between Inflation Targeting and Exchange Rate Pass-Through in Turkey with a Model Averaging Approach. *Working Paper*, No: 14/16.

Asgharpour H., Kazerooni, A. & Mirani, A. (2015). The Impact of Inflationary Environment on Exchange Rate Pass- Through to the Import Price Index in Iran. *Quarterly Journal of Applied Theories of Economics*, 2(2), 155-178. https://ecoj.tabrizu.ac.ir/article_4343.html?lang=en. [In Persian]

Asgharpour, H. & Mahdilo, A. (2014). The Impact of Inflationary Environment on Exchange Rate Pass- Through on Import Prices in

Iran: Markov–Switching Approach. *qjerp*; 22 (70) :75-102. http://qjerp.ir/article-1-758-fa.html [In Persian]

Asgharpour, H. (2006). *Asymmetric Effects of Monetary Shocks on Production and Prices in Iran*. PhD Dissertation in Economics, Faculty of Humanities and Social Sciences, Tarbiat Modares University. [In Persian]

Asgharpour, H., sojoodi, S., & Aslani Nia, N. M. (2011). Exchange Rate Pass-Through to Non-oil Export Price of Iran. *The Economic Research (Sustainable Growth and Development), 11*(3), 111-134. Retrieved from http://ecor.modares.ac.ir/article-18-4024-en.html [In Persian]

Balcilar, M. Roubaud, D. Usman, O. & Wohar, M.E. (2020). Testing the Asymmetric Effects of Exchange Rate Pass-Through BRICS Countries: Does the State of the Economy Matter?. *The World Economy*. 44(1), 188-233.

Banerji, A. Dolado, J. Galbraith, J.W. & Hendry, D. (1993). Cointegration, Error Correction, and the Econometric Analysis of Non-Stationary Data. Oxford University Press.

Choudhri, E. & Hakura, D. (2003). Exchange Rate Pass-Through to Domestic Prices: Does the Inflationary Environment Matter?. *Journal of International Money and Finance*, Vol. 25, 614-639.

Dahem, A. & Guermazi, F. (2016). Exchange Rate Pass-Through and Monetary Policy in Transition Economy Evidence from Tunisia with Disaggregated VAR Analysis. MPRA Paper No. 74179.

Ebrahimi, S. & madanizadeh, S.A. (2016). Changes in Exchange Rate Pass-Through in Iran. *Quarterly Journal of Applied Economics Studies*, 5(18), 147-170. https://doi.org/10.22084/aes.2016.1498. [In Persian]

Eniekezimene, A. F. & Nathan, E. (2021). Exchange rate pass-through to Consumer Prices in Nigeria. *Journal of Global Economics and Business*, 5, 1-16.

Flamini, A. (2007). Inflation Targeting and Exchange Rate Pass-through. *Journal of International Money and Finance*, 26(7), 1113-1150.

Frimpong, S. & Adam, A. (2010). Exchange Rate Pass-Through in Ghana. International Business Research, 3, 186-192. https://doi.org/10.5539/ibr.v3n2p186 10.5539/ibr. V3n2p186.

Goldberg, P. K. & Knetter, M. M. (1997). Goods Prices and Exchange Rates: What have we learned?. *Journal of Economic Literature*, 35 (3), 1243-1272.

Gueorguiev, N. (2003). Exchange Rate Pass-Through in Romania. IMF Working Paper Series: 1-30.

Heijdra, B. J. (2009). *Foundations of Modern Macroeconomics*. Oxford University Press.

Kabundi, A. & Mlachila, M. (2018). The Role of Monetary Policy Credibility In Explaining The Decline In Exchange Rate Pass-Through In South Africa. *Economic Modelling*.79,173-185.

Kahn, G. A. (1987), Dollar Depreciation and Inflation. Federal Reserve Bank of Kansas City, *Economic Review*, 72 (9), 32-49.

Kazerooni, A., Salmani, B. & Feshari, M. (2012). The Impact of Exchange Rate Volatility on the Exchange Rate Pass-Through in Iran (TVP Approach). *Quarterly Journal of Applied Economics Studies*, 1(2), 85-114. 20.1001.1.23222530.1391.1.2.4.8. [In Persian]

Krolzing, H. M. (1997). Markov Switching Vector Auto Regressions Modelling. Statistical Inference and Applications to Business Cycle Analysis. Springer Berlin.

Lopez-Villavicencio, A. & Mignon, V. (2017). Exchange Rate Pass-Through In Emerging Countries, Do The Inflation Environment, Monetary Policy Regime and Central Bank Behavior Matter?. *Journal of International Money And Finance*, 79, 20-38.

Mashhadizadeh, F., Piraee, KH., Akbari Moghaddam, B. & Zare, H. (2022). Monetary Policy and Commodity Terms of Trade Shocks. *Quarterly Journal of Quantitative Economics(JQE)*,19(1), 29-52. [In Persian]

McCarthy, J. (2000). Pass-Through of Exchange Rates and Import Prices to Domestic Inflation in Some Industrialized Economies. Staff Report, Federal Reserve Bank of New York, No.111.

Mirdala, R. (2014). Exchange Rate Pass-Through to Domestic Prices Under Different Exchange Rate Regimes. William Davidson Institute Working papers Series wp 1070.

Narayan, P.K. & Narayan, S. (2004). Estimating Income and Price Elasticitys of Imports for Fiji in a Cointegration Framework. *Economic Modeling*, Vol.22, 423-438.

Nasr Esfahani, R. & Yavari, K. (2003). The Effects of Nominal and Real Variables on Inflation in Iran. Ir*anian Journal of Economic Research,* 5(16), 69-99. https://ijer.atu.ac.ir/article_3861.html.[In Persian]

Obstfeld, M. (2002). Inflation-Targeting, Exchange-Rate Pass-Through, and Volatility. *American Economic Review*, 92(2):102-107.

Parsley, D.C. & Popper, H.A. (1988). Exchange Rates, Domestic Prices, and Central Bank Actions: Recent U.S. Experience. *Southern Economic Journal*, 64 (4), 957-972. P.

Psaradakis, Z. & Spagnolo, N. (2003). on the Determination of the Number of Regimes in Markov-switching Autoregressive Models. *Journal of time Series Analysis*, 24, 237-252.

Qadiri Asl, B. (2011). *General Economics. Sepehr Publication*. [In Persian]

Rahimi, R. & Khodavaisi, H. (2019). The Role of Monetary Policy Credibility on the Exchange Rate Pass-through during the Process of Globalization. *Journal of Economics & Modelling*, 10(1), 37-64. 10.29252/ECOJ.10.1.37. [In Persian]

Romer, D. (1993). Openness and Inflation: Theory and Evidence. *Quarterly Journal of Economics*, 4, 869-903.

Sahminan. (2002). *Exchange Rate Pass-Through into Import Prices: Empirical Evidences from Some Southeast Asian Countries*, The University of North Carolina at Chapel Hill, Working paper.

Samadi, A., Sohrabi, R. & Khazaei, M. M. (2011). Identifying Behavioral Biases Affecting the Decision Making of Individual Shareholders in Buying and Selling Shares in the Hamadan Regional Stock Exchange. *Journal of Industrial Strategic Management*, 28,85-100. https://www.sid.ir/paper/151517/fa. [In Persian]

Sowah, A.N. (2009). Exchange Rate Pass-Through and Monetary Regime in Developing and Emerging Economies: Is There a Link? Ph.D. thesis, Clark University, *Department of Economics*, 1-154.

Suri, A. (2015). *Econometrics* (advanced), 2ed. Tehran: Farhang shenasi. [In Persian]

Tamizi, A.R. (2014).Analysis of Exchange Rate Pass-Through on export prices in Iran and the Impact inflation, and openness on It. *Quarterly Journal of Quantitative Economics (JQE), 11*(3), 61-79. https://jqe.scu.ac.ir/article_11855.html. [In Persian]

Tayebi, S.K., Nasrollahi, K., Yazdani, M. & Malekhosseini, S.H. (2015). Analyzing the Effect of Exchange Rate Pass- Through on Inflation in Iran (1991-2012). *Iranian Journal of Economic Research, 20*(63),1-36. https://doi.org/10.22054/ijer.2015.4089. [In Persian]

Tayyebi, S.K. & Torki, L. (2011). The Effect of Financial Liberalization on the Fluctuations of the Exchange Rate Transfer Effect in Selected Developing Countries. *Journal of Economic Research, 10*(4), 39-57. https://joer.atu.ac.ir/article_2731.html?lang=fa. [In Persian]

The Central Bank of the Islamic Republic of Iran, banking System and Five-year economic development plans. https://www.cbi.ir/page/2721.aspx. [In Persian]

Toutounchian, I. (1996). *Money Economy and Banking*. Tehran: Monetary and Banking Research Institute. [In Persian]

فصلنامه ی اقتصاد مقداری (بررسیهای اقتصادی سابق) تابستان ۱۴۰۳ ۲۱(۲) ۲۰۰-۱۵۹

فصلنامه‌ی اقتصاد مقداری

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

تاثیر شکنندگی اقتصادی بر سهولت فضای کسب و کار(با رویکرد گشتاورهای تعمیم یافته)

عبدالرحیم هاشمی دیزج*، راضیه داوری کیش**، مهدی جعفری***، هاتف حاضری نیری****

* دانشیار اقتصاد، گروه اقتصاد، دانشکده علوم اجتماعی، دانشگاه محقق اردبیلی، اردبیل، ایران(نویسنده‌ی مسئول).
** استادیار اقتصاد، گروه اقتصاد، دانشکده علوم اقتصادی و اجتماعی، دانشگاه بوعلی سینا،همدان، ایران.
*** استادیار اقتصاد، گروه اقتصاد، موسسه آموزش عالی طلوع مهر، قم، ایران.
**** استادیار اقتصاد، گروه اقتصاد، دانشکده علوم اجتماعی، دانشگاه محقق اردبیلی، اردبیل، ایران.

اطلاعات مقاله

تاریخ دریافت: ۱۹ خرداد ۱۴۰۰
تاریخ بازنگری: ۱۹ آذر ۱۴۰۰
تاریخ پذیرش: ۲۰ آذر ۱۴۰۰

ارتباط با نویسنده (گان) مسئول:
ایمیل:
a.hashemi@uma.ac.ir
0000-0002-5334-6019

طبقه‌بندی JEL: C23، F18، Q56

واژگان کلیدی:
شکنندگی اقتصاد، فضای کسب‌وکار، روش گشتاور تعمیم‌یافته.

آدرس پستی:
دانشکده علوم اجتماعی، دانشگاه محقق اردبیلی، اردبیل، ایران.

اطلاعات تکمیلی:
این مقاله برگرفته از طرح پژوهشی «تاثیر شکنندگی اقتصادی بر سهولت فضای کسب و کار(با رویکرد گشتاورهای تعمیم یافته)» با شماره ۹/۶۳۹۲د/۱۴۰۰ در دانشگاه محقق اردبیلی است.
قدردانی: از تمامی افراد و موسساتی که در انجام این تحقیق مولف را مساعدت نمودند، قدردانی می‌شود.
تضاد منافع: نویسندگان مقاله اعلام می‌کنند که در انتشار مقاله ارائه شده تضاد منافعی وجود ندارد.
منابع مالی: نویسنده‌ها هیچگونه حمایت مالی برای تحقیق، تألیف و انتشار این مقاله دریافت نکرده‌اند.

چکیده

یکی از مهم‌ترین اهداف کلان اقتصادی کشورها، ایجاد شرایط لازم جهت ارتقاء رشد اقتصادی مستمر و باثبات است. سهولت فضای کسب و کار به عنوان یکی از مهم‌ترین عوامل در جهت دستیابی به این هدف می‌تواند مورد توجه قرار بگیرد. شکنندگی اقتصادی یکی از متغیرهای اصلی موثر بر سهولت فضای کسب و کار است؛ بنابراین کاهش شکنندگی اقتصادی می‌تواند بسترهای مناسب را برای سهولت فضای کسب و کار فراهم نماید. برای کاهش شکنندگی اقتصادی می‌توان اجزا آن را مورد بررسی قرار داد که از مهم‌ترین این زیرشاخص‌ها می‌توان به کاهش رکود اقتصادی و فقر، جلوگیری از فرار مغزها و نیروی انسانی و توسعه اقتصادی متوازن اشاره نمود. تقویت مولفه‌های مذکور منجر به ایجاد بسترهای مناسب برای فضای امن سرمایه‌گذاری و کسب و کار می‌گردد. برای این منظور این پژوهش، با استفاده از روش گشتاورهای تعمیم‌یافته(GMM) به بررسی تاثیر شکنندگی اقتصادی بر سهولت فضای کسب و کار در کشورهای منتخب طی دوره ۲۰۱۹- ۲۰۰۶ پرداخته است. نتایج نشان می‌دهد، شکنندگی اقتصادی و هر یک از اجزا آن که شامل: رکود اقتصادی و فقر، توسعه اقتصادی نامتوازن و فرار مغزها و نیروی انسانی است، تاثیر منفی بر سهولت فضای کسب و کار کشورهای مورد بررسی دارند. همچنین نتایج نشان می‌دهد، متغیرهای توسعه مالی و حاکمیت قانون تاثیر مثبت و معناداری بر سهولت فضای کسب و کار دارند و متغیر اثریخشی دولت تاثیر معناداری بر سهولت فضای کسب و کار ندارد.

ارجاع به مقاله:

هاشمی‌دیزجی، عبدالرحیم.، داوری‌کیش، راضیه.، جعفری، مهدی و حاضری‌نیری، هاتف.(۱۴۰۳). تاثیر شکنندگی اقتصادی بر سهولت فضای کسب و کار(با رویکرد گشتاورهای تعمیم یافته). *فصلنامه‌ی اقتصاد مقداری (بررسی های اقتصادی سابق)*، ۲۱(۲)، ۲۰۰-۱۵۹.

10.22055/jqe.2021.37673.2381

© 2024 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

بشر متغیرهاي نهادي از طریق افزایش در مقدار سرمایه‌گذاري به طور مستقیم و از طریق افزایش کارایی سرمایه‌گذاري به طور غیرمستقیم بر رشد اقتصادي تأثیر می‌گذارند (Gwartney, Holcombe, & Lawson, 2004). لذا نقش و عملکرد نهادها از کانال تقویت یا تضعیف محیط کسب و کار در سرمایه‌گذاري بنگاه‌ها بسیار با اهمیت است. بنابراین در کنار سایر عوامل مطرح شده در نظریات سنتی اقتصاد، محیط کسب و کار یکی از عوامل تعیین‌کننده سرمایه‌گذاري و رشد اقتصادی است.

سرمایه‌گذاری بخاطر در بر داشتن ریسک، ویژگی بی‌ثباتی و نوسان را در درون خود دارد. با توجه به اینکه تغییرات ریسک پیش‌بینی شده یا تغییرات در محاسبات ریسک آینده به نوسانات سرمایه‌گذاری منجر می‌شود، بنگاه‌ها درصدد هستند تا ریسک را کاهش داده و پوشش دهند. سرمایه‌گذار با مناسب تشخیص‌دادن فضای کسب‌وکار و همچنین داشتن یک چشم‌انداز مناسب و روشنی انتظارات بازدهی و سود، تمایل به سرمایه‌گذاری دارد. بنابراین، باید شرایط اقتصادی را به گونه‌ای فراهم کرد که هزینه‌های ریسک و نااطمینانی مربوط به سرمایه‌گذاری را کاهش داد و با ایجاد نهادهای حقوقی، قانونی و اقتصادی حمایت‌کننده از سرمایه‌گذاری، سرمایه‌گذار را به سمت فعالیت‌های مولد سوق داد. از این‌روی یکی از عوامل مهم در کاهش ریسک و عملکرد بهتر سرمایه‌گذاری وجود فضای نهادی مناسب کسب و کار است (Shahabadi, Naziri, & Jamshidi, 2020)

فضای کسب وکار، مجموعه‌ای از سیاست‌ها، شرایط حقوقی، نهادی و مقرراتی است که بر فعالیت واحدهای اقتصادی تاثیر می‌گذارد و مدیران یا مالکین واحدها امکان تغییر یا بهبود آن را ندارند و خارج از کنترل و تسلط بنگاه‌ها است،. کیفیت محیط کسب و کار به طور مستقیم می‌تواند بر میزان هزینه‌های حاصل از فعالیت بنگاه‌های اقتصادی، ریسک حاصل از شروع کسب و کار جدید، تعامل میان بنگاه‌ها و تامین مالی تاثیر گذاشته و به تبع آن بر روی تصمیمات سرمایه‌گذاری، ایجاد شغل، سطح بهره‌وری، تولید و رشد اقتصادی کشور نیز اثرگذار باشد. بنابراین، بهبود فضای کسب وکار به معنای بهبود و رونق فضای سرمایه‌گذاری و در نتیجه محرک رشد اقتصادی است (Hans, 2018). به همین دلیل، فضای کسب‌وکار و بررسی عوامل تعیین‌کننده آن مورد توجه پژوهشگران قرار گرفته است.

هزینه‌هاي شروع هر فعالیت تابع دو دسته عوامل است: هزینه‌هایی که به لحاظ فنّی لازم است و هزینه‌هایی که به دلیل ناکارآمدي محیط فعالیت اقتصادي بر صاحبان کسب و کار تحمیل می‌شود. گاهی این قبیل هزینه‌های شروع کسب و کار به قدري زیاد است که افراد، بنگاه‌ها ترغیب نمی‌شوند از فرصت‌هاي اقتصادي استفاده کنند (Amjadi, & Shafeei 2017). مؤلفه‌هایی که منجر به ناکارآمدی محیط کسب‌وکار تأثیر می‌گردند، عبارتند از: ثبات اقتصاد کلان، سیاستها، قوانین و مقررات، ثبات سیاسی و دولت، خدمات عمومی و زیرساخت‌ها و امنیت حقوق مالکیت. بدین ترتیب، تغییر در سیاست‌هاي کلان اقتصادی، قوانین و مقررات، عدم ثبات سیاسی دولت، تضعیف خدمات عمومی و زیر ساخت‌ها و امنیت حقوق مالکیت محیط پرتلاطمی را براي بنگاه‌هاي اقتصادي ایجاد می‌کنند (Varmziari & Imani, 2017). به طوری‌که، برخی از کشورها از پدیده تغییرات بیش از حد و غیر منتظره سیاست‌ها و همچنین تغییرات پیاپی و غیرقابل پیش‌بینی قوانین و مقررات رنج می‌برند، که حضور چنین پدیدهای در هر کشور، غیر قابل اعتماد بودن محیط کسب و کار آن کشور را القاء می‌کند (Hosseinzadeh Bahraini & Malek Sadati, 2011. از سوی دیگر، بی‌ثباتی اقتصاد کلان و تغییرات تغییرات پیاپی و غیرقابل پیش‌بینی قوانین و مقررات، عدم ثبات سیاسی دولت، تضعیف خدمات عمومی و زیرساخت‌ها و امنیت حقوق مالکیت به میزان زیادي متأثر از شوك‌ها و بحران محیطي هستند (Huggins & Thompson، 2015) و معمولاً کشورهایی که اقتصاد شکننده‌ای دارند، روند تغییرات سیاسی، اقتصادی و اجتماعی با عدم قطعیت همراه است. به همین دلیل کشورهاي مختلف به منظور بهبود ثبات اقتصاد کلان و کاهش تغییرات پیاپی و غیرقابل پیش‌بینی قوانین و مقررات، ثبات سیاسی دولت، تقویت خدمات عمومی و زیرساخت‌ها و امنیت حقوق مالکیت در پی اتخاذ راهکارهایی براي بهبود فضای کسب و کار از طریق افزایش قدرت انعطاف‌پذیري، تاب‌آوري و کاهش شکنندگی اقتصاد خود هستند (Varmziari & Imani, 2017)، زیرا کارکرد صحیح اقتصاد، جوهر اساسی فضای کسب و کار مناسب است و در صورت شکننده بودن اقتصاد، دسترسی آسان به اعتبارات و تمایل به پس‌انداز و سرمایه‌گذاری کاهش می‌یابد (Bunoa, Nadanyiovaa, & Hraskovaa, 2015). شاخص فضای کسب‌وکار نشان می دهد که کشورهای شکننده، به طور میانگین، از نظر سهولت در انجام کسب و کار، در بین ۱۸۳ اقتصاد، رتبه ۱۴۴ را دارند. میانگین رتبه برای

کشورهای غیر شکننده ۷۸ است. در بین ۲۵ اقتصاد پایینی در رتبه بندی شاخص فضای کسب‌وکار، ۲۰ کشور شکننده هستند (Peschka, 2011). بنابراین، کشورهایی که شکنندگی اقتصادی[1] دارند، فضای کسب و کار مناسبی نخواهند داشت.

شکنندگی اقتصاد منجر به بی‌ثباتی اقتصاد کلان از طریق افزایش نوسانات اقتصادی به دلیل شوک‌های داخلی و خارجی می‌گردد. زیرا، اقتصادي که از شکنندگی اقتصادی بالایی برخوردار است، دائما شوك‌هاي متعدد داخلی و خارجی را جذب می‌کند (Taherpour, 2019). بی‌ثباتی اقتصاد کلان موجب نااطمینانی فعالان اقتصادی نسبت به تحولات آینده خواهد شد و در نتیجه فعالان اقتصادی نمی‌توانند چشم‌انداز روشن و شفافی از آینده ترسیم نمایند (Dehghan Manshadi & Pourrahim,2013). لذا بی‌ثباتی اقتصاد کلان از طریق افزایش قابل توجه نااطمینانی و عدم برنامه‌ریزی بلندمدت تاثیر منفی بسیاری بر توسعه و ایجاد کسب‌وکارها خواهد گذاشت و تحت این شرایط، فضای کسب‌وکار برای تحقق پتانسیل‌هاي تولید و سرمایه‌گذاري مناسب نخواهد بود.

در یک اقتصاد شکننده کارایی قراردادهای اجتماعی از بین رفته و توانایی حکومت و جامعه در سازگاری و پاسخ گویی به شوک های داخلی و خارجی دستخوش تضعیف قرار می‌گیرد. لذا، کاهش شکنندگی اقتصاد سبب اعتبار یافتن قراردادهای اجتماعی می‌شود. تجربه کشورها نیز نشان می‌دهد که حکومت‌ها و جوامع با ثبات در مقابل شوک‌های داخلی و خارجی عملکرد بهتری دارند. اما حکومت‌های شکننده معمولاً در مارپیچی از ضعف و خشونت گرفتار می‌شوند. زیرا، شکنندگی اقتصاد سبب افزایش فقر و خشونت شده و پیامدهای منفی ناشی از آن به یک منطقه جغرافیایی مشخص محدود نشده و قابل سرایت است. جوامعی که شکنندگی کمتری دارند به دلیل بهبود ظرفیت‌های نهادی، اتحاد اجتماعی بالا و مشروعیت بالا، کمتر دچار از کارافتادن تدریجی قراردادهای اجتماعی، از بین رفتن تاب‌آوری اجتماعی و قرار گرفتن در سطوح پایین توسعه انسانی و اقتصادی می‌شوند. این کشورها اغلب درجات پایینی از خشونت، بی‌ثباتی سیاسی و عدم احترام به قانون را تجربه می‌کنند (Mohammadi, 2020). بنابراین با کاهش شکنندگی اقتصادی، احترام به قانون مالکیت، ثبات اقتصاد کلان، ثبات سیاسی و کیفیت و کمیت خدمات عمومی و زیرساخت‌ها بهبود می‌یابد و به تبع آن هزینه‌های ناشی از محیط فعالیت اقتصادی کاهش می‌یابد و

[1] Economic fragility

انگیزه فعالان اقتصادی برای شروع و تداوم کسب و کار افزایش می‌یابد. بنابراین کاهش شکنندگی اقتصادی می‌تواند بسترهای مناسب را برای سهولت فضای کسب و کار فراهم نماید. با توجه به اثر گذاری شکنندگی اقتصاد بر فضای کسب و کار، تا کنون مطالعه جامع به این موضوع نپرداخته است .

لذا این پژوهش، به بررسی تاثیر شکنندگی اقتصادی بر شاخص شروع فضای کسب و کار در کشورهای منتخب[۲] طی دوره زمانی ۲۰۱۹-۲۰۰٦ پرداخته است. در ادامه، مبانی نظری، پیشینه پژوهش، ارائه مدل و معرفی متغیرهای مورد استفاده در مدل، تخمین مدل و تفسیر نتایج حاصل از برآورد و در نهایت جمع‌بندی و پیشنهادها ارائه می‌گردد.

گسترش رفتار توده‌وار موجب ناپایداری و افزایش نوسان پذیری بازارهای مالی می‌شود. مسئله مهم آن است که چنانچه افراد بر اساس اطلاعات خصوصی مستقل خودشان به رفتار توده‌وار روی آورده باشند، رفتار توده‌وار قابل تعدیل شدن است؛ اما در غیر این صورت، رفتار توده‌وار ممکن است مانع انعکاس اطلاعات بنیادی در قیمت‌ها شود و بازگشت به تعادل قیمت‌ها در معرض خطر جدی قرار دهد. به دلیل دشواری دسترسی به اطلاعات خصوصی افراد به‌سختی می‌توان مشخص کرد که افراد مستقلاً بنا بر اطلاعات بنیادی خود، عمل کرده‌اند یا همان‌طور که بسیاری از نظریات رفتار توده‌وار می‌گویند، رفتاری تقلیدی انجام داده‌اند (Sharma, 2004). درنتیجه علی‌رغم اینکه طیف وسیعی از نظریات و مدل‌های متفاوت برای شناسایی و بررسی رفتار توده‌وار ارائه‌شده است؛ مدل‌های موجود در شناسایی این پدیده در عمل با چالش‌های عمده‌ای مواجه هستند. فقدان ریز اطلاعات معاملات سرمایه‌گذاران (Demirer & Zhang, 2019)، سوگیری در شناسایی بیش از حد رفتار توده‌وار (Xie, Xu & Zhang, 2015) و تشابه سنجه رفتار توده‌وار با سنجه‌های احساسات بازار (Zhou, 2018)، ازجمله مهم‌ترین این نقدها است. درنتیجه ارائۀ مدل اندازه‌گیری مناسب رفتار توده‌وار در بازارهای مالی همچنان با چالش‌های عمده مواجه است و یکی از مسائل حل‌نشدۀ ادبیات موضوع حال حاضر است (Bohl et al., 2017؛ Stavroyiannis et al., 2019).

[۲] الجزایر، استرالیا، کانادا، شیلی، کلمبیا، دانمارک، اکوادور، مصر، ایران، نروژ، قزاقستان، عمان، ترکیه، انگلستان، آمریکا، ونزوئلا، عربستان سعودی، سریلانکا

نظر به اهمیت مسئله، طیف غنی از نظریه‌ها به پدیدهٔ رفتار توده‌وار توجه داشته‌اند و عقلایی یا غیر عقلایی بودن رفتار توده‌وار را بررسی کرده‌اند. برخی رفتار توده‌وار را میان اشخاص حقیقی نظیر تحلیلگران مالی، سرمایه‌گذاران نهادی و اشخاص حقوقی، نظیر صندوق‌های بازنشستگی یا سرمایه‌گذاری بررسی کرده‌اند (Graham, 1999؛ Wermers, 1999؛ Welch, 2000؛ Clement & Tse, 2005). برخی اثر رفتار توده‌وار بر بازارها را بررسی کرده‌اند (Babalos, Balcilar & Gupta, 2015؛ Litimi, BenSaïda & Bouraoui, 2016) و علت وقوع این پدیده را فزونی عدم تقارن اطلاعات و عدم رسیدن بلوغ در این بازارها بیان کرده‌اند (چانگ، Chang, Cheng & Khorana, 2000)؛ لذا دشواری شناسایی رفتار توده‌وار موجب شده است تا روش‌های مختلف موجود برای شناسایی و اندازه‌گیری رفتار توده‌وار با چالش‌ها و نقدهای جدی مواجه شوند (Xie, Xu & Zhang, 2015، Zhou, 2018، Demirer & Zhang, 2019). ازاین‌رو، در این مقاله سعی می‌شود با بررسی مدل‌های موجود برای اندازه‌گیری رفتار توده‌وار، مزایا و ضعف‌های مدل مختلف نقد و بررسی شود و بر مبنای آنها از مدل رفتار توده‌وار مناسبی برای اندازه‌گیری استفاده شود؛ بنابراین پرسش این است که آیا مدل رفتار توده‌وار قیمت که قدرت تفکیک رفتار توده‌وار از سایر پدیده‌های رفتاری را دارد، می‌تواند تفسیر مناسبی از بازار مالی ایران باشد. در پاسخ به این پرسش، سعی شده است به دلیل بسته شدن نمادهای معاملاتی نتایج بازار سرمایه ایران، در قالب آزمون قوت با نتایج بازار بورس نیویورک مقایسه شود. بدین منظور، مقاله در پنج بخش تنظیم‌شده است. پس از مقدمه، مبانی نظری و تجربی پژوهش برای تطابق مفهومی و تجربی مدل رفتار توده‌وار قیمت با تعاریف و نظریات موجود ارائه می‌شود. در بخش سوم روش تحقیق ارائه خواهد شد. بخش چهارم به توصیف نتایج حاصل از مدل رفتار توده‌وار قیمت می‌پردازد؛ و در بخش پنجم، نتایج تحقیق ارائه می‌شود.

۲- ادبیات تحقیق

۲-۱- فضای کسب وکار

عوامل متعددی بر عملکرد بنگاه‌های اقتصادی تاثیر می‌گذارند. برخی از این عوامل خارج از تسلط و کنترل فعالان اقتصادی است و در ادبیات اقتصادی با عنوان فضای کسب و کار شناخته می‌شود. فضای کسب و کار به عنوان یکی از عوامل اصلی توسعه بر عواملی مانند بهره‌وری و اشتغال نیروی کار، سرمایه‌گذاری و ظرفیت‌های تولیدی اثر می‌گذارد(Leylian

et al., 2022). از طرف دیگر، توسعه اقتصادی براساس رقابت‌پذیری اقتصادی کشورها استوار بوده و فضای کسب وکار از عوامل مهم مؤثر بر این رقابت‌پذیری است. بهبود فضای کسب وکار و حصول محیط روشن و سالم کسب‌وکار از کارکرد سیاست‌های اقتصادی مناسب کشورها به دست می‌آید (Shahinpour & Karabulut, 2019).بانک جهانی[۳] با استفاده از شاخص کسب و کار به بررسی و ارزیابی قوانین، مقررات و مجموعه عواملی که مستقیما بر روی انجام کسب و کار و رشد اقتصادی کشورها مؤثرند پرداخته و اقدام به رتبه‌بندی کشورهای جهان می‌نماید. رتبه هر کشور براساس متوسطی از رتبه اجزای تشکیل‌دهنده هر شاخص تعیین می‌شود. بطوری‌که کشوری از نظر قوانین و مقررات پوشش‌دهنده فعالیت‌های اقتصادی، نظیر قانون ورود به بازار، ورشکستگی، قوانین تشکیل مشاغل جدید و غیره و نیز مجموعه عوامل مؤثر بر عملکرد بنگاه‌ها و در کل کسب و کار، بازدارنده باشد در رتبه‌بندی کشوری در مکان‌های انتهایی قرار می‌گیرد. لذا بسیاری از کشورها سعی بر این داشته تا با استفاده از سهولت فضای کسب و کار، فعالیت‌های اقتصادی را گسترش دهند زیرا به این مفهوم پی برده‌اند که بهبود محیط کسب و کار می‌تواند فرصت مناسبی برای کارآفرینان و ثروت‌آفرینان در جهت رشد اقتصادی مستمر و باثبات باشد. مؤسسه (DB)[٤] با استناد به ۱۰ شاخص کمی که ۱۰ مرحله از عمر یک کسب‌وکار را از زمان شکل‌گیري تا انحلال آن دربرمی‌گیرد در مورد میزان مناسب بودن محیط اقتصادي کشور براي انجام فعالیت اقتصادي قضاوت می‌کند. در حقیقت شاخص فضاي کسب وکار شامل ۱۰ مولفه شروع کسب و کار (SB)[۵]، اخذ مجوزها (OL)[٦]، شاخص استخدام و اخراج نیروي کار (JE & WD)[۷]، ثبت مالکیت (RP)[۸]، شاخص اخذ اعتبار (IOC)[۹]، شاخص حمایت از

[3] World Bank
[4] Doing Business
[5] Starting a business
[6] Obtaining licenses
[7] Indicators of employment and worker dismissal
[8] Registering property
[9] Indicators of obtaining credit

سرمایه‌گذاران (IPI)[10]، شاخص پرداخت مالیات (IPT)[11]، تجارت فرامرزي (CBT)[12]، شاخص انحلال فعالیت (ILA)[13] وشاخص الزام‌آور بودن قراردادها (ISC)[14] است.

۲-۲- شکنندگی اقتصادی

شکنندگی از نظر لغوی، به معنای توانایی شکست یا خرابی آسان تعریف شده است و برخی محققان، شکنندگی را برای اقتصاد به خانه‌ای شیشه‌ای تشبیه کرده‌اند که در مواجه با تنش یا شوک سختی قسمتی از آن خواهد شکست (Vallings & Moreno-Torres, 2005). مفهوم کشور شکننده از اوایل ۱۹۹۰ وارد مباحث توسعه شده است. گروه مطالعه شکنندگی در سال ۲۰۱٦ شکنندگی را اینگونه تعریف کرده است: خلا (نبود) یا شکست قرارداد اجتماعی بین مردم و دولت. حکومت‌های شکننده از کمبود ظرفیت‌های نهادی و مشروعیت سیاسی رنج می‌برند که این مساله منجر به افزایش ناپایداری و درگیری‌های خشونت‌آمیز می‌گردد و به از بین رفتن تاب‌آوری حکومت در برابر شوک‌های مخرب داخلی و خارجی منتهی می‌شود. سازمان همکاری‌های اقتصادی و توسعه (OECD)[15] شکنندگی را ترکیبی از در معرض خطر قرار داشتن و عدم توانایی حاکمیت و جامعه در مدیریت، جذب و یا کاهش اثرات خطر مذکور تعریف می‌کند که می‌تواند نتایج نامطلوبی از جمله خشونت، عدم کارکرد نهادها، آوارگی، بحران‌های انسانی و غیره را به همراه داشته باشد. همچنین، بنیاد صلح در گزارشی به بررسی کشورهای مختلف جهان از نظر میزان شکنندگی نظام اقتصادی آن‌ها می‌پردازد. به گزارش جدید بنیاد صلح که با بررسی و تحلیل داده‌های مربوط به ۱۷۸ کشور جهان براساس سه شاخصه اصلی اقتصادی، سیاسی و اجتماعی تهیه شده است اقدام به رده بندی کشورها در دسته کشورهای با شکنندگی در سطح بسیار اخطار دهنده، با اخطار بالا، در وضعیت اخطار، در وضعیت هشدار بالا، هشدار متوسط، هشدار دهنده، باثبات، بسیار باثبات، پایدار و بسیار پایدار نموده است.

---

[10] Investors’ protection index

[11] Index paying taxes

[12] Cross-border trade

[13] Index Liquidation Activity

[14] Index sanctity of contracts

[15] Organisation for Economic Co-operation and Development(OECD)

هر چه امتیاز کسب شده برای کشورها بر اساس شاخص شکنندگی اقتصاد بیشتر باشد، آن کشور شکننده‌تر خواهد بود. شاخصه اقتصادی خود شامل زیرشاخه‌های رکود اقتصادی و فقر (ED&P)[16]، توسعه اقتصادی نامتوازن (UED)[17] فرار مغزها و نیروی انسانی (HF&BD)[18] است.

۳-۲- تاثیر شکنندگی اقتصاد بر فضای کسب و کار و کانال‌های اثرگذاری آن

افراد و بنگاه‌ها به عنوان بخش خصوصی در شروع فعالیت اقتصادی با مشکلات متعددی (مراحل اداری بوروکراسی، ارتشاء، زمان طولانی اخذ مجوز و ...) مواجه است (Shahinpour & Karabulut, 2019). اما مهمترین گام در راه‌اندازی و شروع کسب‌وکار جدید بررسی فرایند ثبت شرکت را از نظر تعداد مراحل، مدت زمان مورد نیاز و هزینه صرف شده براي آغاز فعالیت است، بدیهی است هر چه فرایند ثبت شرکت پیچیده‌تر و مشکل‌تر و پر هزینه‌تر باشد، انگیزه افراد و اشخاص حقیقی و حقوقی برای شروع فعالیت‌های اقتصادی کمتر می‌گردد (Mehrabani, Abdollahi, & Basirat, 2016). در واقع، به دلیل هزینه‌ها و زمان لازم برای شروع کسب‌وکار، عملا امکان شروع کسب‌وکار از فعالان اقتصادی سلب می‌گردد. بنابراین بایستی فرآیند ثبت شرکت را از نظر تعداد مراحل، مدت زمان مورد نیاز و هزینه صرف شده براي آغاز فعالیت کاهش داد. از سوی دیگر، عواملی که می‌تواند فرایند شروع کسب‌و کار را متزلزل‌تر نماید، عدم ثبات اقتصاد کلان، قوانین و مقررات، عدم ثبات سیاسی و دولت، تضعیف خدمات عمومی و زیرساخت‌ها و امنیت حقوق مالکیت. است.

بانک جهانی، حکومت‌های شکننده را حکومت‌هایی تعریف می‌کند که با چالش‌های جدی توسعه، از قبیل ظرفیت‌های نهادی ضعیف، حکمرانی بد، بی‌ثباتی سیاسی و اقتصادی و خشونت‌های مداوم و متواتر یا آثار ناشی از درگیری‌های شدید در گذشته، روبه‌رو هستند. کشورهای شکننده از طریق بی‌ثباتی اقتصاد کلان، عدم اجرای قوانین و مقررات، عدم ثبات سیاسی و دولت، تضعیف خدمات عمومی و زیرساخت‌ها و امنیت حقوق

---

16 Economic Decline and Poverty

17 The Uneven Economic Development

18 The Human Flight and Brain Drain

مالکیت فضای کسب‌و کار نامساعد می‌کنند. بنابراین به بررسی تاثیر شکنندگی اقتصاد بر مولفه‌های موثر بر ناکارآمدی محیط کسب و کار می‌پردازیم:

۱-۳-۲- تاثیر شکنندگی اقتصاد بر بی‌ثباتی اقتصاد کلان

اقتصاد شکننده مشکلاتی نظیر تورم، گسترش فقر، بی ثباتی و عدم قطعیت اقتصاد کلان، افزایش نرخ ارز، دسترسی محدود به خدمات اعتباری و مالی و عدم امکان فعالیت های اقتصادی سالم و مولد را ایجاد می کند. این عوامل منجر به نسبت بالایی از فعالیت های اقتصادی غیررسمی می شود. محیط کسب‌وکار با این محدودیت‌ها هم هزینه ها و هم خطرات مشارکت در فعالیت‌های اقتصادی را افزایش می‌دهد (Sweeney, 2009). گزارش بانک جهانی، بی‌ثباتی اقتصاد کلان را به عنوان مهم‌ترین مانع بر بهبود فضای کسب و کار معرفی می‌کند. زیرا، بی‌ثباتی اقتصاد کلان با ایجاد فضای ناطمینانی، اثر هرگونه سیاست اقتصادی در جهت بهبود فضای کسب و کار کاهش داده و تحت تاثیر قرار می‌دهد (Dehbashi, Esmaeilpour Moghadam, & Arbabi, 2020). بروز شوک‌ها و تلاطم‌های داخلی و خارجی با شکننده بودن اقتصاد باعث بروز نوسانات شدید در متغیرهای کلان اقتصادی مانند نرخ ارز و تورم و به تبع آن باعث بی‌ثباتی اقتصاد کلان می‌گردد. لذا، مدیریت اقتصادی باید به گونه‌ای باشد که اقتصاد در مقابل نوسانات، شوک‌ها و تلاطم‌های داخلی و بین‌المللی مقاومت کند و شکننده نباشد و به تبع آن نااطمینانی در اقتصاد به وجود نیاید و به تبع آن فضای کسب و کار برای شروع فعالیت‌های اقتصادی مساعد باشد. بنابراین، شکنندگی اقتصاد یکی از عواملی است که از طریق ایجاد و تشدید بی‌ثباتی اقتصاد کلان بر سهولت فضای کسب و شروع کسب‌وکار تاثیر می‌گذارد.

۲-۳-۲- تاثیر شکنندگی اقتصاد بر سیاست‌ها، قوانین و مقررات

قوانين و مقررات جاري اعم از قانون اساسی، قوانين عادي، آيين‌نامه‌ها و... و سياست‌هاي حاكم بر تدوين و اجراي آنها، از مؤلفه‌هاي اصلی شكل‌دهنده محيط نهادي كسب‌وكار در هر كشور به شمار می‌روند. برخی از كشورها از پديده تغيير بيش از حد و غيرمنتظره سياستها و در نتيجه تغييرات پياپی و غيرقابل پيش‌بينی قوانين، مقررات و دستورالعمل‌ها رنج می‌برند. حضور چنين پديده‌اي در يک كشور معادل با غيرقابل اعتماد بودن محيط كسب‌وكار در آن كشور است (Hosseinzadeh Bahraini & Malek Sadati, 2011).

کشورهای شکننده که فضای کسب و کار مناسبی ندارند، معمولا با ضعف قوانین و مقررات مواجه هستند. در حالی که برخی از کشورهای شکننده قوانین خوبی دارند، این قوانین اغلب اجرا نمی‌شوند. در نتیجه بسیاری از موانع ایجاد یک محیط تجاری سالم ناشی از ضعف قوانین یا مقررات است (Channell, 2011). بنابراین، ثبات نسبی و طول عمر معقول سیاستها و قوانین منبعث از آنها در یک اقتصاد غیرشکننده و قانونمند و قابل پیش‌بینی بودن تغییرات در سیاستها و قوانین منجر به ایجاد نوعی آرامش خاطر براي فعالان اقتصادي می‌گردد تا احساس کنند در محیط کسب‌وکار امن و قابل پیش‌بینی قرار دارند.

۳-۳-۲- تاثیر شکنندگی اقتصاد بر ثبات سیاسی، دولت و امنیت حقوق مالکیت

شكنندگي به وضعيتي از بخش‌هاي اقتصادي كشور اطلاق مي‌شود كه بروز شوك يا تنش مي‌تواند آن بخش را دچار بحران اقتصادی کرده و بسته به میزان شكنندگي و شدت شوك اين احتمال وجود دارد كه بحران از بخش موردنظر به ديگر بخشهاي اقتصاد سرايت كرده و در موارد حاد مشاهده مي‌شود كه بحران اقتصادي به تنش‌هاي سياسي و اجتماعي مبدل مي‌شود (Röhn, Sánchez, Hermansen, & Rasmussen,2015). همچنین، افزایش شکنندگی اقتصاد، زمینه‌ای مناسب برای گسترش فقر، تروریسم داخلی و بین‌المللی، جرائم سازمان یافته و بی‌ثباتی منطقه‌ای است که امنیت جامعه را کاهش می‌دهد.

حراست از حقوق مالکیت مهمترین دغدغه سرمایه‌گذاران و فعالان کسب‌وکار را تشکیل می‌دهد. منشأ این نگرانی می‌تواند رفتار مجرمانه شهروندان دیگر و یا رفتار غیر مسئولانه مقامات دولتی باشد. دقیقاً به همین دلیل است که از دیرباز در همه جوامع افراد سعی می‌کرده‌اند با اتخاذ تدابیر مناسب جان و مال خویش را از دسترس جنایتکاران و سارقان دور نگهدارند (Hosseinzadeh Bahraini & Malek Sadati, 2011). شكننده شدن دولت به معناي اين است كه نهادهاي رسمي دولت جايگاه و مفيدبودن خود را به عنوان مركز تخصيص منابع و ثروت و اعمال قدرت مشروع از دست بدهند. دولت‌هاي شكننده، دولت‌هايي هستند كه قادر به تأمين امنيت براي مردم نيستند، كنترلي بر منابع ندارند يا مهمتر از همه، مردم حكومت آنها را براي جامعه مفيد و مناسب نمي‌دانند. وقتي رقباي سياسي در جامعهاي توان جلب نظر مردم و در نتيجه، به دست گرفتن همه اركان قدرت را از طريق انتخابات و يا ساير سازوكارها ندارند، دولت شكننده در جامعه نمود و

ظهور مي‌يابد، نهادها ضعيف می‌شوند (Zaum, 2013). مرجع اعمال زور مشروع (نظام قضايي) از بين می‌رود. بهره‌گيري از قدرت و زور براي وادارساختن طرف‌هاي مقابل به تمكين تشديد مي‌شود و گروه‌هاي مسلح در جامعه گسترش مي‌يابند، بدون آنكه يكي از آنها از چنان تواني برخوردار باشد كه بتواند بر رقبا غلبه كرده و تمام اركان قدرت را در اختيار بگيرد و به انجام وظايف ذاتي دولت‌ها در برابر مردم بپردازد (Yazdan Fam, 2018). در اين صورت، دولت شكننده از انجام وظايف اوليه خود در برقراري نظم اجتماعي ناتوان است و مهمترين دغدغه فعالان كسب‌وكار، يعنی امنيت حقوق مالكيت نقض می‌گردد.

۴-۳-۲- تاثیر شکنندگی اقتصاد بر خدمات عمومی و زیرساخت‌ها

مشکلاتی مانند ظرفیت پایین و زیرساخت های آسیب دیده از ویژگی های مشترک بسیاری از کشورهای شکننده است (Sweeney, 2009). به طوری که، کمبود برق، محدودیت شماره یک برای مشاغل در کشورهای شکننده است (بانک جهانی، ۲۰۱۱). رشد و پیشرفت هر جامعه‌ای، به وجود زیرساخت‌های فیزیکی و برای تولید و توزیع کالاها و خدمات بین عامه مردم و بنگاه‌ها بستگی دارد، به طوری که قدرت اقتصاد ملی، به توانایی و موجودی زیرساخت آن بستگی دارد که در برابر شوک‌های ایجاد شده، چقدر توان مقاومت و ایستادگی دارد و کارایی این زیرساخت‌ها بر تدوام فعالیت‌های تجاری و اقتصادی جامعه و کیفیت زندگی و سلامت اجتماعی موثر است (Babovic, Babovic, & Mijic, 2018). در واقع توسعه اقتصادی با ایجاد زیرساخت‌ها نقش بسترسازی برای محیط کسب‌وکار دارد. شکنندگی اقتصادی، منجر به ایجاد نابرابری در زیرساخت‌ها می‌گردد و با بروز شوک‌های اقتصادی به دلیل اینکه برخی فعالان اقتصادی دسترسی یکسانی به زیرساخت‌ها ندارند، تداوم و شروع کسب‌وکارها مختل می‌گردد. بنابراین شکنندگی اقتصادی از طریق ایجاد نابرابری اقتصادی امکان رقابت سالم بین کسب‌وکارها را مختل می‌کند و فضای کسب وکار برای شروع فعالیت‌ها نامساعد می‌گردد.

۵-۳-۲- تاثیر شکنندگی اقتصاد بر اخذ اعتبار

در یک اقتصاد شکننده، توانایی دولت در سازگاری و پاسخ گویی به شوک های داخلی و خارجی تضعیف می‌گردد. بنابراین ناتوانی در سازگاری و پاسخ به شوک خارجی باعث می‌گردد، تأمين مالي از خارج كاهش يابد؛ حال چنانچه بانك‌هاي داخلي نتوانند منبع ديگري

براي تأمين مالي پيدا كنند، وام‌دهي داخلي به فعالان كسب‌وكار براى ايجاد يا توسعه فعاليتشان محدود می‌گردد (Röhn et al, 2015). بنابراین، از آنجا که در اقتصاد شکننده، شوک‌ها، عملیات عادی خدمات بانکی را متوقف می‌کند، برای فعالان اقتصادی دسترسی به خدمات و منابع مالی یک چالش بزرگ است (Glanville, Kerušauskaitė, & Harley, 2016). همچنین، فرار سرمایه که به عنوان جریان خروجی سرمایه تعریف می شود، در ناآرامی‌ها و بحران‌های سیاسی – اجتماعی داخلی ناشی از اقتصاد شکننده تشدید می‌گردد که در این صورت نیز دسترسی به منابع داخلی برای فعالان اقتصادی محدود می‌گردد. منظور از شکنندگی اقتصاد، عدم توانایی اقتصاد در مواجهه با اتفاقات ناگهانی(شوک‌های خارجی و داخلی) و نابودی آن در شرایط رخداد این اتفاقات است. لذا، با استحکام اقتصادی به معنای ثبات در برابر چنین رخدادهایی است و با رسیدن به مرحله ضد شکنندگی، اقتصاد قدرت خود را در برابر شوک‌ها به نمایش می‌گذارد (Saadabadi, Rahimi Rad, & Fartash, 2020).

در واقع کاهش شکنندگی اقتصاد از طریق بهبود ثبات اقتصاد کلان و کاهش تغییرات پیاپی و غیرقابل پیش‌بینی قوانین و مقررات، ثبات سیاسی، تقویت خدمات عمومی و زیرساخت‌ها و امنیت حقوق مالکیت و دسترسی آسان به اخذ اعتبار باعث می‌گردد فعالان اقتصادی در فضای امن و مطمئن به شروع کسب‌وکارهای جدید بپردازند. بنابراین با کاهش شکنندگی اقتصاد، فضای کسب‌وکار برای فعالان اقتصادی، مساعد و مهیا می‌گردد.

۲-۴- بررسی مطالعات تجربی

این بخش از پژوهش به ذکر برخی از مطالعات انجام شده در زمینه سهولت فضای کسب و کار در قالب **جدول ۱** به طور مختصر پرداخته است:

جدول ۱. مطالعات صورت گرفته در زمینه سهولت فضای کسب و کار
مأخذ: نتایج پژوهش

Table 1. Studies on the ease of business environment
Source: Research results

نویسنده	مکان و دوره مطالعات	متغیرهای مستقل	نتایج
جیانگ، گاوو، جین و لیو (۲۰۲۰) Jiang, Gao, Jin, & Liu (2020)	شهرهای هوشمند، ۲۰۱۳-۱۹۵۳	مشکلات اجتماعی سنتی	نتایج تحقیق نشان می‌دهد. مشکلات اجتماعی سنتی هنوز، عامل محدودکننده توسعه فضای کسب و کار در شهرهای هوشمند است.
یو و همکاران (۲۰۱۹) Yu et al (2019)	کشورهای آفریقای	تکنولوژی	براساس یافته‌های این تحقیق، فقط سه باشگاه در کشورهای پیشرفته آفریقایی توانسته‌اند بهره‌وری کل عوامل تولید را نسبت به آفریقای جنوبی به دست بیاورند. این سطح همگرایی بهره‌وری نسبت به ایالات متحده آمریکا در دو باشگاه یافت شده است. تجزیه و تحلیل‌های آنها نشان داده است که در زمینه سرمایه‌گذاری در فناوری جدید برای ایجاد بسترهای لازم برای شکوفایی مشاغل جدید در آفریقا دارد.
ماریوچی و آب (۲۰۱۹) Maruichi & Abe (2019)	۶۴ شرکت تجاری فعال در ویتنام با مالکیت کشورهای مختلف[۱۹]	فساد	نتایج پژوهش نشان‌دهنده این موضوع می‌باشد که فساد تأثیرگذارترین مانع تجاری برای فعالیت شرکت‌ها محسوب می‌شود و همچنین فساد با فضای کسب وکار در ویتنام رابطه منفی و معناداری دارد.
کاناره (۲۰۱۸) Canare (2018)	۱۲۰ کشور از گزارش سهولت انجام تجارت توسط بانک جهانی	سهولت کلی انجام تجارت، مالیات و هزینه مالی	نتایج تحقیق نشان می‌دهد که سهولت کلی انجام تجارت تأثیر مثبتی بر ایجاد کسب‌وکار دارد. این رابطه بیشتر تحت تاثیر شروع یک کسب‌وکار است، اما پرداخت مالیات نیز مهم است. بعلاوه، مولفه شروع یک کسب‌وکار بیشتر تحت تاثیر هزینه مالی است تا زمان و هزینه اداری.

[۱۹] ویتنام، آلمان، چین، ژاپن، کره، آمریکا، استرالیا و هنگ‌کنگ

اسکالرز و همکاران (۲۰۱۷) Scalarset et al (2017)	کشورهای منتخب، ۲۰۰٤-۲۰۱۲	تمرکززدایی مالی وکیفیت نهادی	نتایج تحقیق نشان می‌دهد، عدم تمرکز مالی، محیط کسب وکار را بهبود می‌بخشد و تأثیر آن درکشورهای کم درآمد قوی‌تر است.
گاگانیس و همکاران (۲۰۱۸) Gaganis et al (2018)	٤۰۰۰۰ شرکت در ۲۵ کشور اروپایی	فرهنگ، فساد، مقررات دولتی	نتایج تحقیق نشان می‌دهد، کاهش فساد منجر به بهبود فضای کسب‌وکار از طریق سهولت دریافت اعتبار می‌گردد. مقررات دولتی کمتر در حوزه راه‌اندازی و تعطیل کردن یک کسب‌وکار، سودآوری را افزایش می‌دهد. همچنین میزان تأثیر فرهنگ ملی بر سودآوری کسب‌وکارها به ثبات سیاسی و کیفیت نهادی بستگی دارد.
ماست‌کینها و ونکیووینب (۲۰۱۵) Masteikienea & Venckuvieneb (2015)	کشورهای حوزه بالتیک	جهانی‌سازی اقتصاد	نتایج تحقیق نشان می‌دهد، تأثیرات اقتصادی فرایند جهانی‌سازی به تدریج کاهش یافته است، با این وجود، تأثیرات غیرقابل پیش‌بینی جدیدی در دنیای اقتصاد در حال وقوع است. حتی در آینده چالش‌های بیشتری نیز برای موضوعات اقتصادی وجود خواهد داشت، به طوری که، در محیط کسب‌وکار بی‌ثبات، رقابتی عمل کنند.
آلیمو (۲۰۱۵) Alemu (2015)	۴۱ کشور آفریقایی طی دوره ۲۰۱۲-۲۰۰۵	زیرساخت‌های حکمرانی خوب	نتایج تحقیق نشان می‌دهد، کارآیی دولت و سطح پایین فساد، فضای کسب و کار مناسب‌تری برای فعالان اقتصادی ایجاد می‌کند.
باتاچاری، هیگسون، هولای و کاتیومان (۲۰۰۹) Bhattacharjee, Higson, Holly, & Kattuman (2009)	ایالات متحده آمریکا و بریتانیا	بی‌ثباتی اقتصاد کلان	نتایج تحقیق نشان می‌دهد، بی ثباتی اقتصاد کلان، ریسک ورشکستگی و انحلال فعالیت کسب و کار را افزایش می‌دهد.
اندریکا (۲۰۰۴) Andreica (2004)	کشور رومانی	فناوري اطلاعات	نتايج حاکی از تاثير مثبت و معنادار فناوري اطلاعات بر فضاي کسب و کار به ويژه براي بنگاه‌هاي کوچک و متوسط است.

دهباشی، اسماعیل‌پورمقدم و اربابی (۱۳۹۹) Dehbashi, Esmaeilpour Moghadam, & Arbabi (2020)	ایران	اثر بی‌ثباتی برخی شاخص‌هاي کلان اقتصادي	نتایج تحقیق نشان می‌دهد، کیفیت محیط اقتصادي، فیزیکی و انسانی بر تعداد شرکتهاي فعال در فضاي کسب و کار ایران اثر می‌گذارند. به بیان دیگر در بلندمدت، افزایش بی‌ثباتی در شاخص‌هاي کلان اقتصادي به عنوان نماگر کیفیت محیط اقتصادي، موجب کاهش تعداد شرکت‌هاي فعال می‌شود. همچنین شاخص‌هاي توسعه انسانی و سرمایه فیزیکی به عنوان نماگرهاي کیفیت محیط انسانی و فیزیکی، تاثیر معنادار و مثبتی بر افزایش تعداد شرکتها دارند.
شاهین‌پور و کارابولت (۱۳۹۹) Shahinpour & Karabulut (2020)	کشورهای اسلامی	سرمایه انسانی	نتایج تحقیق نشان می‌دهد، سرمایه انسانی و نرخ تشکیل سرمایه بر فضای کسب وکار در کشورهای اسلامی تاثیر مثبت و معناداری دارند. تاثیر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بر فضای کسب‌وکار تأیید نشده است. همچنین اثر تورم بر شاخص کلی فضای کسب‌وکار در کشورهای اسلامی منفی بوده است.
بهور و همکاران (۱۳۹۹) Behvar et al (2020)	۳۰ کشور منتخب، طی سال های ۲۰۰۵ تا ۲۰۱۴	فعالیت‌های کارآفرینی	نتایج بدست آمده از این پژوهش، نشان می‌دهد، آزادی اقتصادی رابطه معناداری با سطح فعالیت-های کارآفرینانه دارد. از بین شاخص‌های مورد بررسی، شاخص اندازه دولت، شاخص ساختار قانونی و دسترسی به پول سالم رابطه مثبت و معنادار، اما شاخص امنیت حقوق مالکیت رابطه ی منفی و معناداری با سطح فعالیت های کارآفرینانه دارد. دولت بزرگ و ساختار قانونی منسجم، در ابتدای راه یک فعالیت کارآفرینی، موجب تقویت و تشویق آن فعالیت می‌شوند و به طور کلی؛ از زمان تأسیس یک فعالیت کارآفرینی دولت نقش یک حمایت‌گر را ایفا می کند اما هر چقدر از عمر این فعالیت می گذرد، نقش دولت کمرنگ‌تر و ناچیزتر، و تا جایی که بزرگی اندازه و دخالت‌های بیشتر، مانعی برای این فعالیت ها و خروج آن‌ها از کسب و کار و بازار می-شود.

شاهین‌پور و کارابولت (۱۳۹۸) Shahinpour & Karabulut (2019)	ایران، ۹۶- ۱۳۷۸	عقود اسلامی بانکی	نتایج تحقیق نشان می‌دهد، مانده تسهیلات قرض‌الحسنه، مانده تسهیلات قراردادهای مبادله‌ای و مانده تسهیلات قراردادهای مشارکتی بر فضای کسب و کار هم در کوتاهمدت و هم در بلندمدت تاثیر مثبت و معناداری دارند. همچنین شاخص توسعه انسانی و سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی هم در کوتاه‌مدت و هم در بلندمدت بر فضای کسب و کار تاثیر مثبت دارند. تاثیر منفی تورم هم در کوتاهمدت و هم در بلندمدت بر فضای کسب و کار در کشور اثبات گردیده است.
دلجوی‌شهیر و همکاران (۱۳۹۷) Deljoy Shahir et al (2018)	استان گیلان	توسعه و توانمندسازی کارآفرینی	نتایج نشان داد که حوزه مشاوره کسب‌وکار گردشگری، پوشاک، مواد غذایی، شیلات و دام و طیور با تفاوت‌های اندکی نسبت به هم در محدوده راهبردهای حفظ و ثبات قرار دارند. این بدان معناست که به منظور تدوین برنامه راهبردی در حوزه‌های مذکور باید از استراتژیهای حفظ و ثبات استفاده شود. همچنین حوزه‌های صنایع دستی و کشاورزی در محدوده راهبردهای کاهش قرار رفته است؛ که به منظور تدوین برنامه راهبردی در این حوزه باید از استراتژی‌های کاهش استفاده شود.
فشارکی و همکاران (۱۳۹٦) Fesharaki et al (2017)	۱۳۳ شرکت کوچک و متوسط در شهرک صنعتی یزد	گرایش کارآفرینانه	یافته‌های پژوهش حاکی از تأثیر مثبت و معنادار گرایش کارآفرینانه بر رشد کسب و کار و برندسازی، تأثیر مثبت و معنادار برندسازی بر رشد کسب و کار و نیز رابطه مثبت و معنادار گرایش کارآفرینانه بر رشد کسب و کار به صورت غیرمستقیم از طریق برندسازی بوده است .نتایج تحقیق علاوه بر آنکه از جهت نظری حائز اهمیت بوده و ارتباط بین دو حوزه کارآفرینی و بازاریابی را برقرار می‌سازند، از جهت کاربردی نیز می‌توانند راه‌گشای فعالان صنعت قرار گیرند.
امجدی و شافعی (۱۳۹۶) Amjadi& Shafeei	کشورهای منتخب	فناوری اطلاعات و ارتباطات	نتایج تحقیق نشان می‌دهد که فناوری اطلاعات و ارتباطات بر شاخص‌های شروع کسب و کار، ثبت و انتقال مالکیت، اشتراک برق، سهولت اخذ اعتبار و پرداخت مالیات تأثیر مثبتی دارد. همچنین تأثیر

(2017)			فناوری اطلاعات و ارتباطات بر شاخص‌های اخذ مجوز ساخت، حمایت از سهامداران جزء، تجارت برون مرزی، الزام آور بودن قراردادها و شاخص ورشکستگی تأیید نشده است.
تکانلو و همکاران (۱۳۹۳) Takanloo et al (2014)	ایران، ۱۳۵۰-۱۳۹۰	سرمایه‌گذاری‌هاي دولتی، باز بودن اقتصاد، سهم درآمدهاي مالیاتی از تولید ناخالص داخلی، تورم و نوسانات نرخ ارز	نتایج تحقیق نشان می‌دهد، سرمایه‌گذاری‌هاي دولتی و باز بودن اقتصاد تاثیر مثبت و معنی‌داری بر فضای کسب‌وکار دارند. سهم درآمدهاي مالیاتی از تولید ناخالص داخلی، تورم و نوسانات نرخ ارز تاثیر منفی و معنی‌داری بر فضای کسب‌وکار دارند.
امینی (۱۳۹۳) Amini (2014)	ایران، ۲۰۰۰-۲۰۱٤	مولفه‌های فضای سهولت کسب وکار	رتبه سهولت کسب وکار ایران طی سال‌های اخیر همواره روندی نزولی را طی نموده است به نحوی که از رتبه ۱۰۸ در سال ۲۰۰۵ در بین ۱۳۳ کشور، با ٤٤ پله سقوط به رتبه ۱۵۵ در سال ۲۰۱٤ در بین ۱۸۹ کشور تنزل نموده است . ثبات اقتصادی به همراه اصلاح سیاست‌ها و قوانین اقتصادی و افزایش شفافیت و حاکمیت قانون با تأکید بر فاکتورها و مؤلفه‌های نرم‌افزاری نظیر تضمین مالکیت، بازنگری و بهبود مراحل و فرایند صدور و اعطای مجوزها و تقویت زیرساخت‌ها و اصلاح نظام تأمین مالی تولید از مؤلفه‌های مهمی هستند که بهبود و تسهیل محیط کسب وکار را فراهم می-آورند.

با توجه به مطالعات صورت گرفته پیرامون موضوع شکنندگی اقتصاد و فضای کسب‌وکار به عنوان تعیین کننده‌های اصیل رشد اقتصادی مستمر و باثبات، این پژوهش در نظر دارد خلأ موجود در خصوص شکنندگی اقتصادی کشورهای منتخب را پر نماید و به بررسی تأثیر شکنندگی اقتصادی بر سهولت فضای کسب و کار کشورهای مذکور بپردازد. همانطور که در **جدول ۱** نیز مشاهده می‌شود؛ مطالعاتی توسط جیانگ، گاوو، جین و لیو (۲۰۲۰)، یو و همکاران (۲۰۱۹)، ماریوچی و آب (۲۰۱۹)، کاناره (۲۰۱۸)، اسکالرز و همکاران (۲۰۱۷)، گاگانیس و همکاران (۲۰۱۸)، ماست‌کینها و ونکیوواینب (۲۰۱۵)، آلمیو (۲۰۱۵) و

باتاچاری، هیگسون، هولای و کاتیومان (۲۰۰۹) پیرامون موضوع فضای کسب‌وکار انجام شده است که اکثرا تاثیر مشکلات اجتماعی، مالیات و هزینه مالی، کیفیت نهادی، فرهنگ، فساد، مقررات دولتی، جهانی‌سازی اقتصاد، زیرساخت‌های حکمرانی خوب و بی‌ثباتی اقتصاد کلان بر فضای کسب و کار را مدنظر قرار داده‌اند و از توجه شکنندگی اقتصادی و مولفه‌های آن بر سهولت فضای کسب و کار غافل شده‌اند، حتی مطالعات داخلی که در زمینه فضای کسب و کار انجام شده، اثر شکنندگی اقتصادی و مولفه‌های آن از قبیل: رکود اقتصادی و فقر، توسعه اقتصادی نامتوازن و فرار مغزها و نیروی انسانی نادیده گرفته شده است.

(Jiang, Gao, Jin, & Liu, 2020, Yu et al, 2019; Maruichi & Abe, 2019; Canare, 2018, Scalarset et al, 2017; Gaganis et al, 2018; Masteikienea & Venckuvieneb, 2015; Alemu, 2015; Bhattacharjee, Higson, Holly, & Kattuman, 2009)

در این پژوهش از بین کشورهای منتخب، کشورهای همگن از نظر برخورداری از رتبه فضای کسب و کار و همچنین دارا بودن حداقل تشابهات در زمینه‌های سیاسی و ساختار اقتصادی انتخاب شدند. لذا این پژوهش به بررسی شکنندگی اقتصاد و مولفه‌های آن بر فضای کسب‌وکار کشورهای منتخب طی دوره زمانی ۲۰۲۰-۲۰۰٦ می‌پردازد.

۳- روش ارائه مدل و معرفی متغیرها

با الهام از مبانی نظری و مطالعات تجربی جیانگ و همکاران (۲۰۲۰)، یو و همکاران (۲۰۱۹)، ماریوچی و آب (۲۰۱۹)، گاگانیس و همکاران (۲۰۱۸)، اسکالرز و همکاران (۲۰۱۷)، کالپر ولاو (۲۰۱۲)، دهباشی، اسماعیل‌پورمقدم و اربابی (۱۳۹۹) و شاهین‌پور و کارابولت (۱۳۹۹) در چارچوب مبانی نظری می‌توان تابع زیر را برای مدل سهولت فضای کسب و کار پیشنهاد نمود:

Abe, 2019; &(Jiang, Gao, Jin, and Liu,2020; Yu et al, 2019; Maruichi Scalarset et al, 2017; Calper and Love, 2012; Gaganis et al, 2018; Arbabi, 2020; And Shahinpour &Dehbashi, Esmaeilpour Moghadam, & Karabulut, 2020)

$$SB = F(EF(HF\&BD.UED.ED\&P).FD.GE.RL) \quad (۱)$$

متغیر وابسته در این پژوهش سهولت فضای کسب و کار (SB)[۲۰] است که تابعی از شکنندگی اقتصادی است که اجزا شکنندگی اقتصادی(رکود اقتصادی و فقر (ED&P)[۲۱]، توسعه اقتصادی نامتوازن (UED)[۲۲] و فرار مغزها (HF&BD)[۲۳]) نیز به صورت مجزا در برآورد مدل مورد بررسی قرار گرفته است. همچنین سایر متغیرها در برآورد مدل، توسعه مالی (FD)[۲۴]، اثربخشی دولت (GE)[۲۵] و حاکمیت قانون (RL)[۲۶] است و بدین ترتیب رابطه ۲ به عنوان معادله مدل سهولت فضای کسب و کار برآورد می‌گردد:

$$SB_{it} = \beta_0 + \beta_1 * SB_{t-1} + \beta_2 * EF_{it} + \beta_3 * \mathrm{GE}_{it} + \beta_4 * \mathrm{RL}_{it} + \beta_5 * \mathrm{FD}_{it} + \varepsilon_t + \mu_{it} \quad (۲)$$

شایان ذکر است، متغیرهای لحاظ شده در معادله و منابع آماري هر یک از آن‌ها در **جدول ۲** آمده است.

[20] Starting a business
[21] Economy
[22] Economic Inequality
[23] Human Flight and Brain Drain
[24] Financial development
[25] Government Effectiveness
[26] Rule of Law

جدول ۲. تعریف متغیرهاي بکار رفته در مدل سهولت فضای کسب و کار
مأخذ: محاسبات پژوهش

Table 2. Definition of variables used in the business environment ease model
Source: Research Calculations

نام متغیر		نماد	شاخص	مطالعات مربوطه
شروع کسب وکار		SB	فرایند ثبت شرکت را از نظر تعداد مراحل، مدت زمان مورد نیاز و هزینه صرف شده براي آغاز فعالیت (به صورت درصدی از تولید ناخالص داخلی) در نظر می‌گیرد و شاخص آن میانگین موارد مذکور است.	در مطالعات کاناره (۲۰۱۸)، اسکالرز و همکاران (۲۰۱۷)، کالپر و لاو (۲۰۱۲)، دهباشی، اسماعیل‌پورمقدم و اربابی (۱۳۹۹) و شاهین پور و کارابولیت (۱۳۹۸) به عنوان شاخص سهولت فضای کسب و کار، استفاده شده است. Canare (2018); Scalarset et Love &al (2017); Calper (2012); Dehbashi, Esmaeilpour Moghadam, & Arbabi (2020) and Shahinpour & Karabulut (2019)
شکنندگی اقتصادی	رکود اقتصادی و فقر	ED&P	شاخص رکود اقتصادی عوامل مربوط به افت اقتصادی یک کشور را در نظر می‌گیرد که زیرشاخص‌های آن شامل: درآمد سرانه (PCI)[۲۷]، تولید ناخالص داخلی(GDP)[۲۸]، نرخ بیکاری (UR)[۲۹]، تورم (INF)[۳۰]، سطح بدهی (DL)[۳۱]، حجم تجارت داخلی و خارجی	طبق مطالعات اسکالرز و همکاران (۲۰۱۷)، باتاچاری، هیگسون، هولای و کاتیومان (۲۰۰۹)، ماست‌کینها و ونکیوینب (۲۰۱۵) آلمیو[۳۴] (۲۰۱۵)، دهباشی، اسماعیل‌پورمقدم و اربابی (۱۳۹۹)، شاهین پور و کارابولیت (۱۳۹۸) رابطه زیر مطرح می‌گردد:

[27] The per capita income
[28] GDP
[29] Unemployment rate
[30] Inflation
[31] Debt level
[34] A. M. Alemu

				Scalarset et al (2017); Bhattacharjee, Higson, Kattuman (2009); &Holly, &Masteikienea Venckuvieneb (2015); Alemu (2015); Dehbashi, Esmaeilpour Moghadam, Arbabi (2020); & Shahinpour & Karabulut (2019) $\frac{\Delta(EF)}{\Delta(SB)} < 0$ $\frac{\Delta(ED\&p)}{\Delta(SB)} < 0$ $\frac{\Delta(UED)}{\Delta(SB)} < 0$ $\frac{\Delta(HF\&BD)}{\Delta(SB)} < 0$
	توسعه اقتصادی نامتوازن	UED	شاخص توسعه اقتصادی نامتوازن، صرف نظر از عملکرد واقعی یک اقتصاد، نابرابری را در داخل اقتصاد در نظر می‌گیرد. به عنوان مثال، شاخص به نابرابری ساختاری بر اساس گروه(مانند نژاد، قوم، مذهب یا سایر گروه‌های هویتی) یا براساس تحصیلات، وضعیت اقتصادی یا منطقه (مانند شکاف شهر و روستا) می‌پردازد. شاخص نه تنها نابرابری واقعی را در نظر می‌گیرد ، بلکه درک نابرابری را نیز در نظر می‌گیرد و تشخیص می‌دهد که درک نابرابری اقتصادی (EI)[35] می‌تواند به اندازه نابرابری واقعی به شکایات دامن زده و تنش‌های اجتماعی یا شعارهای ناسیونالیستی را تقویت کند. علاوه بر اندازه‌گیری نابرابری اقتصادی، این شاخص همچنین فرصت‌های گروه‌ها را برای بهبود وضعیت اقتصادی‌شان مانند دسترسی به اشتغال (AE)[36]، تحصیل یا آموزش شغلی (JT)[37] به نحوی که اگر هم نابرابری اقتصادی وجود دارد، در نظر می گیرد.	
	فرار مغزها و	HF&BD	شاخص مهاجرت انسان و فرار مغزها، تأثیر اقتصادی جابجایی انسان (به دلایل	
			شاخص توسعه اقتصادی نامتوازن، صرف نظر از عملکرد واقعی یک اقتصاد، نابرابری را در داخل اقتصاد در نظر می‌گیرد. به عنوان مثال، شاخص به نابرابری ساختاری بر اساس گروه(مانند نژاد، قوم، مذهب یا سایر گروه‌های هویتی) یا براساس تحصیلات، وضعیت اقتصادی یا منطقه (مانند شکاف شهر و روستا) می‌پردازد. شاخص نه تنها نابرابری واقعی را در نظر می‌گیرد ، بلکه درک نابرابری را نیز در نظر می‌گیرد و تشخیص می‌دهد که درک نابرابری اقتصادی (EI)[35] می‌تواند به اندازه نابرابری واقعی به شکایات دامن زده و تنش‌های اجتماعی یا شعارهای ناسیونالیستی را تقویت کند. علاوه بر اندازه‌گیری نابرابری اقتصادی، این شاخص همچنین فرصت‌های گروه‌ها را برای بهبود وضعیت اقتصادی‌شان مانند دسترسی به اشتغال (AE)[36]، تحصیل یا آموزش شغلی (JT)[37] به نحوی که اگر هم نابرابری اقتصادی وجود دارد، در نظر می گیرد.	
			شاخص مهاجرت انسان و فرار مغزها، تأثیر اقتصادی جابجایی انسان (به دلایل	

[32] Domestic and foreign trade volume
[33] Austerity programs and class gap
[35] Economic inequality
[36] Access to employment
[37] Education, or job training

	نیروی انسانی		اقتصادی یا سیاسی) و عواقبی را که ممکن است بر توسعه کشور داشته باشد را در نظر می‌گیرد. زیرشاخص آن شامل مهاجرت داوطلبانه طبقه متوسط (VE)[۳۸](به ویژه بخش‌های اقتصادی از نظر اقتصادی مولد، مانند کارآفرینان یا کارگران ماهر مانند پزشکان) است.	
توسعه مالی		FD	نسبت اعتبارات داخلی به بخش خصوصی به تولید ناخالص داخلی	طبق مطالعه شاهین و کارابولیت (۱۳۹۹) و صالح‌آبادی (۱۳۸۸) رابطه زیر مطرح می‌گردد: Karabulut & Shahinpour (2020); Salehabadi (2009) $\frac{\Delta(FD)}{\Delta(\mathrm{SB})} > 0$
اثربخشی دولت		GE	اثربخشی دولت یکی از شاخص‌های مهم حکمرانی خوب است. کارايي يا اثربخشي دولت با سياست‌گذاري و اجرا توسط دولت براي حمايت سيستم بازار مورد توجه واقع شده، همچنين به توانايي دولت در قانون‌گذاري، داوري دادگاه‌ها، تصميمات مديريتي در ارتباط با حاكميت قانون، عدالت مديريتي و قضايي مانند پاسخگويي و شفافيت اشاره دارد.	طبق مطالعات آلیمو (۲۰۱۵) و تکانلو و همکاران (۱۳۹۳) رابطه زیر مطرح می‌گردد: and (2014) Takanloo et al Alemu (2015) $\frac{\Delta(\mathrm{GE})}{\Delta(\mathrm{SB})} > 0$
حاکمیت قانون		RL	شاخص سنجش حاكميت قانون برابر با اعتماد مردم به قوانين، قابليت پيش‌بيني دستگاه قضايي، وجود جرم‌هاي سازمان‌يافته، احتمال موفقيت در شكايت عليه دولت است.	طبق مطالعات گاگانیس و همکاران (۲۰۱۸) و آلیمو (۲۰۱۵) رابطه زیر مطرح می‌گردد: Gaganis et al (2018); Alemu (2015) $\frac{\Delta(\mathrm{RL})}{\Delta(\mathrm{SB})} > 0$
مأخذ	قابل دسترس در پايگاه اطلاعاتي بانک جهاني: www.wdi.org			

[38] Voluntary emigration

۴- برآورد معادلات و تفسیر نتایج

قبل از برآورد مدل باید آزمون‌هایی را مورد بررسی قرار داد که در ادامه به آن پرداخته می‌شود:

٤-١- آزمون ناهمسانی واریانس‌ها

برای بررسی آزمون ناهمسانی واریانس از آزمون بروش-پاگان استفاده شده است. با توجه به نتایج آزمون F و ضرایب احتمال آزمون فوق در **جدول ۳** می‌توان بیان نمود که آماره آزمون از مقدار بحرانی (۵٪) بزرگ‌تر است، بنابراین، فرض صفر مبنی بر ناهمسانی واریانس‌ها رد خواهد شد. به عبارت دیگر، در این حالت همسانی واریانس‌ها وجود دارد.

جدول ۳. آزمون ناهمسانی واریانس‌ها
مأخذ: محاسبات پژوهش

Table 3. Test of variance heterogeneity
Source: Research Calculations

	آماره t	ضریب احتمال
حالت اول	١/٦٥٤	٠/١١٣
حالت دوم	٠/٢٩٤	٠/٧٦٨
حالت سوم	٠/٥٩٢	٠/٥٥٣
حالت چهارم	٣/٤١١	٠/٧٦٤

٤-٢- آزمون آرلانو و باند

آزمون آرلانو و باند فرضیه جملات پسماند برای رگرسیون‌های تخمینی که دارای همبستگی مرحله اول (نه همبستگی مرحله دوم) هستند را بررسی می‌نماید. در واقع آزمون آرلانو و باند آماره‌های AR(۱) و AR(۲) را برای نشان دادن همبستگی سریالی در رابطه با تفاضل مرتبه اول پسماندها آزمون می‌نماید که نتایج آزمون برای خودهمبستگی مرتبه اول AR(۱) نشان می‌دهد که فرض صفر رد می‌شود. نتایج آزمون برای خودهمبستگی مرتبه دوم AR(۲) فرض صفر عدم وجود خودهمبستگی را رد نمی‌کند. بنابراین متناسب با نتایج آزمون آرلانو و باند می‌توان برداشت نمود، متغیرهای ابزاری مورد استفاده، مستقل از عبارت خطا بوده (خود همبسته نیستند) و از این رو برای تخمین مناسب است.

جدول ٤. آزمون خودهمبستگی آرلانو و باند
مأخذ: محاسبات پژوهش

Table 4. Arlano and Bond correlation test
Source: Research Calculations

	حالت اول	حالت دوم	حالت سوم	حالت چهارم
AR(1)-(P-value)	۰/۰۱۵۴	۰/۰۰۹۵	۰/۰۰۸۹	۰/۰۱۶
AR(2)-(P-value)	۰/۸٦۳	۰/۹۱٤	۰/۱۲۲	۰/٤۰٦

٤-۳- آزمون علیت گرنجر

آزمون علیت گرنجر، آزمونی جهت بررسی رابطه علی دو طرفه است. این آزمون، به نوعی آزمون خود رگرسیون برداري دو متغیره است؛ که به طور خلاصه روش انجام این آزمون، بررسی وجود یا عدم وجود وقفه‌هاي یک متغیر در معادله متغیر دیگر است به این صورت که اگر و تنها اگر تمامی ضرایب با وقفه در معادله برابر صفر باشند، علت گرنجري نیست. اما این آزمون مستلزم پایایی متغیرها است و در مورد متغیرهاي ناپایا، تنها در شرایطی امکان این آزمون وجود دارد، که دو متغیر هم انباشته نباشند. در صورت وجود رابطه هم انباشتگی بین دو متغیر، باید آزمون علیت، را بر مبناي مدل تصحیح خطا انجام شود. در اغلب مطالعات انجام شده برای تعیین علیت از آزمون علیت گرنجری به عنوان راه حل کلیدی استفاده شده است. روش‌های دیگری نیز برای آزمون علیت به کاربرده شده است که بخشی از آنها به وسیله تکنیکهای جدید اقتصادسنجی توسعه داده شده‌اند. در این پژوهش برای بررسی اینکه بیان شود، سهولت فضای کسب و کار از شکنندگی اقتصادی تاثیر می‌پذیرد از آزمون علیت استفاده شده است، نتایج جدول ۵ نشان می‌دهد که فضای کسب و کار تحت تاثیر شکنندگی اقتصادی است.

جدول ۵. آزمون علیت گرنجر
مأخذ: محاسبات پژوهش

Table 5. Granger causality test
Source: Research Calculations

	آماره t	ضریب احتمال
حالت اول	۳/۲٤۵	۰/۰٤
حالت دوم	۳/۹۷۵	۰/۰۲۰۲

۰/۰۱۵۵	۲/۴۲	**حالت سوم**
۰/۰۵۲	۳/۸۱۴	**حالت چهارم**

٤-٤- آزمون ریشه واحد

پیش از برآورد مدل، مانایی متغیرهاي مورد نظر در مدل، مورد آزمون قرار می‌گیرد. برای این منظور پیش از بررسی تلفیقی داده‌هاي آماري، مانایی متغیرها در طول زمان برای بررسی روابط بلندمدت اقتصادی متغیرها به ترتیب مورد توجه قرار می‌گیرد. **جدول ٦**، مانایی متغیرها را به کمک آزمون‌هاي ریشه واحد ایم، پسران و شین (IPS)[39] و لوین، لین و چو (LLC)[40] توسط مادالا و وو[41] (۱۹۹۹) و چوي[42] (۲۰۰۱) مورد بررسی قرار داده و نتایج حاکی از آن است، تمام متغیرها در سطح مانا شده است. نتایج آزمون مانایی که در **جدول ٦** ارائه شده است، بیانگر مانایی تمامی متغیرها در سطح است.

جدول ٦. نتایج حاصل از آزمون ریشه واحد متغیرهای مورد مطالعه
مأخذ: محاسبات پژوهش

Table 6. Results of unit root test of studied variables
Source: Research Calculations

متغیر	تعداد وقفه	آزمون لوین، لین و چو		آزمون ایم، پسران و شین	
		آماره	احتمال	آماره	احتمال
SB	I(۰)*	-۱۹/۲۱۸	۰/۰۰۰	-۹/۱۸٦	۰/۰۰۰
FD	I(۰)	-۵/٦۸٤	۰/۰۰۰	-۲/٦٤۵	۰/۰۰٤۱
GE	I(۰)	-۲/۲٤۱	۰/۰۱۲۵	-۱/۸۲۵	۰/۰۳٤
RL	I(۰)	-۲/۰۸٤	۰/۰۱۸	-۲/۳۰۳	۰/۰۱۰٦
EF	I(۰)	-۵/۹۷۸	۰/۰۰۰	-۱۰/٦٤۷	۰/۰۰۰۰
ED&P	I(۰)	-٤/۵۷۳	۰/۰۰۰	-۲/۲۹۱	۰/۰۱۱
UED	I(۰)	-۱٤/۱۸۹	۰/۰۰۰	-۲/۸٦	۰/۰۰۲۱
HF&BD	I(۰)	-۵/۸٤۸	۰/۰۰۰	-۲/۳۹۳	۰/۰۰۸۳

[39] I'm, Pesaro and Shin
[40] Levin, Lin and Chui
[41] Mandala and Wu
[42] Choi

٤-٥- آزمون هم‌انباشتگی

هم‌انباشتگی متغیرها نیز مورد بررسی قرار می‌گیرد که برای بررسی وجود یا عدم رابطه بلندمدت بین متغیرهای مدل از آزمون هم‌انباشتگی کائو[٤٣] استفاده شده و نتایج آن به شرح زیر است:

جدول ۷. آزمون کائو
مأخذ: محاسبات پژوهش

Table 7. Cao test
Source: Research Calculations

	آماره t	ضریب احتمال
حالت اول	-۷/۲۷۲	۰/۰۰۰
حالت دوم	-٦/۲۹۲	۰/۰۰۰
حالت سوم	-۷/۳۵۵	۰/۰۰۰
حالت چهارم	-۷/۵۷۳	۰/۰۰۰

از آن‌جایی که میزان P-Value به‌دست آمده کمتر از ۵٪ ضریب احتمال است، بنابراین، نتایج آزمون مانایی بلندمدت کائو نشان‌دهنده مانایی بلندمدت متغیرهاست. بنابراین، مشکلی در استفاده از رگرسیون وجود ندارد.

٤-٦- آزمون اف لیمر(F_{Leamer})

پس از اینکه بررسی مانایی و هم‌انباشتگی متغیرها در طول زمان بررسي شد، اولین گام در برآورد مدل‌هاي تابلویی تعیین نمودن قیود وارد شده بر مدل اقتصادسنجي است. به عبارت دیگر، نخست باید مشخص گردد، رابطه رگرسیوني در نمونه مورد بررسي داراي عرض از مبدأهاي ناهمگن و شیب همگن است (لزوم استفاده از مدل داده‌هاي تابلویی) یا اینکه فرضیه عرض از مبدأهاي مشترك و شیب مشترك در بین مقاطع (لزوم استفاده از مدل داده‌هاي تلفیقي) پذیرفته مي‌شود. براي آزمون معني‌دار بودن روش داده‌هاي تابلویی از

[43] Kao

آماره آزمونF لیمر استفاده گردیده است. نتایج آزمون اف لیمر نشان می‌دهد، فرض H_0 مبني بر همگني مقاطع و عرض از مبدأهاي يكسان رشد پذيرفته شده و در نتيجه تابلويی بودن داده‌های آماری تصدیق می‌شود.

جدول ۸. نتایج آزمون F_{Leamer} جهت بررسی مدل‌های تلفیقی و تابلویی
مأخذ: محاسبات پژوهش

Table 8. F_{Leamer} Test results for review of integrated and panel models
Source: Research Calculations

F –Statistic [Prob]	حالت اول	۱۱.۵۸ (۰.۰۰۰)
	حالت دوم	۱۲.۴۹ (۰.۰۰۰)
	حالت سوم	۱۳.۴۳ (۰.۰۰۰)
	حالت چهارم	۱۲.۸۱ (۰.۰۰۰)

* اعداد داخل پرانتز مقدار P-Valu را نشان می‌دهد.

۵- برآورد مدل فضای کسب و کار

در این مطالعه برای تخمین از برآوردگر پویایی روش گشتاورهای تعمیم‌یافته (GMM) متناسب با پیشنهادهای بلوندل و بوند[44] (۱۹۹۸) استفاده شده است. از مزایای این روش علاوه بر رفع همبستگي متغيرهای مستقل با اجزاء اخلال و درون‌زايي آن‌ها، رفع ناهمساني واريانس مدل و كارا بودن آن در هر دو حالت، اثرات ثابت و تصادفي است، از این‌رو ديگر نيازي به آزمون هاسمن نيست. به عبارتی مزیت به کار بردن روش (GMM) پانل دیتای پویا، لحاظ نمودن ناهمسانی فردی و اطلاعات بیشتر، حذف تورش‌های موجود در رگرسیون‌های مقطعی است که نتیجه آن تخمین‌های دقیق‌تر، با کارایی بالاتر و هم‌خطی کمتر در این روش خواهد بود. همچنین زمانی که تعداد متغیرهای برش مقطعی (N) بیشتر از تعداد زمان و سال‌ها (T) باشد، یعنی تعداد کشورها بیشتر از تعداد سال‌های در نظر گرفته شده باشد، از این نوع تخمین استفاده می‌شود. به طور کلی استفاده از روش پانل

[44] R. Blundell and S. Bond

پویای گشتاورهای تعمیم‌یافته دارای مزایایی به شکل زیر است: (Baltagi, 2009; Green, 2008; Hsiao, 2003)

- حل مشکل درونزا بودن متغیرها: تمام متغیرهای رگرسیون که همبستگی با جزء اخلال ندارند (از جمله متغیرهای با وقفه و متغیرهای تفاضلی) می‌توانند به طور بالقوه متغیر ابزاری باشند. تخمین زنهای GMM با محاسبه تاثیرات ویژه فردی مشاهده نشده در مدل (که به صورت وارد کردن متغیر وابسته با وقفه به عنوان یک متغیر توضیحی در مدل انجام می شود) کنترل بهتری را برای درون‌زایی کل متغیرهای توضیحی مدل فراهم می‌کنند. در این روش می توان از متغیرهای درون‌زا استفاده کرد. یکی از راه های کنترل درون‌زایی متغیرها استفاده از متغیر ابزاری است. یک ابزار زمانی قدرت لازم را خواهد داشت که با متغیر مورد نظر همبستگی بالایی داشته باشد، در حالی که با اجزای خطا همبستگی نداشته باشد. به هر حال پیدا کردن چنین ابزاری بسیار مشکل است. یکی از مزیت‌های GMM این است که اجازه می‌دهد از وقفه این متغیرها به عنوان ابزارهای مناسبی جهت کنترل درون‌زایی استفاده کنیم. روش GMM می‌تواند پویایی‌های موجود در متغیر مورد بررسی را در مدل لحاظ کند و در همه داده‌های سری‌های زمانی، مقطعی و پانل قابل استفاده باشد.
- کاهش یا رفع همخطی در مدل: استفاده از متغیرهای وابسته وقفه‌دار باعث از بین رفتن همخطی در مدل می‌شود.
- افزایش بعد زمانی متغیرها: هر چند ممکن است تخمین برش مقطعی بتواند رابطه بلندمدت بین متغیرها را نشان دهد، اما این نوع تخمین‌ها، مزیت‌های سری‌های زمانی آمارها را ندارند که بتوانند کارآمدی برآوردها را افزایش دهند. استفاده از بعد زمانی سری آمار، این امکان را می‌دهد که تأثیر تمام عوامل مشاهده نشده ثابت زمانی که تفاوت‌های بین کشوری را نشان می‌دهند در برآورد لحاظ شوند.
- حذف متغیرهایی که طی زمان ثابت می باشند: با روش GMM می‌توان بسیاری از متغیرها مانند آداب و رسوم، مذهب، عوامل تاریخی، قوانین و مقررات، مولفه‌های سیاسی و ... را که بر میزان شکنندگی اقتصادی و سهولت فضای کسب و کار موثر

هستند و در طول زمان هم ثابت می‌باشند با تفاضل گیری از آمارها حذف نمود بدون اینکه حذف آنها منجر به تورش در تخمین مدل شود.

لذا پس از بررسی آزمون‌های مورد نیاز و بیان مزیت‌های آزمون GMM، مدل سهولت فضای کسب‌وکار با استفاده از روش برآوردگر پویایی گشتاورهای تعمیم‌یافته (GMM) برآورد می‌شود. بر طبق نتایج **جدول ۹** همان طور که انتظار مي‌رود، ضریب متغیّر سهولت فضای کسب و کار با یک وقفه مثبت است. این نتیجه نشان از پویایي سهولت فضای کسب و کار در طي زمان است، به طوري که کارکرد سهولت فضای کسب و کار در دوره جاري به دوره بعد نیز گسترش مي‌یابد.

جدول ۹. نتایج برآورد معادله سهولت فضای کسب و کار
مأخذ: محاسبات پژوهش

Table 9. Results of estimating the equation of ease of business space
Source: Research Calculations

	حالت اول	حالت دوم	حالت سوم	حالت چهارم
SB_{t-1}	۰.۳۷۱ (۰.۰۰۰)	۰.٦۷۷ (۰.۰۰۰)	۰.۵ (۰.۰۰۰)	۰.۷۰۱ (۰.۰۰۰)
GE	-۰.۷۱۱ (۰.٦)	۰.٤۱۹ (۰.۸۲٦)	۱.۷۱۹ (۰.۵٦۸)	-۰.٦۷۲ (۰.۷۷۸)
RL	٤.۰۱۵ (۰.۰۱)	۹.۳۱٤ (۰.۰۰۰)	٦.۱۰٦ (۰.۵۰٤)	٦.۰۷۹ (۰.۰۰۰)
FD	۰.۲۲٦ (۰.۰۰۰)	۰.۱۳۲ (۰.۰۰۲)	۰.۰۸٦ (۰.۰۰۰)	۰.۰٤۳ (۰.۰۰۰۱)
EF	-۱.۸٤۲ (۰.۰۰۰)	-	-	-
ED&P	-	-۰.۲٤۸ (۰.۰۰۰)	-	-
UED	-	-	-۱.۳۷۵ (۰.۰۳۵)	-
HF&BD	-	-	-	۱.٤۱۸ (۰.۰۰۰۱)
Sargan test	۱٤.۸۹۱ (۰.۳۱٤)	۱۳.۹٤۵ (۰.۳۷۷)	۱۱.۹٦۱ (۰.۵۳)	۱٤.۲۳٦ (۰.٤۳۲)
Number of obs	۲۱٦	۲۱٦	۲۱٦	۲۱٦

Number of groups	۱۸	۱۸	۱۸	۱۸

* اعداد داخل پرانتز مقدار P-Valu را نشان می‌دهد.

نتایج تخمین **جدول ۹** بیانگر تاثیر منفی متغیر رکود اقتصادی و فقر بر سهولت فضای کسب و کار است که یکی از اجزا شکنندگی اقتصادی است. به عبارتی رکود اقتصادی عبارت است از پیدا شدن "اضافه تولید و یا کاهش تقاضا" یعنی پرشدن بازار از کالاهایی که مشتریِ ندارد. وقتی در بازار مشتری نباشد و کالاها فروش نرود، طبعاً تولید کالاها نیز کاهش یافته و متوقف می‌شود و به دنبال آن تعطیلی کارخانه‌ها و بیکاری وسیع و میلیونی کارگران پیش می‌آید که به نوبه خود فروش کالاها را باز هم دشوارتر کرده و بر عمق بحران می‌افزاید و بدین طریق بر فضای کسب و کار تاثیر می‌گذارد و شروع کسب و کار را با اختلال مواجه کرده و فعالین اقتصادی انگیزه سرمایه‌گذاری در بخش‌های تولیدی و کسب و کارهای جدید را از دست می‌دهند. در حقیقت با رخداد رکود اقتصادی و فقر، سیستم اعتباری سرمایه‌داری از کار باز می‌ماند و حتی بدهکاران توان پرداخت بدهی خود را در سر موعد از دست می‌دهند. بهای سهام شرکت‌ها در بازار تنزل می‌یابد و موسسات سرمایه‌داری یکی پس از دیگری ورشکست می‌شوند. در نتیجه وقوع رکود اقتصادی و فقر منجر به کاهش سهولت فضای کسب و کار می‌شود. مبانی نظری و مطالعات تجربی صورت گرفته پیرامون این موضوع توسط کاناره (۲۰۱۸)، باتاچاری، هیگسون، هولای و کاتیومان (۲۰۰۹)، دهباشی، اسماعیل‌پورمقدم و اربابی (۱۳۹۹) و تکانلو و همکاران (۱۳۹۳) نیز نتایج این پژوهش را تائید می‌نمایند.

Kattuman, 2009; &(Canare, 2018; Bhattacharjee, Higson, Holly, Arbabi, 2020; Takanloo et al, &Dehbashi, Esmaeilpour Moghadam, 2014)

همچنین تاثیر منفی توسعه اقتصادی نامتوازن بر سهولت فضای کسب و کار نیز از دیگر نتایج این تخمین است که یکی از اجزا شکنندگی اقتصادی است. با توسعه اقتصادی متوازن، انگیزه سرمایه‌گذاران برای سرمایه‌گذاری در فعالیت‌های مولد تولیدی تحت تاثیر قرار گرفته و زمینه برای ایجاد فرصت‌های شغلی و شروع کسب و کارهای جدید فراهم می‌شود. به عبارتی شروع کسب و کار جدید نیاز به نیروی کار ماهر و متخصص است و هر

چه قدر نیروی کار آموزش دیده و توانایی دسترسی به اشتغال را داشته باشد، شروع فعالیت‌های تولیدی جدید برای سرمایه‌گذاران راحت‌تر خواهد بود و انگیزه آنها به تبع افزایش می‌یابد.

تاثیر منفی فرار مغزها و نیروی انسانی بر سهولت فضای کسب و کار نیز از دیگر نتایج این تخمین است که یکی دیگر از اجزا شکنندگی اقتصادی است. یکی از رهیافت‌های افزایش ثروت و توسعه اقتصادی کشورهای کمتر توسعه‌یافته و تقویت قدرت اقتصادی آنها در عرصه بین‌الملل، سرمایه‌گذاری در سرمایه انسانی و متعاقب آن انباشت سرمایه انسانی است. علی‌رغم اهمیتی که نیروی انسانی متخصص در پیشرو بودن اقتصاد یک کشور دارد، آمار نشان دهنده خروج حجم وسیعی از اندیشمندان حوزه‌های مختلف علوم، مهندسین، پزشکان و از این قبیل که به دلایلی اقامت در کشورهای توسعه‌یافته را بر ماندن در کشور خود ترجیح می‌دهند، است. این پدیده که از آن با عنوان فرار مغزها یاد می‌شود، به معنای انتقال ذخایر و سرمایه‌های ملی به خارج از کشور و از دست رفتن فرصت‌های توسعه بیشتر است. از طرفی سهولت فضای کسب و کار از عوامل مهم در اقتصاد جهانی محسوب می‌شود که اشتغال کشورها را به گونه‌ای غیرقابل تصور افزایش می‌دهد. گرایش شروع کسب و کار جدید، عاملی است که کشورها را در محیط رقابتی قرار داده است. یکی از عوامل تاثیرگذار بر موفقیت کشورها در این رقابت، برخورداری از نیروی انسانی متخصص و کارآمد است. با افزایش تعداد نیروی انسانی کارآمد و متخصص در یک کشور، بازده تولید در آن کشور بیشتر شده و هزینه‌های تولید تقلیل می‌یابد. در چنین شرایطی قیمت نسبتی کالاها و خدمات پایین آمده و توان تجارت بین‌المللی بالا خواهد رفت و شکنندگی اقتصاد کاهش می‌یابد و بدین طریق زمینه برای سهولت فضای کسب و کار ایجاد می‌شود. مبانی نظری و مطالعات تجربی صورت گرفته پیرامون این موضوع توسط شاهین و کارابولت (۱۳۹۹) نیز نتایج این پژوهش را تائید می‌نمایند (Shahinpour and Karabulut, 2019).

لذا متناسب با نتایج تخمین می‌توان بیان داشت که با افزایش شکنندگی اقتصاد، سطح نااطمينانی در اقتصاد داخلي را افزایش می‌دهد؛ براي مثال بروز يك شوك منفي خارج از کشور باعث ایجاد نااطمينانی در خانوارها و بنگاه‌هاي داخلي مي‌شود؛ نااطمينانی در مورد این موضوع که شوك خارجي تا چه حد و با چه کیفیتي به اقتصاد داخلي اصابت مي‌کند. در این شرایط خانوارها ترجیح مي‌دهند، مخارج خود را به تعویق بیندازند. زیرا، انگیزه آنها براي اتخاذ رویکرد "صبر کن و نظاره کن اقتصاد به چه سمتی می‌رود" افزایش مي‌یابد.

بنگاه‌ها نیز چشم‌انداز تقاضاي خود را مورد بازنگري قرار مي‌دهند و به تبع آن سرمايه‌گذاري و شروع كسب‌وكار جديد را به تعويق مي‌اندازد. نتيجه ديگرِ افزايش نااطمينانی در اقتصاد، افزايش هزينه استقراض براي خانوار و بنگاه است چرا كه در اين شرايط سرمايه‌گذاران در قبال ريسك‌هاي آتي، نرخ جبران بالاتري را برای وام‌هاي اعطايي درخواست مي‌كنند (رزم آهنگ، ۱۳۹۶). بنابراین با افزایش نااطمینانی به دلیل شکنندگی بالای اقتصاد در برابر شوک‌های داخلی، انگیزه فعالان اقتصادی برای شروع و تداوم کسب و کار کاهش می‌یابد. مبانی نظری و مطالعات تجربی صورت گرفته توسط مطالعات اسکالرز و همکاران (۲۰۱۷)، باتاچاری، هیگسون، هولای و کاتیومان (۲۰۰۹)، ماست‌کینها و ونکیوینب (۲۰۱۵) آلمیو (۲۰۱۵)، دهباشی، اسماعیل‌پورمقدم و اربابی (۱۳۹۹) شاهین و کارابولت (۱۳۹۸) نیز این نتایج را بیان داشتند.

(Scalarset et al, 2017; Masteikienea & Venckuvieneb, 2015; Alemu, 2015; Bhattacharjee, Higson, Holly, & Kattuman, 2009; Dehbashi, Esmaeilpour Moghadam, & Arbabi, 2020; Shahinpour & Karabulut, 2019)

نتایج تخمین **جدول ۹** نشان می‌دهد، توسعه مالی تاثیر مثبت بر سهولت فضای کسب و کار دارد. نظام بانکی به عنوان یکی از مهم‌ترین ابزارهای بخش مالی، نقش بسیار کلیدی و بی‌بدیل در توسعه بخش مالی دارد که با فراهم نمودن شرایط برای سپرده‌گذاری(به شناسايي و تامين مالي كارفرمايانی كه بيشترين شانس را براي توليد محصولات جديد و يا اجراي طرح‌هاي ابتكاري دارند)، موجب سهولت در فضای کسب و کار می‌شود، به عبارتی با توسعه بخش بانکی، اعتباردهی به بخش‌های تولیدی و کسب و کارهای جدید فراهم می‌شود و بدین ترتیب شروع فعالیت‌های کسب و کار جدید برای سرمایه‌گذاران و کارآفرینان آسان‌تر می‌شود. مطالعات (۱۳۹۹) و صالح آبادی (۱۳۸۸) همسو با نتایج پژوهش حاضر است(Shahinpour & Karabulut, 2019; Salehabadi; 2009).

همچنین اثربخشی دولت تاثیر معناداری بر سهولت فضای کسب و کار ندارد. شاخص اثربخشي دولت به سياست‌گذاري و اجرا توسط دولت براي حمايت سيستم بازار مورد توجه واقع شده، همچنين به توانايي دولت در قانون‌گذاري، داوري دادگاه‌ها، تصميمات مديريتي در ارتباط با حاكميت قانون، عدالت مديريتي و قضايي مانند پاسخگويي و شفافيت اشاره دارد كه در اين ميان دولت می‌تواند با دخالت خود بر سهولت فضای کسب و کار تاثیر

گذارد و با فراهم نمودن یک چارچوب قانونی و رعایت آن، شامل ضمانت اجرایی قراردادها، رعایت حقوق مالکیت و امثال آن و دنبال کردن سیاست‌های صحیح و مناسب اقتصاد کلان منجر به فراهم نمودن بسترهای مناسب برای کسب و کار شود. از آنجا که دولت نتوانسته با فراهم کردن شرایط لازم از طریق انگیزش‌های قیمتی (مانند کاهش ارزش پول کشور) در راستای گسترش کسب و کار جدید گام بردارد، لذا تاثیر معناداری در جهت سهولت فضای کسب و کار ندارد. مطالعات آلمیو (۲۰۱۵) و تکانلو همکاران (۱۳۸۸) همسو با نتایج پژوهش است (Alemu, 2015; Takanloo et al, 2014).

همچنین حاکمیت قانون نیز بر سهولت فضای کسب و کار تاثیر مثبت دارد. در واقع ارتقا حاکمیت قانون منجر به شروع فعالیت‌های کسب و کار جدید می‌شود. شاخص‌های حاکمیت قانون نیز از اصول حیاتی در تجارت خارجی هستند که مقیاسی برای اندازه‌گیری حفاظت از حقوق مالکیت و عملکرد نظام قضایی است و شامل مقررات دست و پاگیر، مداخله دولت در اقتصاد، سیاست‌هاي رقابتي، موانع تعرفه‌اي و غيرتعرفه‌اي، دسترسي به بازارهاي سرمايه است که اگر مقررات وضع شده توسط دولت در جهت اهداف سهولت فضای کسب و کار باشد منجر به کاهش هزینه‌های بخش تولیدی، ایجاد مزیت نسبی اکتسابی، مزیت رقابتی، افزایش کسب و کارهای جدید و سرانجام رشد اقتصادی پایدار می‌گردد آلیمو (۲۰۱۵) و نیسترام (۲۰۱۰) نیز این مورد را مورد ارزیابی و تائید قرار داده‌اند (Alemu, 2015; Nestram, 2010).

همچنين براى بررسي معتبر بودن ماتريس ابزارها در تخمين از آزمون سارگان استفاده شده است، در اين آزمون، فرضيه صفر حاكي از عدم همبستگي ابزارها با اجزاي اخلال است. نتایج در جدول ۹ حاکی است، مقدار احتمال آماره آزمون سارگان بزرگتر از مقدار ۰/۰۵ است. بنابراين مى‌توان دريافت، فرضيه صفر مبني بر عدم همبستگي ابزارها با اجزاي اخلال قابل پذيرش است و ابزارهاي مورد استفاده براي تخمين مدل برای کشورهای مورد مطالعه از اعتبار لازم برخوردار است. شرایط متعددی وجود دارد که در آن متغیرهای توضیحی ارتباط با شرایط خطا را نشان می‌دهند و ممکن است از یک متغیر ابزار استفاده شود. اول، متغیرهای وابسته، در واقع می‌توانند یکی از متغیرهای توضیحی را ایجاد کنند. یا متغیرهای توضیحی مرتبط صرفا در مدل حذف یا نادیده گرفته می‌شوند. شاید حتی ممکن است متغیرهای توضیحی خطایی در اندازه‌گیری داشته باشند. مشکل با هر یک از این شرایط این است که رگرسیون خطی سنتی که معمولا در تحلیل استفاده می شود ممکن است

برآوردهای متناقض یا بی‌طرفانه ایجاد کند که در آن جا متغیرهای ابزار مورد استفاده قرار می‌گیرد. علاوه بر نام روش، متغیرهای ابزار نیز متغیرهایی هستند که برای به دست آوردن تخمینی سازگار با استفاده از این روش استفاده می‌شوند. آنها بیرونی هستند، به این معنی که آنها خارج از معادله توضیحی هستند، اما به عنوان متغیرهای ابزار، آنها با متغیرهای درونی متغیر همبستگی دارند. فراتر از این تعریف یکی دیگر از الزامات اولیه برای استفاده از یک متغیر ابزار در یک مدل خطی وجود دارد: متغیر ابزار نباید با خطای خطی معادله توضیحی مرتبط باشد. بدین معنی است که متغیر ابزار نمی‌تواند یک مسئله مشابه با متغیر اصلی را داشته باشد که در حال تلاش برای حل آن است.

۶- نتیجه‌گیری

یکی از مهم‌ترین اهداف کلان اقتصادی کشورها، ایجاد شرایط لازم جهت ارتقاء رشد اقتصادی مستمر و باثبات است که سهولت فضای کسب و کار به عنوان یکی ازمهم‌ترین بخش‌ها در جهت دستیابی به این هدف می‌تواند مورد توجه قرار بگیرد. شکنندگی اقتصادی یکی از متغیرهای اصلی موثر بر سهولت فضای کسب و کار است؛ بنابراین کاهش شکنندگی اقتصادی می‌تواند بسترهای مناسب را برای سهولت فضای کسب و کار فراهم نماید. برای کاهش شکنندگی اقتصادی می‌توان اجزا آن را مورد بررسی قرار داد که از مهم‌ترین این زیرشاخص‌ها می‌توان به کاهش رکود اقتصادی و فقر، جلوگیری از فرار مغزها و نیروی انسانی و توسعه اقتصادی متوازن اشاره نمود. تقویت مولفه‌های مذکور منجر به ایجاد بسترهای مناسب برای فضای امن سرمایه‌گذاری و کسب و کار می‌گردد. لذا این پژوهش، براساس مدل‌های اقتصاد سنجی؛ به بررسی تاثیر شکنندگی اقتصادی بر سهولت فضای کسب و کار کشورهای طی دوره زمانی ۲۰۱۹-۲۰۰۶ می‌پردازد. لذا نتایج نشان می‌دهد، افزایش اجزا شکنندگی اقتصادی که شامل: رکود اقتصادی و فقر، توسعه اقتصادی نامتوازن و فرار مغزها و نیروی انسانی است، منجر به افزایش شکنندگی اقتصادی می‌شود و شکنندگی اقتصادی و مولفه‌های آن تاثیر منفی بر سهولت فضای کسب و کار کشورهای مورد بررسی می‌گذارند. بنابراین با کاهش شکنندگی اقتصادی، احترام به قانون مالکیت، ثبات اقتصادی بهبود می‌یابد و به تبع آن هزینه‌های ناشی از محیط فعالیت اقتصادی کاهش می‌یابد و انگیزه فعالان اقتصادی برای شروع و تداوم کسب و کار افزایش می‌یابد. همچنین نتایج نشان

می‌دهد، متغیرهای توسعه مالی و حاکمیت قانون تاثیر مثبت بر سهولت فضای کسب و کار دارند. متغیر اثربخشی دولت نیز تاثیر معناداری بر سهولت فضای کسب و کار ندارد. بنابراین می‌توان دریافت طبق گزارش‌های مؤسسه (DB)[45] با استناد به ۱۰ شاخص کمی که ۱۰ مرحله از عمر یک کسب‌وکار را از زمان شکل‌گیري تا انحلال آن دربرمی‌گیرد و کشورهای مورد مطالعه این پژوهش به دلیل عملکرد ضعیف در شاخص سهولت فضای کسب و کار انگیزه سرمایه‌گذاران در جهت سوق منابع مالی به بخش فعالیت‌های تولیدی مولد را کاهش می‌دهد چرا که با عملکرد ضعیف در این بخش ریسک سرمایه‌گذاری افزایش یافته و تداوم کسب و کار را با اختلال مواجه می‌نماید. لذا برای بهبود وضعیت در سهولت فضای کسب و کار کشورهای منتخب پیشنهادهای زیر ارائه می‌گردد:

- کاهش شکنندگی اقتصاد از طریق کاهش متغیر رکود و فقر به دلیل افزایش درآمد سرانه، تولید ناخالص داخلی، کاهش نرخ بیکاری، افزایش تورم، کاهش سطح بدهی، افزایش حجم تجارت داخلی و خارجی و کاهش شکاف طبقاتی
- کاهش شکنندگی اقتصاد از طریق بهبود متغیر توسعه متوازن به دلیل کاهش نابرابری اقتصادی، افزایش دسترسی به اشتغال و تحصیل یا آموزش شغلی
- کاهش شکنندگی اقتصاد از طریق کاهش متغیر فرار مغزها به دلیل کاهش تأثیر اقتصادی جابجایی انسان (به دلایل اقتصادی یا سیاسی) و عواقبی را که ممکن است بر توسعه کشور دارد
- کاهش شکنندگی اقتصاد به منظور کاهش نوسانات شدید اقتصادی و افزایش اطمینان به ثبات اقتصاد کلان برای شروع کسب‌وکارهای نوپا و جدید
- بهبود حاکمیت قانون از طریق افزایش اعتماد مردم به قوانین، افزایش قابلیت پیش‌بیني بودن دستگاه قضایي، کاهش وجود جرم‌هاي سازمان‌یافته و افزایش احتمال موفقیت در شکایت علیه دولت و حذف مقررات، دستورالعمل‌ها و رویه‌های زائد و بازدارنده و موازی‌کاری‌های موجود در سیستم های اجرایی
- افزایش اعتباردهی به بخش‌های تولیدی و کسب و کارهای جدید از طریق بهبود توسعه مالی

[45] Doing Business

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

Amjadi, K., & Shafeei, E. (2017). The Effect of Information and Communication Technology on Improving the business circumstances Indicators in Countries (A mechanism to improve productivity). *The Journal of Productivity Management, 2*(11), 203-224. Retrieved from http://sanad.iau.ir/fa/Article/976294 [In Persian]

Azizmohammadlou, H. (2018). Comparative Evaluation of the Effects of Policies Instruments on Employment and Labor Demand in Iranian Economic Sectors Based on Disequilibrium Approach. *Quarterly Journal of Quantitative Economics (JQE)*, 15(3), 43-78. doi: 10.22055/jqe.2018.22664.1670 [In Persian]

Alemu, A. M. (2015). The nexus between governance infrastructure and the ease of doing business in Africa. In *Comparative case studies on entrepreneurship in developed and developing countries* (pp. 110-131), IGI Global. Available at: https://www.freit.org/WorkingPapers/Papers/Development/FREIT1046.pdf.

Asgarpour, S., Mojahedi, M. M., & Bagheri pormehr, S. (2022). The Impact of E-Commerce Development Index on the Service Sector Employment Market in Iran. *Quarterly Journal of Quantitative Economics (JQE)*, (Accepted Manuscript Available Online from 01 October 2022). doi: 10.22055/jqe.2022.39893.2467 [in Persian]

Andreica, A. (2004). Evaluating ICT Implementations within the Romanian Business Environment. *Journal of Transition Studies Review*, 11(3), 236 243. doi: 10.1007/s11300-004-0015-y.

Behvar, S., Naderi, N., & Fatahi, S. (2020). The effect of Economic Freedom Entrepreneurial Activities: Based on the Global Entrepreneurship

Monitor. *Quarterly Journal of Quantitative Economics (JQE)*, *17*(3), 21-42. doi: 10.22055/jqe.2019.24904.1822 [In Persian]

Babovic, F., Babovic, V., & Mijic, A. (2018). Antifragility and the development of urban water infrastructure. *International Journal of Water Resources Development*, 34(4), 499-509. https://doi.org/10.1080/07900627.2017.1369866.

Bhattacharjee, A., Higson, C., Holly, S., & Kattuman, P. (2009). Macroeconomic Instability and Business Exit: Determinants of Failures and Acquisitions of UK Firms. *The Journal of Economica*, 76, 108-131. doi: 10.1111/j.1468-0335.2007.00662.x.

Bunoa, M., Nadanyiovaa, M., & Hraskovaa, D. (2015). The comparison of the quality of business environment in the countries of Visegrad group. *Journal of Procedia Economics and Finance*, 26, 423-430. doi: 10.1016/S2212-5671(15)00826-6.

Baltagi, H. B. (2009). Econometric Analaysis of Panel Data. *Journal of Published by Wiley Press*, 1, 28-35.

Canare, T. (2018). The Effect of Ease of Doing Business on Firm Creation. *Journal of Annals Of Economics And Finance*, 19(2), 555–584.

Channell, W. (2010). Urgency vs legitimacy; tensions in rebuilding the legal structure for businesses in postconflict countries. *Journal of Center for International Private Enterprise* (Washington DC).

Dehghan Manshadi, M., & Pourrahim, P. (2013). The Examination of the Relationship between Macroeconomic Instability and Economic Growth in Iran. *Journal of Economic Research and Policies*, 21(67), 171-192. [In Persian]

Dehbashi, V., Esmaeilpour Moghadam, H., & Arbabi, Z. (2020). The effect of macroeconomic instability on the number of active firms in Iran. *Journal of Economic research*, 20(77), 103-128. doi: 10.22054/joer.2020.12079 [In Persian]

Glanville, M., Kerušauskaitė, I., & Harley, F. (2016). Scoping Study on Business Environment Reform in Fragile and Conflict Affected States. *Business Environment Reform Facility*, KMPG (London, UK). Available at: https://www.gov.uk/research-for-development-outputs/scoping-study-on-business-environment-reform-in-fragile and-conflict-affected-states.

Grimm, S. (2014). The European Union's ambiguous concept of state fragility. *Journal of Third World Quarterly*, 35(2): 252-267. doi: 10.1080/01436597.2014.878130.

Greene, W. H. (2008). Econometric analysis – sixth edition. New Jersey, Upper Saddle River: Pearson International. Available at: https://www.scirp.org/(S(351jmbntvnsjt1aadkposzje))/reference/ReferencesPapers.aspx?ReferenceID=1883856.

Gwartney, J. D., Holcombe, R. G., & Lawson, R. A. (2004). Economic Freedom, Institutional Quality, and Cross-Country Differences in Income and Growth. *Journal of Cato Journal*, 24(3), 205-233.

Hsiao, C. (2003). Analysis of panel data, 2nd edition. *Cambridge University Press*. Available at: https://assets.cambridge.org/052181/8559/sample/0521818559ws.pdf.

Hosseinzadeh Bahraini, M., & Malek Sadati, S. (2011). Institutional obstacles to investment and business in Iran. *Iranian journal of trade studies(IJTS)*, 15(59). doi: 25- 55 20.1001.1.17350794.1390.15.59.2.8.

Hans, V. B. (2018). Business Environment Conceptual Framework and Polices. *Journal of Internatioal Educational Scientific Reseach Journal*, 4(3), 67-74.

Huggins, R., & Thompson, P. (2015). Local entrepreneurial resilience and culture: the role of social values in fostering economic recovery. *Cambridge Journal of Regions, Economy and Society*, 8(2): 313-330. doi: 10.1093/cjres/rsu035

Jiang, M., Gao, Y., Jin, M., & Liu, S. (2020). Sustainable development of the business environment in smart cities: a hierarchical framework. Kybernetes, Vol. ahead-of-print No. ahead-of-print. Available at: https://doi.org/10.1108/K-03-2020-0148. doi: 10.1108/K-03-2020-0148.

Leylian, N., Ebrahimi, M., Zare, H., & Haghighat, A. (2022). Presenting the foreign direct investment model and economic growth of developing countries with the mediating role of human capital and information and communication technology. *Quarterly Journal of Quantitative Economics (JQE)*, 19(3), 125- 153. doi: 10.22055/jqe.2021.32814.2225 [In Persian]

Masteikienea, R., & Venckuvieneb, V. (2015). Changes of Economic Globalization Impacts on the Baltic States Business Environments. *Journal of Procedia Economics and Finance*, 26, 1086-1094. doi: 10.1016/S2212-5671(15)00934-X.

Mohammadi, Z. (2020). Economics in Simple Fragility Language. Tehran, *Iran Chamber Research Center*. (In Persian).

Peschka, M. P. (2011). The Role of the Private Sector in Fragile and Conflict-Affected States. Background Paper for the World Development Report 2011, Washington DC, *World Bank Group*. Available at: https://documents1.worldbank.org/curated/en/887641468163482532/pdf/620590WP0The0R0BOX0361475B00PUBLIC0.pdf.

Röhn, O., Sánchez, A. C., Hermansen, M., & Rasmussen, M. (2015). Economic resilience: A new set of vulnerability indicators for OECD countries. *OECD Economics Department Working Papers*, No. 1249, OECD Publishing, Paris. doi: 10.1787/18151973.

Razm Ahang, M. (2017). Indicators of economic fragility: A set of vulnerability indicators for countries (OECD) and recommendations for the Iranian economy. *Office of economic studies, Research center, Islamic consultative assembly*. doi.org/10.1787/18151973 (In Persian).

Sweeney. N. M. (2009). Private Sector Development in Post-Conflict Countries. *Journal of A Review of Current Literature and Practice.* Cambridge, UK. doi: 10.13140/RG.2.1.3937.5442

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]

Saadabadi, A., Rahimi Rad, Z., & Fartash, K. (2020). Designing and explaining the anti-fragility economic monitoring model to achieve a resilient economy. *Journal of Iranian public management studies,* 3(2), 59-87. [In Persian]

Shahinpour, A., & Karabulut, K. (2020). The effect of human capital on business space in Islamic countries. *Journal of International business administration,* 2(2), 21-41. Doi: 10.22034/jiba.2020.39114.1403 [In Persian]

Salehabadi, A. (2009). Role of the capital arket in improving iran business environment. *Journal of Monetary and banking Research*, 1(1), 101-122. (In Persian).

Shahinpour, A., & Karabulut, K. (2019). Islamic banking agreements and business environment in Iran. *International business administration,* 2(2), 21-41. doi: 10.22034/jiba.2019.9078 [In Persian]

Taherpour, J. (2019). The effect of resilience and economic vulnerability on the economic growth of oil countries. *Journal of Modern Economics and Commerce*, 14 (1), 83-106. doi: 10.30465/jnet.2019.4281 [In Persian]

Vallings, C., & Moreno-Torres, M. (2005). Drivers of fragility: What makes states fragile?. Prde working paper no. 7. Available at: https://b2n.ir/001071.

Varmziari, H., & Imani, B. (2017). Resilience analysis of rural businesses in Malekan city. *Journal of Entrepreneurship Development*, (1)10, 181-200. doi: 10.22059/jed.2017.62327 [In Persian]

World Bank. (2011). World Development Report 2011: Conflict, Security and Development. World Bank (Washington DC). Available at: https://documents.worldbank.org/en/publication/documents-reports/documentdetail/806531468161369474/world-development-report-2011-conflict-security-and-development-overview.

Yazdan Fam, M. (2018). Fragile governments and human security. *Quarterly Journal of Strategic Studies*, 12(4), 5-36. doi: 20.1001.1.17350727.1388.12.46.1.9 [In Persian]

Zaum, D. (2013). Political economies of corruption in fragile and conflict-affected states: Nuancing the picture. U4 Brief. Bergen: Chr. Michelsen Institute. Available at: https://www.u4.no/publications/political-economies-of-corruption-in-fragile-and-conflict-affected-states-nuancing-the-picture.

فصلنامه‌ی اقتصاد مقداری (بررسی‌های اقتصادی سابق) تابستان ۱۴۰۳ ۲۱(۲) ۲۲۲-۲۰۱

فصلنامه‌ی اقتصاد مقداری

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

بررسی رابطه بین پیچیدگی اقتصادی و نابرابری درآمد در ایران (رهیافت معادلات همزمان)

علی حسنوند*، محمد شریف کریمی** ، علی فلاحتی***، آزاد خانزادی****

**دانشجوی دکتری توسعه اقتصادی و برنامه‌ریزی، گروه اقتصاد، دانشکده علوم اجتماعی، اقتصاد و کارآفرینی، دانشگاه رازی، کرمانشاه، ایران.*

*** دانشیار گروه اقتصاد، دانشکده علوم اجتماعی، اقتصاد و کارآفرینی، دانشگاه رازی، کرمانشاه، ایران. (نویسنده ی مسئول)*

**** دانشیار گروه اقتصاد، دانشکده علوم اجتماعی، اقتصاد و کارآفرینی، دانشگاه رازی، کرمانشاه، ایران.*

***** استادیار گروه اقتصاد، دانشکده علوم اجتماعی، اقتصاد و کارآفرینی، دانشگاه رازی، کرمانشاه، ایران.*

اطلاعات مقاله

تاریخ دریافت: *۱۶ شهریور ۱۴۰۰*
تاریخ بازنگری: *۲۲ دی ۱۴۰۰*
تاریخ پذیرش: *۲۹ دی ۱۴۰۰*

ارتباط با نویسنده (گان) مسئول:
ایمیل: s.karimi@razi.ac.ir
0000-0002-5967-6756

آدرس پستی:
کرمانشاه ،باغ ابریشم، دانشگاه رازی کرمانشاه،دانشکده اقتصاد و کارآفرینی

طبقه‌بندی JEL: (اندازه ۸ ایتالیک)

واژگان کلیدی:
پیچیدگی اقتصادی، نابرابری درآمد، ایران،معادلات همزمان

اطلاعات تکمیلی:
این مقاله برگرفته از پایان نامه‌ی دکتری آقای علی حسنوند در رشته توسعه اقتصادی و برنامه‌ریزی به راهنمایی دکتر محمد شریف کریمی در دانشگاه رازی کرمانشاه می‌باشد.
قدردانی: از تمامی افراد و مؤسساتی که در انجام این تحقیق مؤلف را مساعدت نمودند، قدردانی می‌شود.
تضاد منافع: نویسنده‌ها مقاله اعلام می‌کنند که در انتشار مقاله ارائه شده تضاد منافعی وجود ندارد.

منابع مالی:این پژوهش با حمایت مالی معاونت پژوهشی دانشگاه رازی کرمانشاه انجام شده است.

چکیده

دست‌یابی به رشد اقتصادی باکیفیت به صورت رشد اقتصادی همراه با کاهش نابرابری درآمد یکی از مهم‌ترین مسائل اقتصادی امروز است، پیچیدگی اقتصادی یکی از مفاهیمی است که بر نقش دانش در تولید دلالت می‌کند و علاوه بر رشد اقتصادی نقش مهمی را درتغییر نابرابری درآمد دارد. بر همین اساس مطالعه حاضر با استفاده از رهیافت معادلات همزمان به بررسی رابطه بین نابرابری درآمد و پیچیدگی اقتصادی برای دوره زمانی ۱۳۹۷-۱۳۷۴می‌پرازد. نتایج حاصل از برآوردها نشان می‌دهد که افزایش نابرابری درآمد باعث افزایش در پیچیدگی اقتصادی شده، اما پیچیدگی اقتصادی باعث کاهش نابرابری درآمد می‌شود، علاوه بر این شواهد نشان می‌دهد که صنعتی شدن، سرمایه انسانی و تولید ناخالص داخلی منجر به افزایش در پیچیدگی اقتصادی می‌شود. علاوه بر این صنعتی شدن باعث کاهش نابرابری درآمد شده و فرضیه منحنی کوزنتس در رابطه بین تولید ناخالص داخلی و نابرابری درآمد تایید شده است. افزایش کیفیت آموزش، توسعه صنعت و تمرکز بر سیاست‌های افزایش تولید ناخالص داخلی از جمله سیاست‌های موثر برای برخورداری از مزایای پیچیدگی اقتصادی است.

ارجاع به مقاله:
حسنوند، علی.، کریمی، محمد شریف.، فلاحتی، علی.، خانزادی، علی. (۱۴۰۳). بررسی رابطه بین پیچیدگی اقتصادی و نابرابری درآمد در ایران (رهیافت معادلات همزمان). اقتصاد مقداری (بررسی‌های مقداری سابق)، ۲۱(۲)، ۲۲۲-۲۰۱.

10.22055/JQE.2022.38495.2404

© 2024 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 ویژگی‌های اصلی و رمز موفقیت بسیاری از کشورها در دنیای امروزی، استفاده از کاربرد دانش در فرآیندهای اقتصادی است. چرا که دانش یکی از مهم‌ترین مؤلفه‌ها برای تعیین رشد اقتصادی بلند مدت است و سرمایه‌گذاری در دانش، ظرفیت تولید سایر عوامل تولید از قبیل سرمایه، منابع طبیعی و نیروی کار را افزایش داده است و تبدیل کارآمد نهاده‌های تولید به فرآیندهای تولید و محصولات جدید را تسهیل می‌کند. این موضوع در

اقتصادهای تک محصولی که بیشتر منابع ارزی آنها متکی بر صادرات تعداد محدودی از محصولات است، دارای اهمیت دو چندان است. اقتصادهای مبتنی بر دانش، نسبت به شوک‌های خارجی دارای آسیب‌پذیری کمتری هستند. اقتصاد ایران در سال‌های اخیر به دلیل عدم توجه به اقتصاد دانش بنیان، بیشترین آسیب‌ها را از ناحیه شوک‌های خارجی تجربه کرده است، به طوری که با کاهش درآمد نفتی از میزان ۱۱۲ میلیارد دلار در سال ۱۳۹۰ به ۶۳ میلیارد دلار در سال ۱۳۹۱، رشد اقتصادی به صورت منفی گزارش شده است و این روند در سال‌ای ۱۳۹۳ و ۱۳۹۴ نیز تکرار شده است. بنابراین یکی از دلالت‌های مهم برای توجه به اقتصاد دانش بنیان، توجه به منابع آسیب‌پذیری اقتصاد نسبت به شوک‌ای خارجی است.

شاخص‌های متعددی برای اندازه‌گیری میزان دانش بنیانی کشورها وجود دارد، یکی از این شاخص‌ها، پیچیدگی اقتصادی است که توسط هیدلاگو و هاسمن (۲۰۰۹) مطرح شده است. بر اساس دیدگاه اقتصاددانان مرسوم، تولید تابعی از نقش هر کدام از نهاده‌های تولیدی است اما پیچیدگی اقتصاد فراتر از ارتباط محض بین نهاده‌ها و تولید است و نوعی اثرات انباشت شده از دانش و مهارت را در ارتباط بین نهاده‌ها و تولید مطرح می‌کند که باعث مازاد در اقتصاد شده و تنوع و مهارت در فعالیت‌های تولیدی را افزایش می‌دهد. بنابراین محصول تولیدی نشان‌دهنده میزان دانش و مهارت به کار رفته در خود است و اندازه‌گیری میزان مهارت و دانش به کار رفته در تولید کالاها، موضوع اصلی برای پیچیدگی اقتصادی است. اگر تولید یک محصول، نیازمند نوعی خاص از دانش و مهارت باشد، آن گاه می‌توان نتیجه گرفت که کشورهایی که آن محصولات را تولید می‌کنند، دانش و مهارت مورد نیاز برای تولید آن را نیز دارند (Hidalgo & Hausmann, 2009)، چرا که محصولات تولید شده در اقتصاد، نشان دهنده سطح دانش و مهارت کاربردی در آنها است. پیچیدگی اقتصادی در ارتباط با ترکیب محصولات تولیدی و صادراتی یک کشور است و بیانگر مجموعه قابلیت‌هایی برای نگه داشت و ترکیب دانش و مهارت است. بدیهی است جوامعی که فاقد بخش‌هایی از این مجموعه قابلیت‌ها باشند در تولید چنین محصولات پیچیده‌ای محکوم به شکست هستند، بنابراین پیچیدگی اقتصادی به صورت غیرمستقیم نیز معیاری برای محاسبه قابلیت‌های مورد نیاز برای تولید محصولات یک اقتصاد است. پیچیدگی اقتصادی با این فرض که کشورها محصولی را تولید نمی‌کنند مگر آنکه دانش و مهارت تولید آن را داشته

باشند، سعی در محاسبه میزان انباشت دانش و مهارت نهفته در اقتصاد دارد (Shahmoradi & Chiniforans, 2017). رقابت‌پذیری صادرات یکی از مفاهیمی است که می‌تواند زمینه را برای ایجاد پیچیدگی اقتصادی فراهم آورد، رقابت‌پذیری صادرات به معنای کسب حداکثر سهم از بازارهای جهانی به واسطه استفاده از مزیت نسبی تولید کالاهای داخلی است. بر اساس تعریف کوهمن، رقابت‌پذیری توانایی یک اقتصاد برای ثابت نگه داشتن یا افزایش سهم خود در بازارهای بین‌المللی است، بنابراین برخورداری از مزیت نسبی می‌تواند موجبات رقابت‌پذیری بالا را فراهم نماید. اما زمانی که بحث در رابطه با پیچیدگی اقتصادی صورت می‌گیرد، لازم است مزیت نسبی در تنوع گسترده‌ای از کالاها با فراگیری کمتر صورت گیرد. لذا رقابت‌پذیری صادرات زمانی منجر به پیچیدگی اقتصاد می‌شود که دارای شرط اساسی تنوع‌پذیری و فراگیری کمتر باشد. اهمیت پیچیدگی اقتصادی تنها به توانایی کاربردی کردن دانش در فرآیند تولید محدود نشده و ابعاد به مراتب وسیع‌تری را دربر می‌گیرد. یکی از این ابعاد، درجه وابستگی یک اقتصاد است. بنابراین هر چه سبد صادراتی کشوری متنوع‌تر و دربردارنده کالاهای پیچیده‌تری باشد، آن کشور از قدرت بیشتری درعرصه تعاملات اقتصادی بین‌الملل برخوردار خواهد بود و به تعبیری بهتر، به لحاظ اقتصادی مقاوم‌تر است. بالعکس، چنانچه سبد صادراتی کشوری محدودتر و کالاهای موجود در آن همه فراگیر باشند، آن کشور در مبادلات تجاری شکننده‌تر و به بیان بهتر، از مقاومت اقتصادی کمتری برخوردار است (Cheshmi, Malek Al-Sadati, & Razavi, 2014). پیچیدگی اقتصادی علاوه بر آنکه به عنوان یکی از مهم‌ترین منابع کاهش آسیب‌پذیری اقتصاد تلقی می‌شود به عنوان عاملی در جهت تغییر کیفیت رشد اقتصادی نیز تلقی می‌شود، در همین راستا مطالعه حاضر، رابطه بین نابرابری درآمد و پیچیدگی اقتصادی را مورد بررسی قرار می‌دهد.

۲- مبانی نظری

اقتصاد دانش بنیان اگرچه باعث افزایش تنوع سازی در محصولات صادراتی و کاهش آسیب-پذیری اقتصاد می‌شود، اما دارای آثار واقعی بر نابرابری درآمد نیز هست. بر اساس مطالعه هیدلاگو و هاسمن (۲۰۰۹)، کشورهای با سطح پیچیدگی بالای اقتصادی، می‌توانند به سطح بالاتری از تخصصی شدن دست یابند، که منجر به ایجاد دو فرآیند خواهد شد. ابتدا این که

تولیدات جدید به ازای ترکیبی مشخص از دانش در دسترس ایجاد خواهد شد و مورد دوم ناشی است از این که انباشت قابلیت‌ها و توانایی‌های جدید و ترکیب این قابلیت‌ها با توانایی در دسترس که قبلا موجود بوده است، منجر به توسعه و افزایش تولیدات خواهد شد و این دو اثر متفاوتی را بر نابرابری درآمد دارند (Hidalgo & Hausmann, 2009): بر اساس رهیافت‌های کمی و کیفی ساده، ادبیات اقتصادی نشان می‌دهد که پیچیدگی اقتصادی اثر منفی و معنی‌داری را بر نابرابری درآمد دارد (Hartmann, Guevara, Jara-Figueroa, Aristarán, & Hidalgo, 2017; Le Caous & Huarng, 2020).

کشورهای با سطح بالایی از تنوع سازی دانش، صنایع با پیچیدگی بالاتر را ایجاد خواهند کرد و این منجر به ایجاد ساختار هموار مشاغل، پراکندگی مهارت‌ها و دانش می‌شود (Constantine & Khemraj, 2019; Hartmann et al., 2017). بنابراین نابرابری درآمد کاهش می‌یابد، زیرا فرصت‌های شغلی برای کارگران با سطح مهارت بالا، مهارت پایین و حتی غیرماهر را افزایش داده و قدرت چانه‌زنی را در تعیین دستمزد افزایش می‌دهد (Albassam, 2015; Egger & Etzel, 2012)در مقابل در اقتصادهای با پیچیدگی پایین، در حالی که ساختار بهره‌وری و اشتغال تا حد زیادی به مهارت‌های پایین وابسته است، بنابراین تولید در فرآیندهای با ارزش افزوده پایین نیازی به تکنولوژی، مهارت یا دانش بالاتر ندارند، بنابراین انتخاب شغل با محدودیت مواجه است (Constantine & Khemraj, 2019)، لذا پاداش‌های اقتصادی در چنین شرایطی به گروه کوچکی از افراد تعلق دارد و این منجر به نابرابری درآمد می‌شود. در حقیقت این ایده که ساختار پیچیده اقتصاد منجر به کاهش نابرابری درآمد می‌شود، شبیه به تفکر کوزنتس و لوئیس (۱۹۵۵) است که در آن تغییر ساختار اقتصاد منجر به تغییر در توزیع درآمد می‌شود.علاوه بر این، در اقتصادهای مبتنی بر دانش با تنوع‌سازی در فعالیت‌های تولیدی، ثبات بلند مدت بنگاه‌ها و تاب‌آوری کشورها را نسبت به شوک‌ها در بازارهای جهانی را افزایش می‌دهد (Barnes, Hansson, Manevska-Tasevska, Shrestha & Thomson, 2015; Joya, 2015) علاوه بر قابلیت استخدام و نرخ دستمزد کارگران در تمام سطوح پایدار و در نهایت نابرابری درآمد کاهش می‌یابد (Blancheton & Chhorn, 2019; Hartmann et al., 2017). همچنین افزایش در تخصصی شدن ناشی از پیچیدگی اقتصادی منجر به بهره‌وری بالاتر و بازدهی افزاینده به مقیاس می‌شود و این منجر به ایجاد درآمد مادام‌العمر برای کارگران

می‌شود (Constantine, 2017). با توجه به تغییرات اساسی ساختار اقتصادی کشور آمریکا در دهه ۱۹۸۰، رابطه منفی بین نابرابری درآمد و پیچیدگی اقتصادی نتوانست افزایش نابرابری در آمریکا را توضیح دهد (Card & Dinardo, 2002) لذا تئوری تغییرات تکنولوژی مهارت- محور، معتقد است که با پیشرفت تکنولوژی، نابرابری درآمد افزایش می‌یابد. تغییرات تکنولوژی مهارت محور به تغییرات در تکنولوژی تولید به نفع نیروی کار ماهر است و تقاضا برای نیروی کار ماهر افزایش می‌یابد (Le & Vu, 2008).

بر اساس این تئوری، زمانی که تکنولوژی جدید ظهور می‌یابد، تقاضا برای نیروی کار با مهارت بالاتر افزایش و بنابراین نابرابری درآمدی افزایش می‌یابد، این مفهوم می‌تواند منجر به رابطه مثبت بین نابرابری درآمد و پیچیدگی اقتصادی شود. به طور کلی زمانی که یک کشور به سمت پیچیدگی اقتصادی، حرکت می‌کند، ساختار تولید از تولیدات دارای ارزش افزوده پایین که نیاز به منابع طبیعی ودانش با مهارت پایین دارند، به سمت تولیدات نیازمند نیروی کار با مهارت بالاتر حرکت می‌کنند و این منجر به افزایش نابرابری درآمد می‌شود (Card & Dinardo, 2002; Violante, 2008).

لی و وو (۲۰۱۹) نیز رابطه مثبت بین نابرابری درآمد و پیچیدگی اقتصادی را به طور تجربی تایید می‌کنند (Lee & Vu, 2019). در همین راستا مطالعه حاضر به بررسی رابطه بین پیچیدگی اقتصادی و نابرابری درآمد می‌پردازد. بررسی رابطه بین نابرابری درآمد و رشد اقتصادی به واسطه منحنی کوزنتس قابل بررسی است، بر اساس منحنی کوزنتس (۱۹۵۵)، در مسیر توسعه اقتصادی هر کشور، نابرابری درآمد ابتدا افزایش و سپس کاهش می‌یابد. در واقع در جریان رشد اقتصادی، ابتدا نابرابری درآمدها میان گروه‌های درآمدی جامعه افزایش می‌یابد؛ اما پس از مدتی ثمرات ناشی از رشد اقتصادی نصیب گروه‌های فقیر و کم درآمد نیز شده و در نتیجه توزیع درآمدها در جامعه بهبود می‌یابد (Kafaei & Dorostkar, 2007).

۳- پیشینه پژوهش

اهمیت پیچیدگی اقتصادی در تغییرات کیفی اقتصاد، در سال‌های اخیر محل توجه پژوهش-ها و تحقیقات متعدد بوده است، به همین دلیل مطالعات متعددی در راستای شناخت

رابطه بین پیچیدگی اقتصادی و نابرابری درآمد به عنوان یکی از معیارهای کیفی رشد اقتصادی انجام شده است که به طور خلاصه به آنها پرداخته می‌شود.

اریکان و یلدیریمسی (۲۰۱۵)، در مطالعه‌ای برای اقتصاد ترکیه به بررسی رابطه بین رقابت‌پذیری صادرات و پیچیدگی اقتصادی برای دوره زمانی ۲۰۱۲-۱۹۹۳ با استفاده از رهیافت حداقل مربعات معمولی مورد بررسی قرار می‌دهند، نتایج مطالعه آنها نشان می‌دهد که افزایش در پیچیدگی همراه با افزایش در رقابت‌پذیری صادرات است و در واقع رابطه‌ای مثبت بین آنها برقرار است(Erkan &Yildirimci, 2015).

باروسمن و باروسمن (۲۰۱۷) در مطالعه‌ای برای کشور آمریکا در دوره زمانی ۲۰۱۴-۱۹۷۰ و رهیافت حداقل مربعات معمولی نشان می‌دهند که به این دلیل که کشور آمریکا در کالاهای با تکنولوژی برتر دارای مزیت رقابتی است، لذا باز بودن اقتصاد منجر به افزایش در نابرابری درآمد می‌شود (Barusman & Barusman, 2017) .

هارتمن و همکاران (۲۰۱۷) با استفاده از شواهد آماری ۱۵۰ کشور در دوره زمانی ۲۰۰۸-۱۹۶۳ رابطه بین نابرابری درآمد و پیچیدگی اقتصادی را مورد بررسی قرار می‌دهند، آنها با استفاده از تحلیل رگرسیون چندگانه نشان می‌دهند که پیچیدگی اقتصادی اثر منفی و معنی‌داری را بر نابرابری درآمد دارد (Hartmann et al., 2017) .

گائو و ژاو (۲۰۱۸) رابطه بین نابرابری درآمد و پیچیدگی اقتصادی را برای استان‌های چین در دوره زمانی ۲۰۱۵-۱۹۹۰ با استفاده از رگرسیون چندگانه مورد بررسی قرار می‌دهند، نتایج مطالعه آنها نشان می‌دهد که پیچیدگی اقتصادی اثر منفی و معنی‌داری را بر نابرابری درآمد دارد و اثر مثبتی را بر توسعه اقتصادی دارد (Gao & Zhou, 2018) .

لی و وو (۲۰۱۹) با استفاده از رهیافت گشتاورهای تعمیم‌یافته سیستمی به بررسی رابطه بین پیچیدگی اقتصادی و نابرابری درآمد می‌پردازند، آنها برای مطالعه خود از شواهد آماری ۹۶ کشور برای دوره زمانی ۲۰۱۴-۱۹۸۰ استفاده می‌کنند. نتایج برآوردهای آنها نشان می‌دهد که افزایش در پیچیدگی اقتصادی، منجر به افزایش در نابرابری درآمد می‌شود (Lee & Vu, 2019).

چو و هوانگ (۲۰۲۰) با استفاده از شواهد آماری ۸۸ کشور برای دوره زمانی ۲۰۱۷-۲۰۰۲ و رهیافت داده‌های پانل به این سوال پاسخ می‌دهند که آیا پیچیدگی اقتصادی اثر معناداری را بر نابرابری درآمد دارد، نتایج مطالعه آنها نشان می‌دهد که افزایش در پیچیدگی

اقتصادی باعث افزایش در نابرابری درآمد می‌شود، اما با افزایش در باز بودن اقتصاد، سطح تحصیلات و مخارج موثر دولت، پیچیدگی اقتصادی باعث کاهش نابرابری درآمد می‌شود (Chu & Hoang, 2020).

سدیک (۲۰۲۰) با استفاده از شواهد آماری دو کشور اندونزی و ونزوئلا برای ۲۰۱۳-۱۹۷۰ به بررسی اثر پیچیدگی اقتصادی بر نابرابری درآمد می‌پردازند، نتایج رگرسیون حداقل مربعات نشان می‌دهد که پیچیدگی اقتصادی در کشور اندونزی منجر به کاهش نابرابری درآمد شده و در کشور ونزوئلا باعث افزایش نابرابری درآمد شده است. (Siddiq, 2020)

ژو و همکاران (۲۰۲۰) اثر ساختار صادرات را بر نابرابری درآمد مورد بررسی قرار می‌دهند، آنها در مطالعه خود از شواهد آماری کشور چین برای دوره زمانی ۲۰۱۱-۲۰۰۱ و رهیافت حداقل مربعات استفاده می‌کنند، نتایج مطالعه آنها نشان می‌دهد که ساختار پیچیده صادرات در درون مناطق شهری باعث افزایش نابرابری درآمد و در بین مناطق شهری- روستایی باعث افزایش نابرابری درآمد می‌شود، چرا که تحرک عوامل تولید از مناطق روستایی به شهری موانع متعددی وجود دارد(Zhu, Yu. & He. 2020).

لی و ونگ (۲۰۲۰) در مطالعه‌ای برای ۴۳ کشور در دوره زمانی ۲۰۱۶-۱۹۹۱ رابطه بین نابرابری درآمد و پیچیدگی اقتصادی را با در نظر گرفتن ریسک کشورها و کاربرد روش ANCOAبا اثرات تصادفی مورد بررسی قرار می‌دهد. نتایج آنها نشان می‌دهد که افزایش در پیچیدگی اقتصادی کشورهای با ریسک پایین منجر به برابری درآمد و در حالی پیچیدگی اقتصادی در کشورهای با ریسک بالاتر نمی‌تواند منجر به بهبود توزیع درآمد شود (Lee & wang, 2020).

موریاس و همکاران (۲۰۲۱) در مطالعه‌ای برای مناطق برزیل در دوره زمانی ۲۰۱۵-۱۹۷۵ و رهیافت داده‌های پانل به بررسی رابطه بین نابرابری درآمد و پیچیدگی اقتصادی می‌پردازد، نتایج مطالعه آنها نشان می‌دهد که نوعی رابطه U شکل معکوس بین نابرابری درآمد و پیچیدگی اقتصادی وجود دارد، به این صورت که ابتدا با افزایش پیچیدگی اقتصادی، توزیع درآمد بدتر و سپس توزیع درآمد بهبود می‌یابد (Morais, Swart & Jordaan, 2021).

شاه‌آبادی و همکاران (۱۳۹۸) در مطالعه‌ای برای کشورهای عضو سازمان همکاری اسلامی در دوره زمانی ۲۰۱۶-۲۰۰۰ و رویکرد گشتاورهای تعمیم یافته، نشان می‌دهند که

شاخص رقابت جهانی اثر مثبت و معنی‌داری را بر پیچیدگی اقتصادی دارد (Shahabadi, Chayani & Sadeghi Motamedd., 2020).

شاه آبادی و همکاران (۱۴۰۱) در تحقیقی تحت عنوان تأثیر پیچیدگی اقتصادی بر تورم در کشورهای منتخب سازمان همکاری اسلامی به بررسی بررسی ارتباط بین پیچیدگی اقتصادی و نرخ تورم در سی کشور عضو سازمان همکاری اسلامی طی دوره ۲۰۱۸-۱۹۹۵ پرداخته‌اند و نتایج این مطالعه دلالت بر آن دارد که در کشورهای عضو سازمان همکاری اسلامی پیچیدگی اقتصادی تأثیر منفی و معنی دار بر نرخ تورم دارد. همچنین نتایج تخمین بیانگر تأثیر مثبت و معنی‌دار متغیرهای تورم انتظاری، تفاوت نرخ رشد نقدینگی با نرخ رشد اقتصادی و متغیر فراوانی منابع طبیعی بر نرخ تورم است. بنابراین نتایج تحقیق تأییدی بر رویکرد انتظارات تورمی، نظریه پولی و همچنین نظریه ساختارگرایان است (Shahabadi, Karami, & Arghand, 2022).

سپهر دوست و همکاران (۱۳۹۹) در مطالعه‌ای تحت عنوان سیاست‌های مالی و پیچیدگی اقتصادی؛ آزمون نظریه رشد نامتوازن بامول به بررسی نقش سیاست‌های مالی دولت به همراه اثربخشی آنها بر شاخص پیچیدگی اقتصادی در کشورهای منتخب سازمان همکاری اسلامی (OIC) طی سال‌های 2017-2002، با استفاده از روش گشتاورهای تعمیم یافته (GMM) پرداختند و نتایج نشان داد متغیرهای بهره‌وری کل عوامل تولید، توسعه مالی و اثربخشی دولت تأثیر مثبت بر پیچیدگی اقتصادی کشورهای مورد مطالعه دارند که هماهنگ با نظریه رشد بامول است. بنابراین لازم است با بهبود رژیم‌های نهادی و اقتصادی، بسترهای مناسب جهت بهره‌گیری از دانش کالاهای وارداتی با فناوری بالا در راستای داشتن سبد صادراتی متنوع تر فراهم آید (Sepehrdoust, Davarikish & Setarehie, 2020).

راعی و دهمرده (۱۴۰۰) در مطالعه‌ای با عنوان تأثیر اقتصاد دانش بنیان بر صادرات غیرنفتی ایران به بررسی تأثیر اقتصاد دانش بنیان بر صادرات غیرنفتی ایران با استفاده از داده‌های سری زمانی سال‌های ۱۳۵۷-۱۳۹۵ و با مدل خود توضیح با وقفه توزیعی به این نتیجه دست یافتند که شاخص آموزش و توسعه منابع انسانی ET در کوتاه مدت بیشترین تأثیر مثبت را بر صادرات غیرنفتی ایران داشته است. علاوه بر این شاخص ابداعات و نوآوری ITA اثرگذارترین عامل در بلند مدت بر صادرات غیرنفتی ایران است و دارای تأثیر منفی و معنی‌داری می‌باشد (Raei & Dahmardeh, 2021).

موتمنی و همکاران (۱۳۹۹) اثر پیچیدگی اقتصادی بر نابرابری درآمد را برای ۵۳ کشور منتخب در دوره زمانی ۲۰۱۷-۱۹۹۵ با استفاده از رهیافت گشتاورهای تعمیم یافته مورد بررسی قرار دادند. نتایج مطالعه آنها نشان می‌دهد که پیچیدگی اقتصادی اثر منفی و معنی‌داری را بر ضریب جینی دارد.

مرادی و همکاران(۱۴۰۲) در پژوهشی با عنوان تأثیر حکمرانی خوب بر نابرابری درآمد در کشورهای منتخب در حال توسعه و توسعه یافته؛ با تأکید بر کنترل فساد به این نتیجه رسیدند که با بی‌ثباتی سیاسی، انگیزه سرمایه‌گذاری ضعیف و مصرف‌گرایی در این جوامع تقویت شود که در نتیجه منجر به کاهش تولید و نابرابری درآمد می‌شود. این در حالی است که در چارک سوم در هر دو گروه کشورهای مورد مطالعه، شاخص ثبات سیاسی تأثیر مثبت و معناداری بر نابرابری درآمد دارد، به این معنا که با افزایش ثبات سیاسی توزیع درآمد برابرتر می‌شود(Moradi, Jafari& fatahi ,2023) .

مروری کلی بر مطالعات نشان می‌دهد که در اقتصاد ایران، مطالعه‌ای در رابطه با اثر پیچیدگی اقتصادی بر نابرابری درآمد و همچنین اثر رقابت پذیری صادرات بر نابرابری درآمد انجام نشده است. این در حالی است که نابرابری درآمد به عنوان یکی از چالش‌های مهم اقتصادی ایران مطرح است و تمرکز بر شاخص‌های مبتنی بر دانش بنیان برای ایجاد رشد اقتصادی باکیفیت همواره مورد توجه است. به طور کلی نوآوری پژوهش از یک طرف مبتنی بر جدید بودن موضوع است و از طرف دیگر بر اهمیت توجه به اثرگذاری شاخص‌های رقابت‌پذیری صادرات و پیچیدگی اقتصادی بر نابابری درآمد و کیفیت رشد اقتصادی دلالت دارد (Motamani, Zabiri & Shirazi, 2021).

۴- تصریح مدل و گردآوری داده‌ها

بر اساس مطالعات Chu & Hoang (2020) ، (Lee & Wang (2020، Lee & Vu (2019)، Baiardi & Morana (2016) و Kavya &shijin(2020) و همچنین اهداف پژوهش حاضر، رابطه بین نابرابری درآمد و پیچیدگی اقتصادی در قالب معادلات همزمان مورد بررسی قرار می‌گیرد، لذا از مدل رابطه‌ی (Error! Reference source not found.1) و (2) به طور همزمان استفاده می‌شود:

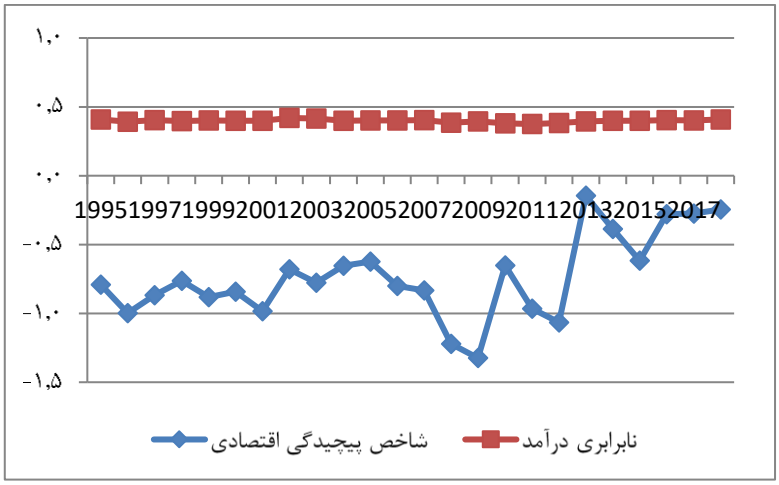
(1)

$$ineq_t = \alpha 0 + \alpha 1 ecit + \alpha 2 indust + \alpha 3 gdp_t + \alpha 4 gdp^2_t + \alpha 5 gov_t + \varepsilon t$$

$$eci_t = \beta_0 + \beta_1 ineq_t + \beta_3 indus_t + \beta_4 gdp_t + \beta_6 fdi_t + \beta_7 hum_t + \varepsilon_i \quad (2)$$

در رابطه (1)، نابرابری درآمد (ineq) تابعی از پیچیدگی اقتصادی (eci)، صنعتی شدن(indus) ، رشد اقتصادی (gdp)، مجذور رشد اقتصادی (gdp2) و اندازه دولت (gov) است. اما در رابطه (2)، پیچیدگی اقتصادی تابعی از نابرابری درآمد، صنعتی شدن، تولید ناخالص داخلی، سرمایه گذاری مستقیم خارجی (fdi) و سرمایه انسانی (hum) است. در راستای همسان‌سازی واحد متغیرها از تبدیل لگاریتمی استفاده شده است و تفسیر مدل بر اساس کشش‌ها بیان می‌شود. تمام شواهد آماری متغیرهای توضیحی از سایت بانک مرکزی تهیه شده است و شواهد مربوط به پیچیدگی اقتصادی ازسایت جهانی اطلس گردآوری شده است

مطالعه حاضر از شواهد آماری سایت اطلس برای دست‌یابی به شاخص پیچیدگی استفاده کرده است، شواهد پیچیدگی اقتصادی در نمودار ۱ نشان می‌دهد که میزان پیچیدگی به عنوان شاخصی از تنوع و فراگیری کالاها در ایران نوسانات قابل توجهی را نشان می‌دهد بطوری که میزان پیچیدگی اقتصادی از میزان ۰/۸- در سال ۱۹۹۵ به مقدار ۰/۷- در سال ۲۰۱۸ تغییر نموده است، بنابراین منفی بودن شاخص پیچیدگی اقتصادی دلالت بر پیچیدگی پایین فعالیت‌های اقتصادی در ایران دارد. بررسی آمارها در سطح بین‌الملل نشان می‌دهد که در سال ۲۰۱۸، کشور نیجریه با مقدار شاخص ۱/۸۸- دارای کمترین پیچیدگی اقتصادی است و کشور ژاپن با مقدار ۲/۴۸ دارای بیشترین پیچیدگی اقتصادی معادل بیشترین تنوع و کمترین فراگیری بوده است. تحلیل شواهد آماری نشان می‌دهد که اقتصاد ایران برای دستیابی به سطح بالایی از پیچیدگی اقتصادی، نیازمند تغییرات وسیعی در مؤلفه‌های تکنولوژی و دانش است.



نمودار ۱. پیچیدگی اقتصادی و نابرابری درآمد
مأخذ: (بانک مرکزی و سایت اطلس)

Figure 1. Economic complexity and income inequality
Source: (Central Bank and Atlas site)

در واقع پایین بودن شاخص پیچیدگی اقتصادی در ایران بر تنوع پایین و فراگیری بیشتر کالاهای تولید در ایران دلالت دارد، بر همین اساس شناخت و بررسی مزیت نسبی در حداکثر تعدادی از کالاها با سطح تکنولوژی بالاتر از اهمیت بالایی برخوردار است. علاوه براین بررسی شاخص جینی به عنوان معیاری از نابرابری درآمد مستخرج از گزارشات بانک مرکزی در نشان می‌دهد که روند نابرابری درآمد هموار است و نوسان قابل ملاحظه‌ای را تجربه نکرده است. بنابراین این مسئله که آیا دو متغیر مورد بررسی می‌توانند تحت تاثیر هم قرار گیرند، مهم و دارای ارزش است.

۵- برآورد مدل و تحلیل نتایج

با توجه به هدف مطالعه، برای بررسی رابطه بین نابرابری درآمد و پیچیدگی اقتصادی از رهیافت معادلات همزمان استفاده می‌شود، اما ابتدا با استفاده از آزمون‌های اقتصادسنجی لزوم استفاده از معادلات همزمان بررسی می‌شود. از آنجا که برخی از متغیرها درونزا هستند

و نوعی وابستگی احتمالی بین متغیر درونزا و جمله پسماند وجود دارد، لذا از آزمون اریب همزمانی برای بررسی همبستگی بین متغیر درونزا و پسماند استفاده می‌شود، نتایج آزمون هاسمن برای دو معادله مورد بررسی در جدول ۱ نشان می‌دهد که فرضیه صفر مبنی بر عدم همزمانی رد شده است و نمی‌توان از رهیافت مرسوم استفاده کرد، بلکه باید از رویکرد معادلات همزمان استفاده کرد.

جدول ۱. آزمون اریب همزمانی
مأخذ: یافته‌های پژوهش

Table 1. Indirect synchronization test
Source: Research Findings

	مقدار آماره	مقدار احتمال
معادله نابرابری درآمد	۶٫۰۳	۰٫۰۲۵
معادله پیچیدگی اقتصادی	۵٫۳۳	۰٫۰۳۴

دومین آزمون برای برآورد به روش معادلات همزمان استفاده از آزمون قطری بودن است که با استفاده از آزمون بروچ- پاگان امکان‌پذیر است. هدف آزمون قطری بودن بررسی احتمال همبستگی بین جمله پسماند معادلات موجود در سیستم است. نتایج حاصل از آزمون قطری بودن نشان می‌دهد که فرضیه صفر نشان می‌دهد که که مقدار آماره ضریب لاگرانژ برابر با ۱۵/۱۵ است که دارای مقدار احتمال صفر است و فرضیه صفر مبنی بر صفر بودن ماتریس کوواریانس قطری همزمان، رد شده است و بنابراین لزوم استفاده از رهیافت 3SLS مطرح می‌گردد. در نهایت برای بررسی امکان وجود رابطه بین دو متغیر نابرابری درآمد و پیچیدگی اقتصادی از رهیافت علیت گرنجری استفاده می‌شود، براساس نتایج به دست آمده در جدول ۲ نوعی رابطه دو طرفه بین دو متغیر وجود دارد، چرا که فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود رابطه بین دو متغیر رد شده است و مقدار احتمال کمتر از ۵ درصد است.

جدول ۲. علیت گرنجری
مأخذ: یافته‌های پژوهش

Table 2. Granger Cause
Source: Research Findings

مستقل / وابسته	نابرابری درآمد	پیچیدگی اقتصادی
نابرابری درآمد		۱۱٫۵۱ (۰٫۰۰)
پیچیدگی اقتصادی	۸٫۴۴ (۰٫۰۰۳)	

شواهد حاصل از برآورد مدل به روش 3SLS در **جدول ۳** (Table 3) نشان می‌دهد که سرمایه انسانی اثر مثبت و معنی‌داری را بر پیچیدگی اقتصادی دارد به این صورت که هر چه میزان سرمایه انسانی و به عبارتی تحصیلات در اقتصاد ایران افزایش یابد، میزان پیچیدگی اقتصادی افزایش می‌یابد. پیچیدگی اقتصاد به مفهوم تنوع‌سازی و فراگیری است و اقتصادهای با درجه بالایی از پیچیدگی همواره ثبات درآمد ارزی و اقتصادی را تجربه خواهند کرد، در همین راستا برای افزایش اثر سرمایه انسانی بر پیچیدگی اقتصادی، باید کیفیت نظام آموزشی کشور به طور معنی‌داری افزایش یابد.

اثر تولید ناخالص داخلی بر پیچیدگی اقتصادی مثبت و معنی‌دار است، یکی از دلالت‌های مهم برای اثرگذاری مثبت تولید ناخالص داخلی بر پیچیدگی اقتصادی ناشی از اثر بازار داخلی است، ایده اصلی اثر بازار داخلی آن است که ظرفیت بازار داخلی قبل از این که صادرات به بازارهای خارجی آغاز شود می‌تواند به‌عنوان یک محافظ برای تولیدات جدید عمل کند. به عبارت دیگر، HME یک رابطه تناسبی نسبتاً بیشتر[1] بین سهم تولید یک کشور از کل تولید جهانی نسبت به سهم تقاضای آن کشور از تقاضای جهانی است (Crozet & Trionfetti, 2008). از دیدگاه فرضیه بازار داخلی در کشورهای دارای حجم تقاضای داخلی بزرگتر، پتانسیل مناسب‌تری برای رقابت در بازارهای بین‌المللی دارند و بنابراین پیچیدگی اقتصادی افزایش می‌یابد.

[1] more-than-proportional relationship

جدول ۳. معادله پیچیدگی اقتصادی
مأخذ: یافته‌های پژوهش

Table 3. Equation of economic complexity
Source: Research Findings

	ضرایب	مقدار احتمال
نابرابری درآمد	۱۴٫۱۴***	۰٫۰۰
صنعتی شدن	۰٫۰۷۵**	۰٫۰۳۶
سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی	۰٫۰۴۱	۰٫۵۵۸
سرمایه انسانی	۰٫۰۳۲**	۰٫۰۲۳
تولید ناخالص داخلی	۰٫۰۲۷**	۰٫۰۳۳
عرض از مبدا	-۹٫۰۲۴	۰٫۴۸

معنی‌داری در سطح خطای یک درصد (***)، معنی‌دار در سطح خطای ۵ درصد (**)، معنی‌داری در سطح خطای ۱۰ درصد (*).

بررسی اثر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بر پیچیدگی اقتصادی نشان می‌دهد که با افزایش در سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی، میزان پیچیدگی اقتصادی نیز افزایش می‌یابد، اما این اثر به صورت معنی‌دار نیست، چرا که سهم سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در اقتصاد ایران بسیار پایین بوده و به طور بنیادی در بخش‌های دارای ارزش افزوده صورت نگرفته است. سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در اقتصادهایی از قبیل ایران به دلیل تنوع و شکاف موجود بین تکنولوژی وارداتی ناشی از سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و تکنولوژی موجود در ساختار اقتصاد، هر گونه ورود سرمایه گذاری خارجی با این شرط که در بخش‌های با ارزش افزوده بالا تخصیص یابد، پیچیدگی اقتصادی و تنوع صادراتی افزایش می‌یابد. یکی از ویژگی‌های مهم برای اقتصاد ایران، حجم بالای صادرات مبتنی بر محصولات نفتی و فرآورده‌های آن است، بر همین اساس برای موثر بودن اثر سرمایه‌گذاری بر پیچیدگی اقتصادی، بایستی سرمایه‌گذاری مبتنی بر بخش‌های دارای ارزش افزوده بالاتر بوده و تکنولوژی به صورت بنیادی در داخل توسعه یابد که زمینه درنزا بودن آن در آینده تضمین شود، یکی از مشکلات اصلی برای سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی، فرار بودن آن است به این صورت که سرمایه گذاری خارجی با ایجاد شوک‌های داخلی و خارجی از کشور خارج شده و این مورد منجر به بحران اقتصادی خواهد شد، بنابراین پایداری سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی مهم‌ترین مؤلفه تعیین‌کننده پیچیدگی اقتصادی است.

صنعتی شدن از جمله عواملی است که به دلیل ساختارهای مبتنی بر تکنولوژی، دارای بازدهی بالایی در فرآیندهای تولیدی است و به همین دلیل نقش بسزایی را در ایجاد پیچیدگی اقتصادی دارد، شواهد حاصل از برآوردها نشان می‌دهد که صنعتی شدن، مهم‌ترین عامل موثر بر افزایش پیچیدگی اقتصادی است، طوری که با افزایش صنعتی شدن به اندازه یک درصد، میزان پیچیدگی اقتصادی به اندازه ۰/۰۷۵ درصد افزایش می‌یابد. یکی از مهم‌ترین ویژگی‌های بخش صنعت، وفور نوآوری تکنولوژیکی و وجود پیوندهای پسین و پیشین بالا است که باعث شده است، به ازای هر واحد در این بخش‌ها، زمینه را برای توسعه سایر بخش‌ها فراهم کرده و منجر به افزایش شاخص پیچیدگی اقتصادی شود.

جدول ٤. برآورد عوامل موثر بر نابرابری درآمد
مأخذ: یافته‌های پژوهش

Table 4. Estimation of factors affecting income inequality
Source: Research Findings

	ضرایب	مقدار احتمال
پیچیدگی اقتصادی	-۰٫۲۲۴**	۰٫۰۲۵
تولید ناخالص داخلی	۲٫۷۳***	۰٫۰۰۷
مجذور تولید ناخالص داخلی	-۰٫۰۹۱***	۰٫۰۰۷
صنعتی شدن	-۰٫۲۸۱**	۰٫۰۳۸
اندازه دولت	۰٫۰۵۵	۰٫۸۲۴
عرض از مبدا	-۲۰٫۲۱***	۰٫۰۰۸

معنی‌داری در سطح خطای یک درصد (***)، معنی‌دار در سطح خطای ۵ درصد (**)، معنی‌داری در سطح خطای ۱۰ درصد(*).

در زمینه عوامل موثر بر نابرابری درآمد در جدول ٤، رشد اقتصادی ابتدا باعث افزایش معنی‌داری در نابرابری درآمد می‌شود و سپس با افزایش در رشد اقتصادی، نابرابری درآمد کاهش می‌یابد که تأییدی بر فرضیه منحنی کوزنتس است. براین اساس، ابتدا با افزایش رشد اقتصادی، به دلیل این که منافع حاصل از رشد اقتصادی به گروه‌های محدود تعلق دارد، نابرابری درآمد افزایش می‌یابد و سپس با افزایش رشد اقتصادی، به دلیل این که افراد بسیاری از منافع حاصل از رشد اقتصادی برخوردار خواهد شد، نابرابری درآمد کاهش می‌یابد. دومین عامل موثر بر نابرابری درآمد، پیچیدگی اقتصادی است که نتایج نشان

می‌دهد که با افزایش در پیچیدگی اقتصادی، نابرابری درآمد به طور معنی‌داری کاهش می‌یابد و این تأییدکننده این موضوع است که سهم بالایی از پیچیدگی اقتصادی در کشور ناشی از تنوع‌سازی محصولات است و تنوع‌سازی باعث افزایش برخورداری درصد بیشتری از جامعه به واسطه پیچیدگی اقتصادی است.

بر اساس شواهد به دست آمده، صنعتی شدن به عنوان شاخصی از نسبت ارزش افزوده بخش صنعت به تولید ناخالص داخلی اثر منفی و معناداری را بر نابرابری درآمد دارد، به طوری که با افزایش یک درصد در نسبت ارزش افزوده بخش صنعت، میزان نابرابری درآمد به اندازه ۰/۲۸۱ درصد کاهش می‌یابد و این اثر در سطح خطای ۵ درصد تایید شده است. نظریه کالدور (۱۹۶۶) و ابعاد آن دلیلی برای منفی بودن اثر صنعتی شدن بر نابرابری درآمد است، بر اساس نظریه کالدور (۱۹۶۶) صنعت به سه دلیل، موتور رشد اقتصادی است. ابتدا این که بخش صنعت هم به صورت ایستا و پویا دارای بازدهی افزاینده است. دوم این که، زمانی که بخش صنعت توسعه می‌یابد، با انتقال نیروی کار از آن بخش‌ها، بهره‌وری نیروی کار در آن بخش‌ها افزایش می‌یابد، و به طور کلی بهره‌وری در کل اقتصاد و رشد اقتصادی افزایش می‌یابد. در نهایت بخش صنعت به دلیل دارا بودن بیشترین پیوندهای پیشین و پسین، به عنوان بخش پیشرو در اقتصاد مطرح است. بنابراین کیفیت رشد اقتصادی زمانی دارای نمود واقعی در اقتصاد است که عمده تمرکز بر توسعه بخش‌های دارای ارزش افزوده بالاتر باشد، چرا که در این صورت، اثرات سرریز درآمد و منافع از صاحبان صنایع به افراد در طبقه پایین اجتماعی سرریز خواهد نمود و توزیع درآمد در جامعه همگن خواهد بود.

یکی از وظایف مهم دولت‌ها در اقتصاد، توزیع درآمد به وسیله ابزارهای سیاستی متنوع است. دولت‌ها با سرمایه‌گذاری در طرح‌های بالاسری اجتماعی و زیربناهای اقتصادی سعی دارند، زمینه را برای فعالیت بخش خصوصی فراهم کرده و به این واسطه تمرکز بخش خصوصی بر فعالیت‌های دارای ارزش افزوده، زمینه را برای بهبود توزیع درآمد فراهم آورند. اگر دولت‌ها با استفاده از ابزارهای سیاستی خود بتوانند زمینه استفاده از حداکثر ظرفیت اقتصاد را در جهت برخورداری از تولید بالاتر فراهم آورند، می‌توانند باعث بهبود در توزیع درآمد شوند. اما زمانی که دولت‌ها در تامین مخارج جاری خود دچار مشکلات بالا باشند و مخارج عمرانی و بهبود زیربناها سهم چندانی را در بودجه نداشته باشد، انتظار بر این است

که توزیع درآمد بدتر شود. شواهد برای مطالعه حاضر در **جدول ۳** نشان می‌دهد که اندازه دولت اثر معنی‌داری را بر نابرابری درآمد ندارد. یکی از مهم‌ترین دلایل برای نامعناداری اثر اندازه دولت بر نابرابری درآمد، ناشی از این واقعیت است که مخارج دولت به صورت هدفمند در جهت بهبود زیربناهای کشور نیست.

۶- نتیجه‌گیری و پیشنهادات

تولید مازاد بر نقش هر کدام از عوامل تولید تحت عنوان پیچیدگی اقتصادی قابل شناسایی است و نشان دهنده میزانی از انباشت دانش و مهارت است که منجر به تولیدات با تنوع بالاتر و فراگیری کمتر است. در واقع پیچیدگی اقتصادی فرض می‌کند کشورها توانایی محصولاتی را دارند که مهارت و دانش مورد نیاز را نیز دارا باشند، به همین دلیل پیچیدگی اقتصادی برآن است تا میزان انباشت دانش و مهارت نهفته در اقتصاد را اندازه‌گیری نماید. بر همین اساس کشورهای دارای پیچیدگی بالاتر، دارای تنوع‌سازی بالاتر و فراگیری کمتر در صادرات هستند. به این صورت که دانش و مهارت مورد نیاز اغلب محصولات را دارند و همچنین محصولاتی را صادر می‌کنند که سایر کشورها توانایی صدور آن را به بازارهای جهانی ندارند. اهمیت پیچیدگی اقتصادی تنها به توانایی کاربردی کردن دانش در فرآیند تولید محدود نشده و ابعاد به مراتب وسیع‌تری را در بر می‌گیرد. یکی از این ابعاد، اثرگذاری بر نابرابری درآمد است که در مطالعات محدودی مورد بررسی قرار گرفته است .

در همین راستا مطالعه حاضر با استفاده از شواهد آمارهای اقتصادی ایران در دوره زمانی ۱۳۹۷-۱۳۷٤ به بررسی رابطه بین نابرابری درآمد و پیچیدگی اقتصادی با استفاده از رهیافت معادلات همزمان می‌پردازد. نتایج حاصل از برآوردها نشان می‌دهد که نوعی علیت دو طرفه بین نابرابری درآمد و پیچیدگی اقتصادی در ایران وجود دارد. علاوه بر این بررسی برآوردها نشان می‌دهد که افزایش در نابرابری درآمد باعث پیچیدگی اقتصادی شده و افزایش در پیچیدگی اقتصادی باعث کاهش نابرابری درآمد می‌شود، در واقع با افزایش تنوع‌سازی صادرات، انتظار براین است که مشاغل متعددی ایجاد و درصد بالایی از جامعه از پیچیدگی منتفع شوند که براساس برآوردها باعث کاهش نابرابری درآمد می‌شود، اما وجود نابرابری باعث پیچیدگی اقتصاد می‌شود، چرا که تفاوت درآمد در فعالیت‌های دارای بازدهی بالاتر نسبت به فعالیت‌های با بازدهی پایین‌تر منجر به ایجاد انگیزه در تولید محصولات با

تکنولوژی برتر می‌شود، این سطح نابرابری که دلالت بر تفاوت تکنولوژی و نوآوری دارد، منجر به افزایش در پیچیدگی اقتصادی می‌شود. همچنین بالا بودن پیوندهای پسین و پیشین بخش صنعت نسبت به سایر بخش‌های اقتصادی باعث کاهش نابرابری درآمد شده است. نتایج مقاله حاضر تأییدی بر نظریه کالدور در رابطه با اهمیت بخش صنعت در اقتصاد است، چرا که از یک طرف عامل افزایش پیچیدگی اقتصادی و رشد و ثبات اقتصادی است و از طرف دیگر بهبود دهنده کیفیت رشد اقتصادی در کشور است.

Further Information: The present article is taken from the doctoral dissertation of Ali Hasanvand with Supervisor of Dr.Mohammad sharif Karimi at the University of Razi.

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

Conflict of Interest: The author of the article states that there is no conflict of interest in publishing the presented article

Funding: This article has been financially supported by the Vice Chancellor for Research of Razi University of Kermanshah.

Reference

Albassam, B.A. (2015). Economic diversification in Saudi Arabia: Myth or reality?. *Resources Policy*, 44, 112-117.

Baiardi, D. & Morana, C. (2016). The financial Kuznets curve: Evidence for the euro area. *Journal of Empirical Finance*, 39(11), 265-269.

Barnes, A.P., Hansson, H., Manevska-Tasevska, G., Shrestha, S.S. & Thomson, S.G. (2015). The influence of diversification on long-term viability of the agricultural sector. *Land use policy*, 49, 404-412.

Barusman, A.F. & Barusman, Y.S. (2017). The impact of international trade on income inequality in the United States since 1970's. *European Research Studies Journal*, XX (4A), 35-50.

Blancheton, B. & Chhorn, D. (2019). Export diversification, specialisation and inequality: Evidence from Asian and Western countries. *The Journal of International Trade & Economic Development*, 28(2), 189-229.

Card, D. & DiNardo, J.E. (2002). Skill-biased technological change and rising wage inequality: Some problems and puzzles. *Journal of labor economics*, 20(4), 733-783.

Cheshmi, A., Malek Al-Sadati, S. & Razavi, M. (2014). *Assessment of Iran's global ranking in the index of economic complexity*. Research Center of the Islamic Consultative Assembly. Deputy of Economic Research, Office of Economic Studies [in Persian].

Chu, L. K. & Hoang, D. P. (2020). How does economic complexity influence income inequality? New evidence from international data. *Economic Analysis and Policy*, 68, 44-57.

Constantine, C. (2017). Economic structures, institutions and economic performance. *Journal of Economic Structures*, 6(1), 1-18.

Constantine, C. & Khemraj, T. (2019). Geography, economic structures and institutions: A synthesis. *Structural Change and Economic Dynamics*, 51, 371-379.

Crozet, M. & Trionfetti, F. (2008). Trade costs and the home market effect. *Journal of International Economics*, 76(2), 309-321.

Egger, H. & Etzel, D. (2012). The impact of trade on employment, welfare, and income distribution in unionized general oligopolistic equilibrium. *European Economic Review*, 56(6), 1119-1135.

Erkan, B. & Yildirimci, E. (2015). Economic complexity and export competitiveness: The case of Turkey. *Procedia-Social and Behavioral Sciences*, 195, 524-533.

Gao, J. & Zhou, T. (2018). Quantifying China's regional economic complexity. *Physica A: Statistical Mechanics and its Applications*, 492, 1591-1603.

Hartmann, D., Guevara, M.R., Jara-Figueroa, C., Aristarán, M. & Hidalgo, C.A. (2017). Linking economic complexity, institutions, and income inequality. *World Development*, 93, 75-93.

Hidalgo, C.A. & Hausmann, R. (2009). The building blocks of economic complexity. *Proceedings of the national academy of sciences*, 106(26), 10570-10575.

Joya, O. (2015). Growth and volatility in resource-rich countries: Does diversification help?. *Structural Change and Economic Dynamics*, 35, 38-55.

Kafaei, M. & Dorostkar, E. (2007). Formal Education and Income Distribution. *Iranian Economic Research*, 9(30), 53-76.

Https://Www.Sid.Ir/En/Journal/Viewpaper.Aspx?Id=95447 [in Persian].

Kavya, T.B. & Shijin, S. (2020). Economic development, financial development, and income inequality nexus. *Borsa Istanbul Review*, 20(1), 80-93.

Kavya, T.B. & Shijin, S. (2020). Economic development, financial development, and income inequality nexus. *Borsa Istanbul Review*, 20(1), 80-93.

Le Caous, E. & Huarng, F. (2020). Economic Complexity and the Mediating Effects of Income Inequality: Reaching Sustainable Development in Developing Countries. *Sustainability*, 12(5), 2089.

Lee, C.C. & Wang, E.Z. (2020). Economic Complexity and Income Inequality: Does Country Risk Matter?. *Social Indicators Research*, 1-26.

Lee, K.K. & Vu, T.V. (2019). Economic complexity, human capital and income inequality: a cross-country analysis. *The Japanese Economic Review*, 1-24.

Moradi, F., Jafari, M., & fatahi, S. (2023). The impact of good governance on income inequality in selected developing and developed countries with an emphasis on control of corruption. *Quarterly Journal of Quantitative Economics (JQE), 20*(3), 110-135. doi: 10.22055/jqe.2021.37420.2374[in persian].

Morais, M.B., Swart, J. & Jordaan, J.A. (2021). Economic Complexity and Inequality: Does Regional Productive Structure Affect Income Inequality in Brazilian States?. S*ustainability*, 13(2), 1006.

Motamani, M., Zabiri, H. & Shirazi, M. (2021). the effect of economic complexity on income inequality, *Quarterly Journal of Development Strategy*, 4 (64), 235-253. [in persian].

Raei, S. & Dahmardeh, N . (2021). The impact of the knowledge-based economy on Iran non-oil export. *Quantitative Economics (JQE)*, 18(4), 43-55. Doi: 10.22055/jqe.2020.26777.1922 [in Persian].

Sepehrdoust, H., Davarikish, R. & Setarehie, M . (2020).Role of Financial Policies in Economic Complexity: Baumol's Unbalanced Growth Theory Assessment. *Quantitative Economics (JQE),* 17(3),117-143. Doi:10.22055/jqe.2019.28752.2045 [in Persian].

Shahabadi, A., Chayani, T. & Sadeghi Motamedd, Z. (2020). The Effect of the Economic Complexity Index on Total Factor Productivity in the Selected Producing Science Countries. *Journal of Economics and Modeling*, 11(1), 181-205. Doi: 10.29252/jem.2020.100523 [in Persian].

Shahabadi, A., Karami, B. & Arghand, H. (2022). The effect of economic complexity on inflation in the selected countries of organization of islamic cooperation. *Quantitative Economics (JQE)*, Doi:10.22055/jqe.2021.32056.2197 [in Persian].

Siddiq, O. (2020). The Impact of Economic Complexity on Productive Structure and Income Inequality in Indonesia & Venezuela. *Inquiries Journal*, 12(9), 1.

Violante, G.L. (2008). In: Durlauf, S.N., Blume, L.E (Eds.), Skill-Biased Technical Change. In: The New Palgrave Dictionary of Economics, vol. 2, Palgrave Macmillan, London, UK.

Zhu, S., Yu, C. & He, C. (2020). Export structures, income inequality and urban-rural divide in China. *Applied Geography*, 115, 102150.

Quarterly Journal of Quantitative Economics (JQE)

Faculty of Economics and Social Sciences

Shahid Chamran University of Ahvaz

Vol. 21, No. 2, summer 2024

(Serial number 81)

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. 21, No. 2, summer 2024

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
M. Emadzadeh	Emeritus Professor, Isfahan University
A. Majid Ahangari	Emeritus 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:

Predicting Value At Risk: An Artificial Intelligence Approach.....…1
Mohammad zamani, Ghodratollah Emamverdi, Yadollah Noorifard, Mohsen Hamidian, Seyedeh Mahboubeh Jafari

The effect of Financial Decentralization on Efficiency of Health Services Delivery in the Provinces of Iran during 2006-2016: Using Spatial Econometrics……..…….……...…...10
Maryam Khodaverdi Samani, Mohammad Alizadeh, Mohammad Hasan Fotfros

Estimating the Impact of Uncertainty of Macroeconomic and Foreign Trade Variables on Income Distribution among Income Deciles ….19
Reza Ashraf Ganjoei, Hossein Akbari Fard, Seyed Abdul Majid Jalaei Esfandabadi, Mashaallah Mashinchi

The Effect of cross-over effect of positive and negative monetary regimes on the incomplete and asymmetric Degree of Exchange Rate Pass-Through with: NARDL and Markov-switching Method ……..26
Ebrahim Anvari, Parastoo Moradi, Seyed Aziz Arman

The Impact of Economic Fragility on Ease of Business Environment(Generalized Method of Moments Approach).....33
Abdul Rahim Hashemi Dizaj, Razieh Davarikish, Mehdi Jafari, Hatef Hazeriniri

Investigating the Relationship between Economic Complexity and Income Inequality in Iran (Simultaneous Equations Approach)…....41
Ali Hassanvand, Mohammad Sharif Karimi, Ali Falahati, Azad Khanzadi*

Quarterly Journal of Quantitative Economics(JQE) **(2024) 21(2) 1-33**

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

Predicting Value At Risk: An Artificial Intelligence Approach

Mohammad zamani*, Ghodratollah Emamverdi **, Yadollah Noorifard*** , Mohsen Hamidian****, Seyedeh Mahboubeh Jafari

** PhD Candidate in Accounting, Department of Accounting, Faculty of Economics and Accounting, Islamic Azad University, South Tehran Branch, Tehran, Iran.*
Email:*zamani.m63@gmail.com*

***Assistant Professor of Economics, Department of Theoretical Economics, Faculty of Economics and Accounting, Islamic Azad University, Tehran Central Branch, Tehran, Iran (Corresponding Author).*
Email: *ghemamverdi20@gmail.com*

0000-0002-3944-4747
Postal address*: Tehran - Velayat Complex in Sohanak- Faculty of Economics and Accounting - Department of Theoretical Economics - Postal code: 1955847781*

**** Assistant Professor of Accounting, Department of Accounting, Faculty of Economics and Accounting, Islamic Azad University, South Tehran Branch, Tehran, Iran.*
Email: *dr.noorifard.y@gmail.com*

***** Associate Professor of Accounting, Department of Accounting, Faculty of Economics and Accounting, Islamic Azad University, South Tehran Branch, Tehran, Iran.*
Email: *Hamidian2002@yahoo.com*

****** Assistant Professor of Accounting, Department of Accounting, Faculty of Economics and Accounting, Islamic Azad University, South Tehran Branch, Tehran, Iran.*
Email: *Sm_jafari@azad.ac.ir*

ARTICLE HISTORY	JEL CLASSIFICATION	KEYWORDS
Received:: 19 November 2020 revision: 15 January 2021 acceptance: 19 March 2021	***D81،G32،C15،C53،C63، E37 ،G17***	***Market risk, value at risk , Communication Artificial Intelligence Algorithm***

Further Information:
The present article is taken from the doctoral dissertation of Mr. Mohammad zamani, with supervisor of Yadollah Nourifard, Ph.D. and Ghodratollah Emamverdi, Ph.D. with consulting supervisor Mohsen Hamidian Ph.D. and Seyedeh Mahboobeh Jafari, Ph.D. at the Islamic Azad University, South Tehran 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:
zamani, Mohammad., Emamverdi, Ghodratollah., Noorifard, Yadollah., Hamidian, Mohsen., & Jafari, Seyedeh Mahboubeh. (2024). Predicting Value At Risk: An Artificial Intelligence Approach. *Quarterly Journal of Quantitative Economics(JQE)*, 20(2), 1-33. [in persian]
10.22055/jqe.2021.35793.2293

© 2024 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 purpose of this study is to compare the accuracy of predicting market risk calculation methods of value at risk with the relevance of the artificial intelligence approach. the increasing development of financial markets has revealed the importance of estimating the well-known measure of market risk, risk value more than before. Value at Risk (VaR) is a statistical measure that calculates and quantifies the maximum expected loss from holding an asset or portfolio over a period of time with a certain probability (known confidence level) and is one of the most important market risk criteria that is widely used to manage financial risk by financial regulators and portfolio managers. Macro-level risks have pervasive effects and can have negative effects on the entire financial market.

METHODOLOGY

Therefore, using daily stock price information, the value at risk was calculated and used by parametric methods (variance-covariance method), historical simulation, bootstrap simulation between the time period of 1390 to 1396 Tehran Stock Exchange for statistical sample companies. After reducing the fluctuations of the Bootstrap, Historical and Variance covariance methods using wavelet transformation for model training and forecasting, the method uses every 15 consecutive days as input (the same independent variable) in the RVM model and the 16th day as the dependent variable in It was considered and to evaluate the models, two evaluation criteria named Mean Square Error (MSE), Mean Absolute Value of Error (MAE) have been used for prediction, and communication vector machine algorithm has been used. The RVM algorithm is a non-linear model and it causes the algorithm to become non-linear by transferring data from the input space to the feature space. Gaussian kernel is used for nonlinearization in communication vector machine.

FINDINGS

The results of testing the hypotheses and fitting the relevant artificial intelligence algorithm showed that the artificial intelligence algorithm is an efficient method for predicting daily value-at-risk methods. Also, in the Iranian capital market, risk-value forecasting is done with the semi-parametric bootstrap method with higher power and is recommended for use. Parametric methods (variance-covariance) and historical simulation are in the next ranks.

CONCLUSION

The studies conducted on value at risk have been limited to one industry or with portfolio definition and all listed companies have not been investigated. The widely used variance-covariance, historical simulation, and bootstrap simulation are calculated and they are predicted using artificial intelligence algorithm. In a way, the previous researches have a smaller statistical population and lacks measurement of the effectiveness of the models in practice. The results show that the power of the bootstrap simulation method in predicting the value at risk is greater than other methods, although the parametric method (variance-covariance) with a large difference Partial is placed in the next rank, and the historical method is placed in the last rank of this classification.

Reference

Abdelghany, K. E. (2005). Disclosure of market risk or accounting measures of risk: an empirical study. *Managerial Auditing Journal*, *25*, 867-875.

Alexander, C. (2009). *Market risk analysis, value at risk models* (Vol. 4). John Wiley & Sons.

Angelidis, T., & Degiannakis, S. (2005). Modeling risk for long and short trading positions. *The Journal of Risk Finance*, *6*(3), 226-238.

Assaf, A. (2015). Value-at-Risk analysis in the MENA equity markets: Fat tails and conditional asymmetries in return distributions. *Journal of Multinational Financial Management*, *29*, 30-45.

Atefi, E., & Ranjbar, M. R. (2019). Estimation Value at Risk using by combining approach Exteme Value Theory and CIPRA at Tehran stock Exchange. *Financial Engineering and Portfolio Management*, *38*(10), 375-394. dor:20.1001.1.22519165.1398.10.38.17.3 [in persian]

Barone-Adesi, G., Giannopoulos, K., & Vosper, L. (1999). VaR without correlations for nonlinear portfolios. *Journal of Futures Markets*, *19*, 583-602.

Barone-Adesi, G., & Giannopoulos, K. (2000). Non parametric Value-at-Risk techniques. myths and realities. *Economic Notes*, *30*(2), 167-181.

Bauwens, L., Hafner, C. M., & Laurent, S. (2012). *Handbook of volatility models and their applications* (Vol. 3). John Wiley & Sons.

Biek Khormizi, M., & Rafei, M. (2020). Modeling Value at Risk of Futures Contract of Bahar Azadi Gold Coin with Considering the Historical Memory in Observations Application of FIAPARCH-CHUNG Models. *Journal of Asset Management and Financing*, *8*(1), 57-82. doi: 10.22108/amf.2018.107307.1189 (in Persian)

Bijelic, A., & Ouijjane, T. (2019). Predicting Exchange Rate Value-at-Risk and Expected Shortfall: A Neural Network Approach.

Botshekan, M., Peymani, M., & Sadredin Karami, M. (2019). Estimate and evaluate non-parametric value at risk and expected shortfall based on principal component analysis in Tehran Stock Exchange. *Financial Management Perspective*, *8*(24), 79-102. dor: 20.1001.1.26454637.1397.8.24.4.2 (in Persian)

Butler, J., & Schachter, B. (1997). Estimating value-at-risk with a precision measure by combining kernel estimation with historical simulation. *Review of Derivatives Research*, *1*, 371-390.

Darabi, R., Vaghfi, S. H., & Salmanian, M. (2017). Relationship between social responsibility reporting with company value and risk for companies registered in Tehran Stock Exchange. *Valued and Behavioral Accountings Achievements*, *1*(2), 193-213.doi: 10.18869/acadpub.aapc.1.2.193 (in persian)

Ebrahimi, S. B., Aghaei, M., & Mohebbi, N. (2017). Estimating Portfolio Value-at-Risk and Expected Shortfall by Possibility and Necessity Theory. *Financial Research Journal*, *19*(2), 193-216.doi: 10.22059/jfr.2017.218621.1006298 (in persian)

Echaust, K., & Just, M. (2020). Value at risk estimation using the GARCH-EVT approach with optimal tail selection. *Mathematics*, *8*(1), 114.

Eqbalnia, M. (2008). Testing the value at risk model for forecasting and managing investment risk. *Business Management Perspectives*, *21*, 33-54.

Fallahshams, M., Naserpour, A., Saqafi, A., & Taqavifard, M. T. (2017). The Use of Incremental Value at Risk (IVaR) in Calculating Portfolio Risk Using “Before and After. *Strategic Management Thought*, *11*(2), 205-226. doi: 10.30497/SMT.2017.2159 (in persian)

Fallahshams, M. F., Naserpour, A., Saqafi, A., & Taqavifard, M. T. (2017). The Use of Incremental Value at Risk (IVaR) in Calculating Portfolio Risk Using “ Before and After" Approach. *Strategic Management Thought*, *11*(2), 205-226. doi: 10.30497/smt.2017.2159 (in persian)

Fereydoni, Farshid, Darabi, Roya, Anvar Rostami, Ali Asghar. (2020). Application of artificial intelligence algorithm in predicting profit smoothing. *Financial Accounting and Auditing Research*, 12 (45), 103-134. https://civilica.com/doc/1045483(in persian)

Ghaffari, F., Nikomram, H., & Zomordian, G. (2014). Study of the ability to explain neural network models in measuring the value at risk. *Journal of Financial Engineering and portfolio Management*, *5*(19), 19-38. dor: 20.1001.1.22519165.1393.5.19.2.5 (in persian)

Ghulam, Y., & Doering, J. (2017). Spillover effects among financial institutions within Germany and the United Kingdom. *Research in International Business and Finance*, *44*, 49-63.

Hamidian, M., Habibzadeh Baygi, S. J., Salmanian, M., & Vaghfi, S. H. (2016). The Systematic Risk Prediction of Listed Companies in Tehran Stock Exchange Using Ant Colony and LARS Algorithm. *Journal of Iranian Accounting Review*, *3*(10), 19-40. doi: 0.22055/jiar.2016.12732 (in persian)

He, K., Ji, L., Tso, G. K., Zhu, B., & Zou, Y. (2018). Forecasting exchange rate value at risk using deep belief network ensemble based approach. *Procedia computer science*, *139*, 25-32.

Heidari Haratmeh, M. (2019). Portfolio Optimization with CVaR under VG Process. *Financial Knowledge of Securities Analysis*, 12(41), 101-112. magiran.com/p1959212 (in persian)

Joaquin, D. C. (2016). On animal spirits and economic decisions: Value-at-Risk and Value-within-Reach as measures of risk and return. *The Quarterly Review of Economics and Finance*, *60*, 231-233.

Jorion, P. (2000). Value at Risk: The New Benchmark for Managing Financial Risk. *European financial management*, *6*(3), 277-300.

Kachecha, C., & Strydom, B. (2011). *Using Accounting Data as a Measure of Systematic Risk*.

Mohammad Zadeh, A., & Masoud Zadegan, S. (2017). Forecasting Daily Volatility and Value at Risk with High Frequency Data. *Journal of*

Development & Evolution Mnagement, *1395*(27), 63-74. available at: https://civilica.com/doc/792026(in persian)

Nabavi Chashmi, S. A., Ghanbari Memeshi, E., & Memarian, E. (2018). Value at Risk in Tehran Stock Exchange using Non-parametric and parametric Approaches. *Business Management*, *46*, 252-272.available at: magiran.com/p2149817 (in persian)

Naderi Nooreini, M. M. (2018). The Best Methodology of Estimation of Value-at-Risk in Iranian Mutual Funds. *Journal of Asset Management and Financing*, *6*(1), 159-180.doi: 10.22108/AMF.2017.21353 (in persian)

Narimani, R., Hakimipour, N., & Rezaei, A. (2013). Application of artificial neural network method and conditional heterogeneity variance models in calculating the risk value. *Financial Economics*, *7*(24), 101-137.dor: 20.1001.1.25383833.1392.7.24.4.9 (in persian)

Patton, A. J., Ziegel, J. F., & Chen, R. (2019). Dynamic semiparametric models for expected shortfall (and value-at-risk). *Journal of econometrics*, *211*(2), 388-413.

Paytakhti Oskooe, S. A., Hadipour, H., & Aghamiry, H. (2019). The Stock Optimal Portfolio using value at risk: Evidence from Tehran Stock Exchange. *Empirical Studies in Financial Accounting*, *15*(61), 157-178.

Pritsker, M. (2006). The hidden dangers of historical simulation. *Journal of Banking & Finance*, *30*(2), 561-582.

Raghfar, H., & Ajorlo, N. (2016). Calculation of Value at Risk of Currency Portfolio for a Typical Bank by GARCH-EVT-Copula Method. *Iranian Journal of Economic Research*, *21*(67), 113-141. doi: https://doi.org/10.22054/ijer.2016.7238

Rahnamarodposhti, F., Ghandehari, S., & Sharareh. (2015). Estimating of value at risk - based risk assessment on the performance evaluation of active portfolio management in tehran stock exchange. *Financial*

engineering and portfolio management, 6(24), 91.dor: 20.1001.1.22519165.1394.6.24.6.6 (in persian)

Rastgoo, N., & panahian, h. (2018). Designing and Explaining the Systematic Risk Estimation Model using metaheuristic Method in Tehran Stock Exchange: Adaptive Approach to the Model of Econometrics and Artificial Intelligence. *Financial Engineering and Portfolio Management, 35*(9), 19-49. doi:20.1001.1.22519165.1398.10.41.11.3 [in persian]

Rezagholizadeh, M., elmi, Z., & mohammadi majd, S. (2023). The Effect of Financial Stress on the Stock Return of Accepted Industries in Tehran Stock Exchange. *Quarterly Journal of Quantitative Economics (JQE), 20*(1), 32-73. doi: 10.22055/jqe.2021.35405.2284

Sajjad, R., & Taherifar, R. (2016). Confidence interval Calculation & Evaluating Markov regime switching Precision for Value-at-Risk Estimation: A Case Study on Tehran Stock Exchange Index (TEDPIX). *Financial Research Journal,* 18(3), 461-482. doi: 10.22059/jfr.2016.62451 (in persian)

Salehi, M., Mousavi Shiri, M., & Ebrahimi Swizi, M. (2014). The information content of declared dividends per share and predicted earnings per share in explaining abnormal stock return. *21*(6), 117-140. dor: 20.1001.1.23830379.1393.6.21.5.5 (in persian)

Sener, F., Bas, C., & Ikizler-Cinbis, N. (2012). On recognizing actions in still images via multiple features. European Conference on Computer Vision,

Shafiee, A., Abdoh, T. H., Raei, R., & Falahpor, S. (2019). Estimation of Value at Risk with Extreme Value Theory approach and using Stochastic Differential Equation. 10(40), 325-348.dor: 20.1001.1.22519165.1398.10.40.15.5 (in persian)

Talibnia, G., & Ahmadi Nezamabadi, F. (2010). Investigating the Predictive Power of the Famav French (F&F) Three-Factor Model and the Value at Risk (VaR) Model in Selecting the Optimal Stock Portfolio of Companies Listed on the Tehran Stock Exchange. *Journal of*

Management Accounting, *3*(6), 49-62. available at: https://sanad.iau.ir/Journal/jma/Article/816531 (in persian)

Taylor, J. W. (2020). Forecast combinations for value at risk and expected shortfall. *International Journal of Forecasting*, *36*(2), 428-441.

Tehrani, R., Mohammadi, S., & Porebrahimi, M. (2011). Modeling and forecasting the volatility of Tehran Exchange Dividend Price Index (TEDPIX). *Financial Research Journal*, *12*(30), 23-36 dor: 20.1001.1.10248153.1389.12.30.1.1 (in persian)

Tipping, M. E. (2000). The relevance vector machine. Advances in neural information processing systems, Exchange. *Quarterly Journal of Quantitative Economics (JQE),* 19(4), 43-78.

Torki, L., Esmaeli, N., & 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. doi: 10.22055/jqe.2021.33186.2240 (in persian)

Zhang, D., Sikveland, M., & Hermansen, Ø. (2018). Fishing fleet capacity and profitability. *Marine Policy*, *88*, 116-121. Doi: https://doi.org/10.1016/j.marpol.2017.11.017

Quarterly Journal of Quantitative Economics(JQE) **(2024) 21(2) 34-74**

Shahid Chamran University of Ahvaz

Quarterly Journal of Quantitative Economics

Journal Homepage: www.jqe.scu.ac.ir
Print ISSN: 2008-5850
Online ISSN: 2717-4271

The effect of Financial Decentralization on Efficiency of Health Services Delivery in the Provinces of Iran during 2006-2016: Using Spatial Econometrics

Maryam Khodaverdi Samani*, Mohammad Alizadeh**, Mohammad Hasan Fotfros ***

** PHD Student of Economics, Department of Economics, Department of Economics, Faculty of Management and Economics, Lorestan University, Khoram abad, Iran.*
***Email**: samanimaryam74@yahoo.com*

*** Associate Professor of Economics, , Department of Economics, Faculty of Management and Economics, Lorestan University, Khoram abad, Iran. (Corresponding Author)*
***Email**: Alizadeh176@yahoo.com*
0000-0001-8413-4580
***Postal address**: Department of Economics, Faculty of Management and Economic, khoram Abad.lorestan university.*

**** Full Professor of Economics, Department of Economics, Faculty of Management and Economics, Bu-Ali Sina University, Hamadan, Iran.*
***Email**: fotros1950@yahoo.com.*

ARTICLE HISTORY	JEL CLASSIFICATION	KEYWORDS
Received: 26 January 2021 ***Revision: 25 May 2021*** ***Acceptance: 26 June 2021***	***D60 ،I30 ،N60***	***Financial Decentralization, Efficiency of Health Services, Spatial Econometrics***

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:
khodaverdi samani, Maryam., Alizadeh, Mohammad & Fotros, Mohammad hasan. (2024). The effect of Financial Decentralization on Efficiency of Health Services Delivery in the Provinces of Iran during 2006-2016: Using Spatial Econometrics. *Quarterly Journal of Quantitative Economics(JQE)*, 21(2), 34-74. [in persian]
10.22055/jqe.2021.36482.2333

© 2024 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

One of the most important parts of any country is the health sector and the health system, which has a great impact on the country's development. Developed countries consider their most successful services in optimizing and providing appropriate health and treatment services, because In a society, the provision of health care services and the health system in an optimal way will lead to the satisfaction of the society. In recent years, in response to the inability of central governments to provide public goods and services, many countries around the world have used decentralization. This method is considered a way to make the government more efficient, responsive and responsible.

METHODOLOGY

This research is applied in terms of purpose and in terms of causal-analytical method, during which it examines the effect of financial decentralization on the efficiency of providing public services using the combined data of Iran's provinces during the period of 1385-1395 using the spatial econometric method. In the current research, a two-step approach has been adopted: the first step is to estimate the efficiency coefficient, in which the efficiency of public services is estimated using the SFA random frontier method. Unlike non-parametric models that do not consider the effect of physical factors due to the limitation of the number of variables, the SFA model includes the model with multiple inputs. In the second stage, the effect of centralization on the efficiency of health services is investigated

Shahid Chamran University of Ahvaz
Quarterly Journal of Quantitative Economics
(former Economic Studies)

FINDINGS

The obtained results show that the effect of income and expenditure decentralization index on the efficiency of health services is positive and significant, and the square of the financial decentralization index on the efficiency of health services is negative and significant. The obtained results show that there is a non-linear relationship between decentralization and efficiency, and therefore an optimal value for decentralization can be obtained that the provinces that are below the optimal value can improve the efficiency of their health services by increasing decentralization; In other words, excessive financial decentralization will have a negative effect on the efficiency of health services. In fact, the initial levels of financial decentralization have a positive effect on efficiency, but after passing the maximum point, increasing financial decentralization leads to a decrease in the efficiency of providing public health services.

CONCLUSION

The results of the research show that the effect of financial decentralization of revenue and expenditure on the efficiency of health services is non-linear. The level of financial decentralization index has a positive coefficient with the efficiency of health services and a negative coefficient with the square of the decentralization index. This means that increasing the level of decentralization in the provinces does not always lead to an increase in the efficiency of health services, but it has an optimal limit for each province, and after reaching the maximum point, the increase in decentralization causes the efficiency to decrease. In fact, the loss of economies of scale and the increase of costs over benefits, the weakness of human resources, the low technological level of provinces compared to national institutions, the lack of a strong monitoring system that leads to corruption, are among the factors that prevent the positive impact of decentralization on The efficiency of providing healthcare services. The optimal level of expenditure decentralization in this research is 7.75, which most of the provinces of the country are at the optimal level in terms of external decentralization, so the increase in expenditure decentralization will not lead to the improvement of the efficiency of health services. In contrast, the optimal level of income decentralization is 44.36, which is Tehran and Isfahan provinces. are above this limit and other provinces are below the optimal value of income decentralization, so the implementation of income decentralization policy can lead to more efficient provision of healthcare services.

Reference

Abimbola, S. (2020). Beyond positive a priori bias: reframing community engagement in LMICs. *Health Promotion International*, *35*(3), 598-609. doi: 10.1093/heapro/daz023.

Abimbola, S., Negin, J., Jan, S., & Martiniuk, A. (2014). Towards people-centred health systems: a multi-level frak for analysing primary health care governance in low-and middle-income countries. *Health Policy and Planning*, *29*(suppl_2), ii29-ii39.

Abimbola, S., Leonard Baatiema5 and Maryam Bigdeli(2019): The impacts of decentralization on health system equity, efficiency and resilience: a realist synthesis of the evidence, *Health Policy and Planning*, 34, 605–617.

Abounoori, E., & Kashefi, A. (2018). Economic Growth of Iranian Provinces. *Macroeconomics Research Letter*, *13*(25), 154-180. doi: 10.22080/iejm.2018.2038. [In Persian].

Rauf, A., Khan, A. A., Ali, S., Qureshi, G. Y., Ahmad, D., & Anwar, N. (2017). Fiscal decentralization and delivery of public services: Evidence from education sector in Pakistan. *Studies in Business and Economics*, *12*(1), 174-184.

Adam, B., Elhiraika. (2007). Fiscal Decentralization and Public Service Delivery in South Africa. African Trade Policy Centre. ATPC Work in Progress. No. 58.

Adam, A., Manthos D, D., & Kammas, P. (2008). Fiscal Decentralization and Public Sector Efficiency: Evidence from OECD Countries. Economics of Governance.no (23)2. 32-121.

Ahmad, I. (2016). Assessing the Effects of Fiscal Decentralization on the Education Sector: A Cross-Country Analysis. *The Lahore Journal of Economics*, *21*(2), 53-96.

Ahmed, M., & Lodhi, A. S. (2016). Impact of fiscal decentralizations on education and healthcare outcomes: Empirical evidence from Pakistan. *Journal of Applied and Emerging Sciences*, *4*(2), p122-134.

Alizadeh, M., Jafari Samimi, A., (2008). The effect of financial decentralization on economic growth in Iran. Ph.D. Thesis. Mazandaran University. Faculty of Administrative and Economic Sciences.[In Persian]

Antonis, A,. Manthos, D., Delis, Pantelis K., (2012). Fiscal decentralization and publicsector efficiency: Evidence from OECD countries: MPRA Paper No. 36889, posted 24 Feb 2012 06:15 UTC.

Arrow, K. J. (1978). Uncertainty and the welfare economics of medical care. In *Uncertainty in economics* (pp. 345-375). Academic Press.

Azar, A., Andalib Ardakani, D., Shahtahmasbi, E., (2010). Assessment of Relative Efficiency of Country Provinces in Rural Health Sector during the Third Development Plan and Early Years of the Fourth Development. 13 (39):65-78 . [In Persian]

Battese, G. E., & Coelli, T. J. (1995). A model for technical inefficiency effects in a stochastic frontier production function for panel data. *Empirical economics*, *20*, 325-332.

Bossert, T. J., & Mitchell, A. D. (2011). Health sector decentralization and local decision-making: decision space, institutional capacities and accountability in Pakistan. *Social science & medicine*, *72*(1), 39-48.

Dick-Sagoe, C. (2020). Decentralization for improving the provision of public services in developing countries: A critical review. *Cogent Economics & Finance*, *8*(1), 1804036.

De Mello, L. (2012). Fiscal decentralization and public investment. In *Decentralization and Reform in Latin America*, 112-139. Edward Elgar Publishing.

Dinda, S., & Coondoo, D. (2006). Income and emission: a panel data-based cointegration analysis. *Ecological Economics*, 57(2), 167-181.

Elhorst, J. P., & Elhorst, J. P. (2014). *Spatial panel data models. Spatial econometrics: From cross-sectional data to spatial panels*, 37-93.

Faguet, J. P. (2001). Does decentralization increase responsiveness to local needs?-evidence from Bolivia (No. 2516). *The World Bank*.

Ghaffaryfard, M. (2013). Fiscal Decentralization Effectiveness on Economic Growth in Different Provinces of Iran. *The Journal of Planning and Budgeting*, *17*(4), 3-23. [in Persian]

Golkhandan, A., (2017). The Impact of Fiscal Decentralization on Health Indicators in Iran. *Health Research Journal*; 3, (1). 63-71.[In Persian]

Gilson, L., Kilima, P., and Tanner, M., (1994). Local Government Decentralization and the Health Sector in Tanzania. *Public Administration and Development 15*:451–77.

Griffith, D. A., & Paelinck, J. H. P., (2011). Non-standard spatial statistics and spatial econometrics. *Springer Science & Business Media.*

Hurwicz, L., (2008). But who will guard the guardians? *The American Economic Review* 98: 577–85

Kasraei, A., (2006). the theory of convergence, spatial dependence and regional growth (evidence from member countries of the Organization of Islamic Summit for application). *Journal of Economic Research*; 77, 27-64.[In Persian].

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]

Khemani, S. (2001). *Decentralization and Accountability: Are voters more vigilant in local than in national elections?* (Vol. 2557). World Bank Publications.

Khemani, S. (2006). Local government accountability for health service delivery in Nigeria. *Journal of African economies*, 15(2), 285-312.

Litvack, J. I., Ahmad, J., & Bird, R. M. (1998). *Rethinking decentralization in developing countries*. World Bank Publications.

Martinez-Vazquez, J., & McNab, R. M. (2003). Fiscal decentralization and economic growth. *World development*, 31(9), 1597-1616.

Motaqi, S. (2015). Geographical distribution of efficiency in the health sector in Iran's provinces with an emphasis on health sector indicators. *Quarterly Journal of New Attitudes in Human Geography*, *4*(7), 105-114. Retrieved from http://sanad.iau.ir/fa/Article/859717 [in persian]

Mehrara, M., & Shirijian, M. (2011). The Long-Term Impact of Human Resources on Economic Growth According to Bayesian Econometric Approach: A Case Study of Some Developing Countries. *The Journal of Economic Policy*, *3*(6), 1-32. [In Persian]

Mohammadi, N., Haji, G., & Fotros, M. H. (2020). The impact of combined fiscal decentralization on economic growth in proviences of Iran. *Economic Growth and Development research*, 10(38), 98-75.[In Persian]

Sow, M., & Razafimahefa, I. F. (2015). Fiscal Decentralization and The Efficiency of Public Service Delivery: *International Monetary Fund*. WP/15/59 IMF Working Paper Fiscal Affairs.

Musgrave, R. A., & Musgrave, R. A. (1959). *The theory of public finance: a study in public economy* (Vol. 658). New York: McGraw-Hill.

Naqibi, M., Tanhaei Dilmaghani, M,. (2016). Effects of financial decentralization on human development index in Iran. *Journal of Financial economics* (financial economics and development). 11. (38). 121-138.[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 (JQE)*, 20(2), 129-164.[In Persian]

Oates, W. E. (1993). Fiscal decentralization and economic development. *National tax journal*, 46(2), 237-243.

Oates, W. E. (2002). A reconsideration of environmental federalism. *Recent advances in environmental economics*, 1-32.

Oates, W. (1972). *Fiscal Federalism New York: Harcourt*. Brace, Jovanovich.

Que, W., Zhang, Y., & Liu, S. (2018). The spatial spillover effect of fiscal decentralization on local public provision: Mathematical application and empirical estimation. *Applied mathematics and computation*, *331*, 416-429.

Panahi, H., Mohammadzadeh, P., & Akbari, A. (2015). The Relationship between Urban Households Energy and Transportation Demand with Environmental Pollution through Greenhouse Gas Emissions in the Provinces of Iran. *Journal of Geography and Planning*, *18*(50), 29-53. Availabe at: https://geoplanning.tabrizu.ac.ir/article_3123.html?lang=en [in persian]

Pal, S., & Wahhaj, Z. (2017). Fiscal decentralisation, local institutions and public good provision: evidence from Indonesia. *Journal of Comparative Economics*, *45*(2), 383-409 .

Pritchett, L. (1996). Mind your p's and q's: the cost of public investment is not the value of public capital. *Available at SSRN 620621*.

Rubio, D. J. (2011). The impact of decentralization of health services on health outcomes: evidence from Canada. *Applied Economics*, 43(26), 3907-3917.

Sadeghi Shahdani, M., & Aghajani Memar, E. (2015). The Effect of Partial Fiscal Decentralization on Regional Economic Growth of Iran. *Journal*

of Economic Modeling Research, 6(20), 159-191. doi:10.18869/acadpub.jemr.5.20.159 [In Persian]

Saavedra, P. A. (2010). *A study of the impact of decentralization on access to service delivery*.

Schwartz, B. J., Guilkey, D. K., & Racelis, R. (2002). *Decentralization, allocative efficiency and health service outcomes in the Philippines. MEASURE Evaluation*, Carolina Population Center, University of North Carolina at Chapel Hill.

Soto, V. E., Farfan, M. I., & Lorant, V. (2012). Fiscal decentralisation and infant mortality rate: The Colombian case. *Social Science & Medicine*, *74*(9), 1426-1434.

Tiebout, C. M. (1956). A pure theory of local expenditures. Journal of political economy, 64(5), 416-424.

Hao, Y., Liu, J., Lu, Z. N., Shi, R., & Wu, H. (2021). Impact of income inequality and fiscal decentralization on public health: Evidence from China. *Economic Modelling*, *94*, 934-944.

Wang, M., & Tao, C. (2019). Research on the efficiency of local government health expenditure in China and its spatial spillover effect. *Sustainability*, *11*(9), 2469.

Zengounejad, A., (2008). Fertility efficiency measurement indicators of data overlay analysis in Naja provincial units, *Supervision and Inspection Quarterly*, 3, (9). 9-39.[In Persian]

Shahid Chamran University of Ahvaz
Quarterly Journal of Quantitative Economics
(former Economic Studies)

Appendix

Results from estimating the efficiency of Health Services

Source: research findings

p-value	Statistical standard deviation	Estimated coefficient	Variable
0/001	0/25	-0/8512	Number of hospitals
0/000	0/2565	1/33	Number of active beds
0/000	0/2101	0/7937	Health and medical centers
0/043	0/146	0/43	Number of laboratories
0/000	0/088	-0/187	Number of employees
0/089	0/03260	-0/00046	Expenditures
0/032	0/2879	0/61	Variance of the inefficiency component and the random component (σ^2)
0/000	0/3687	1/66	Variance ratio of the inefficiency component to the total variance (γ)

Quarterly Journal of Quantitative Economics(JQE) **(2024) 21(2) 75-125**

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

Estimating the Impact of Uncertainty of Macroeconomic and Foreign Trade Variables on Income Distribution among Income Deciles

Reza Ashraf Ganjoei *, Hossein Akbari Fard **,Seyed Abdul Majid Jalaei Esfandabadi*** Mashaallah Mashinchi****

* *Assistant Professor, Economics Department, Faculty of Economics and Management, University of Sistan and Baluchestan, Zahedan, Iran.* ***(corresponding author)***
.Email: reza_ash@eco.usb.ac.ir

0000-0003-3854-8445
Postal address*: Central Organization of Sistan and Baluchestan University, Faculty of Economics, Department of Economic Sciences*.

** *Associate Professor of Economics, Faculty of Management and Economics, Shahid Bahonar University of Kerman, Kerman, Iran.*
*Email****:*** *hakbarifard@uk.ac.ir*

*** *Professor of Economics, Faculty of Management and Economics, Shahid Bahonar University of Kerman, Kerman, Iran*
Email*: jalaee@uk.ac.ir*

**** *Professor of Statistics, Faculty of Mathematics and Computer Science, Shahid Bahonar University of Kerman, Kerman.*
*Iran. Email****:*** *mashinchi@ uk.ac.ir*

ARTICLE HISTORY	JEL CLASSIFICATION	KEYWORDS
Received: 27 February 2021	***D50, E47, G21***	***Income deciles,***
Revision: 14 June 2021		***Uncertainty, EPU index,***
Acceptance: 26 June 2021		***Open economy indicators,***
		Fuzzy nonlinear regression

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:
Ashraf Ganjavii, Reza. Hossein, Akbari Fard, Seyed Abdul Majid, Jalaei Esfandabadi & Mashaallah, Mashinchi. (2024). Estimating the Impact of Uncertainty of Macroeconomic and Foreign Trade Variables on Income Distribution among Income Deciles *Quarterly Journal of Quantitative Economics(JQE)*, 21(2), 75-125. [in Persian]
10.22055/JQE.2021.36781.2350

© 2024 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

After a significant recession and the prominent role of the government in managing the economy within the framework of Keynesian economics, one of the important issues in macroeconomics is examining the relationship between the uncertainty of macroeconomic variables and income inequality, which is a characteristic of development. The uncertainty of macroeconomic variables poses significant challenges for developing countries, especially regarding income inequality issues. Based on the literature in this area, various factors such as high inflation rates, massive external debt, significant fluctuations in real exchange rates, payment deficits, and many other variables contribute to income inequality in developing countries. It has been observed that developed countries with minimal uncertainty in macroeconomic variables have relatively low income inequality and experience stable economic growth. Considering the importance of the subject, the question addressed in this study is the extent to which uncertainty in macroeconomic variables and foreign trade affect income inequality between income deciles and with what probability they influence income inequality thresholds. Since fuzzy logic modelling is important in various aspects and due to the significance of the subject in this article, an attempt has been made to answer this question using non-linear fuzzy modelling in the form of numerical computation to calculate the upper, middle, and lower limits of income inequality between income deciles along with the degree of predictive credibility of these limits (probability of each threshold). This article is organized into five sections. Following the introduction, the

second section reviews the literature on the subject. The third section discusses the research methodology, the fourth section presents the research findings, and the fifth section provides conclusions and policy recommendations.

METHODOLOGY

Fuzzy rule-based system in the form of Z-numbers (Z-FRBS): is a fuzzy nonlinear regression model in which fuzzy rules are used. Z-FRBS is a modeling method to investigate the uncertainty behaviors of economic variables, which is one of the main ideas and innovations of this study. The modeling cycle steps for the LSTAR model are as follows. To create a Z-FRBS model, it is first necessary to examine the non-linear behavior of the variables, hence the steps of fitting a non-linear model (ESTAR or LSTAR model) are presented.

FINDINGS

Based on the results of this study, inflation, which is an important indicator of the instability of macro variables, has a dual impact on income distribution in society, causing income inequality to widen. In fact, inflation is seen as a subsidy for some individuals and as a tax for others. It adversely affects individuals with fixed incomes and benefits those who own assets such as land, buildings, etc. Therefore, the government can target groups with low incomes or fixed incomes by implementing special programs for them, including transfer payments, tax reductions, and by redistributing income through progressive income and wealth taxes for individuals who possess more assets than they need.

CONCLUSION

The results of investigating the impact of variable uncertainty show that foreign investment leads to income inequality, especially in the ninth and tenth deciles. The reasons for this inequality, based on empirical studies, are that an increase in foreign investment, due to the possibility of utilizing more capital, increases the final production labor force, thereby increasing labor wages, which ultimately leads to a reduction in income inequality. On the other hand, the susceptibility of the domestic market to international market developments has had a significant impact on exchange rate fluctuations, inflation rates, and stock yield instability, leading to increased macroeconomic policy instability and income inequality differences between income deciles. Considering the importance of inequality among income deciles due to macroeconomic unstable variables resulting from policies, further increases in inequality among higher-income deciles compared to lower-income deciles occur over time, and compensatory policies have not been sufficient to reduce the extent of

Shahid Chamran University of Ahvaz
Quarterly Journal of Quantitative Economics
(former Economic Studies)

inequality. Therefore, special attention of policymakers to policy-making and its implications leads to inevitable consequences in the economy. Based on the results of this research, the issue of direct foreign investment may pose a challenge for policymakers, but given the inevitable nature of globalization, appropriate plans are necessary to address this challenge, including necessary support for labor, expanding social services, controlling foreign capital, and relying on people-oriented institutions to empower the workforce in dealing with capital, focusing on inequality foundations such as illiteracy and lack of skills, creating social opportunities for education and skill acquisition. The government's efforts to address these problems are among the most effective steps in reducing income inequality in Iran in the face of globalization. Moreover, considering that direct foreign investment and expansion of foreign trade are essential aspects of globalization and governments follow policies to promote globalization due to benefits such as technology transfer and increased productivity, it is recommended that governments, along with globalization, take actions such as creating economic and political stability, strengthening the foundations of the economy.

Reference

Abunouri, A., Khoshkar, A., & Arash. (2007). The effect of macroeconomic indicators on income distribution in Iran: an inter-provincial study. *Economic Research, 77*(1), 65-95. https://www.sid.ir/paper/11876/fa [In Persian]

Akrami, & M. (2004). Considerations about bank interest rates in Iran. *Journal of economic trends*, 42(14), 20-46. https://www.sid.ir/paper/486106/fa [In Persian].

Aliev, R. A., Pedrycz, W., Huseynov, O. H., & Eyupoglu, S. Z. (2017). ApproximateReasoning on a Basis of Z-Number-Valued If–Then Rules. IEEE Transactions on Fuzzy Systems, 25(6), 1589-1600.

Amiri, A., Coppola, G., Scuderi, S., Wu, F., Roychowdhury, T., Liu, F., ... & Vaccarino, F. M. (2018). Transcriptome and epigenome landscape of human cortical development modeled in organoids. *Science*, 362(6420), eaat6720.

Antonakakis, N., Gupta, R., & André, C. (2015). Dynamic co-movements between economic policy uncertainty and housing market returns. Journal of Real Estate Portfolio Management, 21(1), 53-60.

Alvaredo., F, Lucas., C. (2018). World Inequality Report 2018. World Inequality Lab.Cagetti, Marco, and Mariacristina De Nardi. 2008. .Wealth

Inequality: Data and Models.Macroeconomic Dynamics 12 (Supplement 2): 285.313.

Asgharpour, H., Salmani, B., & Hekmati Farid, S. (2014). The Impact of Globalization on Income Distribution in OIC Countries. *quarterly journal of fiscal and Economic policies*, *2*(6), 123-140. Retrieved from http://qjfep.ir/article-1-62-en.html [in persian]

Ashraf Ganjavii, R., Akbari Fard, H. (2019). Linear regression with symmetric and asymmetric fuzzy coefficients. Fuzzy Systems and Applications, 2(2), 223-233. https://jfsa.fuzzy.ir/article_113422.html [In Persian].

Aye, G. C., & Harris, L. (2019). The effect of real exchange rate volatility on income distribution in South Africa (No. 2019/29). WIDER Working Paper.

Berisha, E., Gupta, R., & Meszaros, J. (2020). The impact of macroeconomic factors on income inequality: Evidence from the BRICS. *Economic Modelling*, *91*, 559-567.

Borkowska, B. (1974). Probabilistic load flow. IEEE Transactions on Power Apparatus and Systems, (3), 752-759.

Campbell, J. Y. (2016). Restoring rational choice: The challenge of consumer financial regulation. *Household Finance*.

Colciago, A., Samarina, A., & de Haan, J. (2019). Central bank policies and income and wealth inequality: A survey. Journal of Economic Surveys, 33(4), 1199-1231.

Dabalen, A., Gaddis, I., & Nguyen, N. T. V. (2020). CPI bias and its implications for poverty reduction in Africa. *The Journal of Economic Inequality*, 18(1), 13-44

Ditta, A., & Hayat, M. A. (2017). Macroeconomic Instability and Its Role on Income Inequality in Developing Countries. *Pakistan Economic and Social Review*, *55*(2), 613-636.

Ehsanfar, M. H., & Amoli Jelodar, Z. (2014). Relation Between Banking Profit Rate and Economic Growth via Hsiao Causality Method in Selected Islamic Countries. *journal of islamic finance research*, *2*(1), 101-113. Availabe at: https://ifr.journals.pnu.ac.ir/article_3758.html?lang=en [In Persian].

Elami Z., & Ariani, F. (2017). "Effect of financial development on income distribution in Iran. *Iranian Journal of Applied Economics*, 133-158. https://qjerp.ir/article-1-241-fa.pdf. https://qjerp.ir/browse.php?a_id=127&sid=1&slc_lang=fa. [In Persian]

Ezzat, A. M. (2020). Income Inequality Effects on Real Exchange Rate: Do Differentials between Tails Matter?. *Economic Research Forum (ERF)*.

Qorbani, H., Ghaffari, H., Nori, A., & Taqvaee, E. (2017). The Effect of Macroeconomic Variables on Income Distribution in Iran (with Emphasis on Targeted Subsidies). *Quarterly Journal of The Macro and Strategic Policies*, *5*(18), 143-158. Availabe at: https://www.jmsp.ir/article_47928.html?lang=en [In Persian]

Goh, L. T., & Law, S. H. (2019). The Effect of Trade Openness on Income Inequality with the Role of Institutional Quality. *Indonesian Journal of Economics, Social, and Humanities*, 1(2), 65-76.

Golina, N. J. (2018). An examination of the stock market's effect on economic inequality. *Undergraduate economic review*, 15(1), 7.

Hung, H., Fang, W., Miller, S. & Yeh. C., (2015), The effect of growth volatility on income inequality, *Economic Modelling*. 45, 212-222.

Josifidis, K., Supic, N., & Doroskov, N. (2020). Foreign Direct Investment and Income Distribution: Evidence from Post-Communist New EU Member States. *Eastern European Economics*, 58(6), 497-516.

Komijani, A., & mohammadzadeh, f. (2014). The Effect of Inflation on Income Distribution and Performance of Compensation Policies. *Quarterly Journal of Economic Research and Policies*, *22*(69), 5-24. Retrieved from http://qjerp.ir/article-1-127-en.html [In Persian]

kazerooni, a., asgharpur, H., & tayyebi, s. (2020). The Impact of Slow Economic Growth on Inequality of Income Distribution with Emphasis on Thomas Piketty's Hypothesis. *The Economic Research (Sustainable Growth and Development)*, *20*(1), 50-23. Retrieved from http://ecor.modares.ac.ir/article-18-21565-en.html [In Persian]

Law, C. H., & Soon, S. V. (2020). The impact of inflation on income inequality: the role of institutional quality. *Applied Economics Letters*, *27*(21), 1735-1738.

Luan, Z., & Zhou, Z. (2017). The relationship between annual GDP growth and income inequality: Developed and undeveloped countries. *Georgia Institute of Technology, Econ*, *3161*, 1-16.

Le, Q. H., Do, Q. A., Pham, H. C., & Nguyen, T. D. (2021). The impact of foreign direct investment on income inequality in Vietnam. *Economies*, *9*(1), 27.

Moridi, Z., Fattahi, S., & Sohaili, K. (2020). The Effect of Stock Market`s Development on Upper and Lower Income Deciles. *Financial Management Strategy*, *8*(1), 117-142. doi: 10.22051/jfm.2019.24331.1955 [In Persian]

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]

moradi, F., Jafari, M., & fatahi, S. (2023). The impact of good governance on income inequality in selected developing and developed countries with an emphasis on control of corruption. *Quarterly Journal of Quantitative Economics (JQE)*, *20*(3), 110-135. doi: 10.22055/jqe.2021.37420.2374 [in persian]

Noferesti, M., & Mohammadi, F. (2009). Analyzing the Effects of Macroeconomic Shocks on Income Distribution in Iran. *Iranian Journal of Economic Research*, *13*(38), 31-52. Available at: https://ijer.atu.ac.ir/article_3514.html?lang=en&lang=en&lang=en&lang=en [in persian]

Nwosa, P. I. (2019). Income inequality and economic growth in Nigeria: Implication for Economic Development. *Acta Universitatis Danubius. Œconomica*, *15*(1), 108-116.

Özüdoğru, C. T. (2020). Effect of inflation differentials across income groups on inequality measures: the Turkish case (Master's thesis).

Saez, E., & Gabriel, Z. (2016). .Wealth Inequality in the United States Since 1913: Evidence from Capitalized Income Tax Data, *Quarterly Journal of Economics*, 131(2), 519.578.

Sadigh Mohammadi, M. F., Sarlak, A., Najafizadeh, S. A., & Hassanzadeh, M. (2023). Impacts of Iranian Oil Sanctions on the Welfare of Households: A Recursive Dynamic Computable General Equilibrium Approach. *Quarterly Journal of Quantitative Economics (JQE)*, *20*(1), 139-194. doi: 10.22055/jqe.2021.38169.2397 [in persian]

Sotomayor, O. (2019). Growth with reduction in poverty and inequality: did Brazil show the way?. *The Journal of Economic Inequality*, *17*(4), 521-541.

Terasvirta, T.(1994). Specification, estimation, and evaluation of smooth transition auto regressive models. Journal of the American Statistical Association 89, 208–218

Tsay, R.S. (1989). Testing and modeling threshold autoregressive processes. *Journal of the American Statistical Association*, 84: 231-240.Vol. 45, May.

Quarterly Journal of Quantitative Economics(JQE) **(2024) 21(2) 127-158**

Shahid Chamran University of Ahvaz

Quarterly Journal of Quantitative Economics

Journal Homepage: www.jqe.scu.ac.ir
Print ISSN: 2008-5850
Online ISSN: 2717-4271

The Effect of cross-over effect of positive and negative monetary regimes on the incomplete and asymmetric Degree of Exchange Rate Pass-Through with: NARDL and Markov-switching Method

Ebrahim Anvari *, Parastoo Moradi, ** Seyed Aziz Arman***

** Associate Professor of Economics, Faculty of Economics and Social Sciences, Shahid Chamran University of Ahvaz, Ahvaz, Iran (Corresponding Author)*
Email: *e.anvari@scu.ac.ir*
0000-0002-6050-8645
Postal address*: Golestan, Faculty of Economics and Social Sciences, Shahid Chamran University of Ahvaz, Ahvaz, Iran*

*** MSC. Economic Science, Faculty of Economics and Social Sciences, Shahid Chamran University of Ahvaz, Ahvaz, Iran*
Email: *pmoradi857@gmail.com*

**** Professor of Economics, Faculty of Economics and Social Sciences, Shahid Chamran University of Ahvaz, Ahvaz, Iran*
Email: *saarman@scu.ac.ir*

ARTICLE HISTORY	JEL CLASSIFICATION	KEYWORDS
Received: 07 March 2021 ***revision: 09 August 2021*** ***acceptance: 17 September 2021***	***E52, C10, F30***	***degree of exchange rate pass-through, monetary regimes, Markov-switching NARDL***

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:
Anvari, Ebrahim, Moradi, Parastoo, Arman Seyed Aziz. (2024). The Effect of cross-over effect of positive and negative monetary regimes on the incomplete and asymmetric Degree of Exchange Rate Pass-Through with: NARDL and Markov-switching Method. *Quarterly Journal of Quantitative Economics (JQE)*, 21(2), 127-158. [in persian]
10.22055/JQE.2021.36717.2351

© 2024 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

Exchange rate pass-through and factors affecting on that measures extent and degree of impact on prices of through the exchange rate.in the literature, two channels for the exchange rate pass-throught distinguished: the direct channel and the indirect channel. Of the factors affecting the degree of exchange rate pass-through, monetary shocks can be point. Monetary base change in iran are very frequency and this frequency leads to price index and exchange rate volatility.

METHODOLOGY

The main objective of this study, is to investigate the effects of monetary regimes on exchange rate pass-through in Iran during 1986-2017. For this purpose, first are extracted by using Markov-switching method monetary supply regimes. Based on the results of the money supply behavior model, it was divided in to two regimes, the first regime being the positive money supply regime and the second regime the negative money supply regime. Then by defining two virtual variablesfor each of the monetary regimes, the cross-over effect of these variables along with variables such as the Degree of Commercial liberalization, oil prices and positive and negative exchange rate shocks using the nonlinear autoregressive distribution lag (NARDL) method on consumer price index in the short run and long run has been studied. nonlinear autoregressive distribution lag (NARDL) method which gives more merits over linear ARDL approach.

Shahid Chamran University of Ahvaz
Quarterly Journal of Quantitative Economics
(former Economic Studies)

FINDINGS

Since in recent years, many economic and political factors have caused the exchange rate to undergo many changes that were not necessarily directional, considering the symmetrical effects of non-directional exchange rate changes has led to a shift in recognizing the effects of these different changes on others. Becomes macroeconomic variables. The present study provides a more accurate explanation of the short run and long run effects of exchange rate shocks on the consumer price index in iran by separating the positive and negative exchange rate shocks using the nonlinear autoregressive distribution lag (NARDL) method.

CONCLUSION

The empirical results study showed in economics of Iran degree of exchange rate pass-through on consumer price index in short run and long run is incomplete and asymmetric. Also pasitive and negative monetary regimes in short run and long run have asymmetric effect on degree of exchange rate pass-through on consumer price index . Positive monetary regimes in short run and long run have positive and significant effect on degree of exchange rate pass-through consumer price index, negative monetary regimes in short run with one interruptions negative and significant effect and in long run have been a negative and significant effect on this. Also variable Degree of Commercial liberalization in short run and long run have a negative and significant impact on degree of exchange rate pass-through consumer price index and oil price variable have a positive and significant impact on degree of exchange rate pass-through consumer price index.

Reference

Alam, M.I. & Quazy, R.M. (2003). Determinant of Capital Flight: An Econometric Case Study of Bangladesh. *Review of Applied Economics*, Vol. 17, 85-103.

Albaji, Y., Azarbayjani, K., & 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]

Ang, J.B. (2007). Co_2 Emissions Energy Consumption, and Output in France. *Energy Policy*, Vol. 35, 4772-4778.

Arron, J. Farrel, G. & Muellbauer, J. (2010). Exchange Rate Pass-Through and Monetary Policy in South Africa. *CEPR Discussion Paper* No. DP8153.

Arslaner, F., Karaman, D. Arslaner, N. & Hilmikal, S. (2014). The Relationship between Inflation Targeting and Exchange Rate Pass-Through in Turkey with a Model Averaging Approach. *Working Paper*, No: 14/16.

Asgharpour H., Kazerooni, A. & Mirani, A. (2015). The Impact of Inflationary Environment on Exchange Rate Pass- Through to the Import Price Index in Iran. *Quarterly Journal of Applied Theories of Economics*, 2(2), 155-178. https://ecoj.tabrizu.ac.ir/article_4343.html?lang=en. [In Persian]

Asgharpour, H. & Mahdilo, A. (2014). The Impact of Inflationary Environment on Exchange Rate Pass- Through on Import Prices in Iran: Markov–Switching Approach. *qjerp*; 22 (70) :75-102. http://qjerp.ir/article-1-758-fa.html [In Persian]

Asgharpour, H. (2006). *Asymmetric Effects of Monetary Shocks on Production and Prices in Iran*. PhD Dissertation in Economics, Faculty of Humanities and Social Sciences, Tarbiat Modares University. [In Persian]

Asgharpour, H., sojoodi, S., & Aslani Nia, N. M. (2011). Exchange Rate Pass-Through to Non-oil Export Price of Iran. *The Economic Research (Sustainable Growth and Development), 11*(3), 111-134. Retrieved from http://ecor.modares.ac.ir/article-18-4024-en.html [In Persian]

Balcilar, M. Roubaud, D. Usman, O. & Wohar, M.E. (2020). Testing the Asymmetric Effects of Exchange Rate Pass-Through BRICS Countries: Does the State of the Economy Matter?. *The World Economy*. 44(1), 188-233.

Banerji, A. Dolado, J. Galbraith, J.W. & Hendry, D. (1993). Cointegration, Error Correction, and the Econometric Analysis of Non-Stationary Data. Oxford University Press.

Choudhri, E. & Hakura, D. (2003). Exchange Rate Pass-Through to Domestic Prices: Does the Inflationary Environment Matter?. *Journal of International Money and Finance*, Vol. 25, 614-639.

Dahem, A. & Guermazi, F. (2016). Exchange Rate Pass-Through and Monetary Policy in Transition Economy Evidence from Tunisia with Disaggregated VAR Analysis. MPRA Paper No. 74179.

Ebrahimi, S. & madanizadeh, S.A. (2016). Changes in Exchange Rate Pass-Through in Iran. *Quarterly Journal of Applied Economics Studies*, 5(18), 147-170. https://doi.org/10.22084/aes.2016.1498. [In Persian]

Eniekezimene, A. F. & Nathan, E. (2021). Exchange rate pass-through to Consumer Prices in Nigeria. *Journal of Global Economics and Business*, 5, 1-16.

Flamini, A. (2007). Inflation Targeting and Exchange Rate Pass-through. *Journal of International Money and Finance*, 26(7), 1113-1150.

Frimpong, S. & Adam, A. (2010). Exchange Rate Pass-Through in Ghana. International Business Research, 3, 186-192. https://doi.org/10.5539/ibr.v3n2p186 10.5539/ibr. V3n2p186.

Goldberg, P. K. & Knetter, M. M. (1997). Goods Prices and Exchange Rates: What have we learned?. *Journal of Economic Literature*, 35 (3), 1243-1272.

Gueorguiev, N. (2003). Exchange Rate Pass-Through in Romania. IMF Working Paper Series: 1-30.

Heijdra, B. J. (2009). *Foundations of Modern Macroeconomics*. Oxford University Press.

Kabundi, A. & Mlachila, M. (2018). The Role of Monetary Policy Credibility In Explaining The Decline In Exchange Rate Pass-Through In South Africa. *Economic Modelling*.79,173-185.

Kahn, G. A. (1987), Dollar Depreciation and Inflation. Federal Reserve Bank of Kansas City, *Economic Review*, 72 (9), 32-49.

Kazerooni, A., Salmani, B. & Feshari, M. (2012). The Impact of Exchange Rate Volatility on the Exchange Rate Pass-Through in Iran (TVP Approach). *Quarterly Journal of Applied Economics Studies*, 1(2), 85-114. 20.1001.1.23222530.1391.1.2.4.8. [In Persian]

Krolzing, H. M. (1997). Markov Switching Vector Auto Regressions Modelling. Statistical Inference and Applications to Business Cycle Analysis. Springer Berlin.

Lopez-Villavicencio, A. & Mignon, V. (2017). Exchange Rate Pass-Through In Emerging Countries, Do The Inflation Environment, Monetary Policy Regime and Central Bank Behavior Matter?. *Journal of International Money And Finance*, 79, 20-38.

Mashhadizadeh, F., Piraee, KH., Akbari Moghaddam, B. & Zare, H. (2022). Monetary Policy and Commodity Terms of Trade Shocks. *Quarterly Journal of Quantitative Economics(JQE),*19(1), 29-52. [In Persian]

McCarthy, J. (2000). Pass-Through of Exchange Rates and Import Prices to Domestic Inflation in Some Industrialized Economies. Staff Report, Federal Reserve Bank of New York, No.111.

Mirdala, R. (2014). Exchange Rate Pass-Through to Domestic Prices Under Different Exchange Rate Regimes. William Davidson Institute Working papers Series wp 1070.

Narayan, P.K. & Narayan, S. (2004). Estimating Income and Price Elasticitys of Imports for Fiji in a Cointegration Framework. *Economic Modeling*, Vol.22, 423-438.

Nasr Esfahani, R. & Yavari, K. (2003). The Effects of Nominal and Real Variables on Inflation in Iran. I*ranian Journal of Economic Research,* 5(16), 69-99. https://ijer.atu.ac.ir/article_3861.html.[In Persian]

Obstfeld, M. (2002). Inflation-Targeting, Exchange-Rate Pass-Through, and Volatility. *American Economic Review*, 92(2):102-107.

Parsley, D.C. & Popper, H.A. (1988). Exchange Rates, Domestic Prices, and Central Bank Actions: Recent U.S. Experience. *Southern Economic Journal*, 64 (4), 957-972. P.

Psaradakis, Z. & Spagnolo, N. (2003). on the Determination of the Number of Regimes in Markov-switching Autoregressive Models. *Journal of time Series Analysis*, 24, 237-252.

Qadiri Asl, B. (2011). *General Economics. Sepehr Publication*. [In Persian]

Rahimi, R. & Khodavaisi, H. (2019). The Role of Monetary Policy Credibility on the Exchange Rate Pass-through during the Process

of Globalization. *Journal of Economics & Modelling*, 10(1), 37-64. 10.29252/ECOJ.10.1.37. [In Persian]

Romer, D. (1993). Openness and Inflation: Theory and Evidence. *Quarterly Journal of Economics*, 4, 869-903.

Sahminan. (2002). *Exchange Rate Pass-Through into Import Prices: Empirical Evidences from Some Southeast Asian Countries*, The University of North Carolina at Chapel Hill, Working paper.

Samadi, A., Sohrabi, R. & Khazaei, M. M. (2011). Identifying Behavioral Biases Affecting the Decision Making of Individual Shareholders in Buying and Selling Shares in the Hamadan Regional Stock Exchange. *Journal of Industrial Strategic Management*, 28,85-100. https://www.sid.ir/paper/151517/fa. [In Persian]

Sowah, A.N. (2009). Exchange Rate Pass-Through and Monetary Regime in Developing and Emerging Economies: Is There a Link? Ph.D. thesis, Clark University, *Department of Economics*, 1-154.

Suri, A. (2015). *Econometrics* (advanced), 2ed. Tehran: Farhang shenasi. [In Persian]

Tamizi, A.R. (2014).Analysis of Exchange Rate Pass-Through on export prices in Iran and the Impact inflation, and openness on It. *Quarterly Journal of Quantitative Economics (JQE)*, *11*(3), 61-79. https://jqe.scu.ac.ir/article_11855.html. [In Persian]

Tayebi, S.K., Nasrollahi, K., Yazdani, M. & Malekhosseini, S.H. (2015). Analyzing the Effect of Exchange Rate Pass- Through on Inflation in Iran (1991-2012). *Iranian Journal of Economic Research*, *20*(63),1-36. https://doi.org/10.22054/ijer.2015.4089. [In Persian]

Tayyebi, S.K. & Torki, L. (2011). The Effect of Financial Liberalization on the Fluctuations of the Exchange Rate Transfer Effect in Selected Developing Countries. *Journal of Economic Research*, *10*(4), 39-57. https://joer.atu.ac.ir/article_2731.html?lang=fa. [In Persian]

The Central Bank of the Islamic Republic of Iran, banking System and Five-year economic development plans. https://www.cbi.ir/page/2721.aspx. [In Persian]

Toutounchian, I. (1996). *Money Economy and Banking*. Tehran: Monetary and Banking Research Institute. [In Persian]

Quarterly Journal of Quantitative Economics(JQE) **(2024) 21(2) 159-200**

Shahid Chamran University of Ahvaz

Quarterly Journal of Quantitative Economics

Journal Homepage: www.jqe.scu.ac.ir
Print ISSN: 2008-5850
Online ISSN: 2717-4271

The Impact of Economic Fragility on Ease of Business Environment(Generalized Method of Moments Approach)

Abdul Rahim Hashemi Dizaj*, Razieh Davarikish **, Mehdi Jafari***, Hatef Hazeriniri****

** Associate Professor of Economics, Department of Economics, Faculty of Social Sciences, University OF Mohaghegh Ardabili, Ardabil, Iran.*
Email: a.hashemi@uma.ac.ir

0000-0002-5334-6019
***Postal address**: University Street ,University of Mohaghegh Ardabili, Ardabil, zip code: 56119-13131, Iran*

*** Assistant Professor, Department of Economics, Faculty of Economics and Social Sciences, Bu- Ali Sina University, Hamadan, Iran*
***Email:** r.davarikish@basu.ac.ir*
**** Assistant Professor Tolo Mehr Higher Education Institute, Qom, Iran*
***Email:** : mahdi.jfr@gmail.com*
***** Associate Professor of Economics, Department of Economics, Faculty of Social Sciences, University OF Mohaghegh Ardabili, Ardabil, Iran.*
***Email:** Hatef.hazeriniri@uma.ac.ir*

ARTICLE HISTORY	JEL CLASSIFICATION	KEYWORDS
Received: 09 June 2021 revision: 10 December 2021 acceptance: 11 December 2021	***C23 ،F18 ،Q56***	***fragility of economy, business environment, Generalized Method of Moments Approach***

Shahid Chamran University of Ahvaz
Quarterly Journal of Quantitative Economics
(former Economic Studies)

Further information:
This article is taken from the research project "Effect of economic fragility on the ease of doing business (with generalized moments approach)" with the number 1400/د/9/6392 in Mohaghegh Ardabili 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 author(s) received no financial support for the research, authorship, and publication of this article.

How to Cite:
Hashemi Dizaj, Abdul Rahim, Davarikish, Razieh, Jafari, Mehdi, Hazeriniri, Hatef. (2024). The Impact of Economic Fragility on Ease of Business Environment(Generalized Method of Moments Approach). *Quarterly Journal of Quantitative Economics*. 21(2), 159-200. [in persian]
10.22055/jqe.2019.26401.1899

© 2024 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

One of the most important macro-economic goals of countries is to create the necessary conditions to promote continuous and stable economic growth, and the ease of doing business can be considered as one of the most important parts in order to achieve this goal.

The components that lead to the inefficiency of the business environment include: macroeconomic stability, policies, laws and regulations, and property rights security. In this way, changes in macroeconomic policies, laws and regulations and the weakening of the security of property rights create a turbulent environment for economic enterprises. On the other hand, macroeconomic instability, continuous and unpredictable changes in laws and regulations, and the weakening of the security of property rights are greatly affected by environmental shocks and crises.

Also, in countries where the economy is fragile, the process of political, economic and social changes is associated with uncertainty. For this reason,

various countries seek to improve macroeconomic stability and reduce the continuous and unpredictable changes in laws and regulations, and strengthen the security of property rights, and in other words, improve the business environment by increasing the power of flexibility, resilience and reducing the fragility of their economy. .
Therefore, reducing economic fragility can provide a good way for ease of business environment. To reduce economic fragility, its components can be examined, the most important of them are reduction of recession and poverty, prevention of brain drain and labor force, and balanced economic development. Strengthening these components will lead to the creation of a suitable environment for a safe investment and business.

METHODOLOGY

This study intends to investigate the impact of economic fragility on the ease of business environment with using the Generalized method of moments (GMM) in selected countries during the period 2019-2006.

FINDINGS

The results show that the components of economic fragility (economic recession and poverty, unbalanced economic development and brain drain and labor force) have a negative and significant impact on the ease of doing business in the selected countries. The results also show that the variables of financial development and rule of law have a positive and significant effect on the ease of business environment and the variable of government effectiveness has not a significant effect on the ease of business environment.

CONCLUSION

To improve the ease of doing business in selected countries, the following suggestions are provided:

- Reducing the fragility of the economy by reducing the variables of stagnation and poverty (increasing per capita income, GDP, reducing unemployment and inflation, reducing the level of debt, increasing the volume of domestic and foreign trade and reducing the class gap)
- Reducing the fragility of the economy through improving the variable of balanced development (reducing economic inequality, increasing access to employment and education opportunities)

Shahid Chamran University of Ahvaz
Quarterly Journal of Quantitative Economics
(former Economic Studies)

- Reducing the fragility of the economy by reducing the brain drain variable (reducing the economic impact of human displacement (for economic or political reasons)
- Reducing the fragility of the economy in order to reduce extreme economic fluctuations and increase confidence in the stability of the macro economy to start new businesses.
- Improving the rule of law by increasing people's trust in the laws, increasing the predictability of the judicial system, reducing the existence of organized crimes and increasing the probability of success in complaints against the government, and eliminating regulations, instructions and redundant and inhibiting procedures and parallelism in executive systems.
- Increasing credit to production sectors and new businesses through improving financial development

Reference

Amjadi, K., & Shafeei, E. (2017). The Effect of Information and Communication Technology on Improving the business circumstances Indicators in Countries (A mechanism to improve productivity). *The Journal of Productivity Management*, *2*(11), 203-224. Retrieved from http://sanad.iau.ir/fa/Article/976294 [In Persian]

Azizmohammadlou, H. (2018). Comparative Evaluation of the Effects of Policies Instruments on Employment and Labor Demand in Iranian Economic Sectors Based on Disequilibrium Approach. *Quarterly Journal of Quantitative Economics (JQE)*, 15(3), 43-78. doi: 10.22055/jqe.2018.22664.1670 [In Persian]

Alemu, A. M. (2015). The nexus between governance infrastructure and the ease of doing business in Africa. In *Comparative case studies on entrepreneurship in developed and developing countries* (pp. 110-131), IGI Global. Available at: https://www.freit.org/WorkingPapers/Papers/Development/FREIT1046.pdf.

Asgarpour, S., Mojahedi, M. M., & Bagheri pormehr, S. (2022). The Impact of E-Commerce Development Index on the Service Sector Employment Market in Iran. *Quarterly Journal of Quantitative*

Economics (JQE), (Accepted Manuscript Available Online from 01 October 2022). doi: 10.22055/jqe.2022.39893.2467 [in Persian]

Andreica, A. (2004). Evaluating ICT Implementations within the Romanian Business Environment. *Journal of Transition Studies Review*, 11(3), 236 243. doi: 10.1007/s11300-004-0015-y.

Behvar, S., Naderi, N., & Fatahi, S. (2020). The effect of Economic Freedom Entrepreneurial Activities: Based on the Global Entrepreneurship Monitor. *Quarterly Journal of Quantitative Economics (JQE)*, *17*(3), 21-42. doi: 10.22055/jqe.2019.24904.1822 [In Persian]

Babovic, F., Babovic, V., & Mijic, A. (2018). Antifragility and the development of urban water infrastructure. *International Journal of Water Resources Development*, 34(4), 499-509. https://doi.org/10.1080/07900627.2017.1369866.

Bhattacharjee, A., Higson, C., Holly, S., & Kattuman, P. (2009). Macroeconomic Instability and Business Exit: Determinants of Failures and Acquisitions of UK Firms. *The Journal of Economica*, 76, 108-131. doi: 10.1111/j.1468-0335.2007.00662.x.

Bunoa, M., Nadanyiovaa, M., & Hraskovaa, D. (2015). The comparison of the quality of business environment in the countries of Visegrad group. *Journal of Procedia Economics and Finance*, 26, 423-430. doi: 10.1016/S2212-5671(15)00826-6.

Baltagi, H. B. (2009). Econometric Analaysis of Panel Data. *Journal of Published by Wiley Press*, 1, 28-35.

Canare, T. (2018). The Effect of Ease of Doing Business on Firm Creation. *Journal of Annals Of Economics And Finance*, 19(2), 555–584.

Channell, W. (2010). Urgency vs legitimacy; tensions in rebuilding the legal structure for businesses in postconflict countries. *Journal of Center for International Private Enterprise* (Washington DC).

Dehghan Manshadi, M., & Pourrahim, P. (2013). The Examination of the Relationship between Macroeconomic Instability and Economic Growth in Iran. *Journal of Economic Research and Policies*, 21(67), 171-192. [In Persian]

Dehbashi, V., Esmaeilpour Moghadam, H., & Arbabi, Z. (2020). The effect of macroeconomic instability on the number of active firms in Iran. *Journal of Economic research*, 20(77), 103-128. doi: 10.22054/joer.2020.12079 [In Persian]

Glanville, M., Kerušauskaitė, I., & Harley, F. (2016). Scoping Study on Business Environment Reform in Fragile and Conflict Affected States.

Business Environment Reform Facility, KMPG (London, UK). Available at: https://www.gov.uk/research-for-development-outputs/scoping-study-on-business-environment-reform-in-fragile and-conflict-affected-states.

Grimm, S. (2014). The European Union's ambiguous concept of state fragility. *Journal of Third World Quarterly*, 35(2): 252-267. doi: 10.1080/01436597.2014.878130.

Greene, W. H. (2008). Econometric analysis – sixth edition. New Jersey, Upper Saddle River: Pearson International. Available at: https://www.scirp.org/(S(351jmbntvnsjt1aadkposzje))/reference/ReferencesPapers.aspx?ReferenceID=1883856.

Gwartney, J. D., Holcombe, R. G., & Lawson, R. A. (2004). Economic Freedom, Institutional Quality, and Cross-Country Differences in Income and Growth. *Journal of Cato Journal*, 24(3), 205-233.

Hsiao, C. (2003). Analysis of panel data, 2nd edition. *Cambridge University Press*. Available at: https://assets.cambridge.org/052181/8559/sample/0521818559ws.pdf.

Hosseinzadeh Bahraini, M., & Malek Sadati, S. (2011). Institutional obstacles to investment and business in Iran. *Iranian journal of trade studies(IJTS)*, 15(59). doi: 25- 55 20.1001.1.17350794.1390.15.59.2.8.

Hans, V. B. (2018). Business Environment Conceptual Framework and Polices. *Journal of Internatioal Educational Scientific Reseach Journal*, 4(3), 67-74.

Huggins, R., & Thompson, P. (2015). Local entrepreneurial resilience and culture: the role of social values in fostering economic recovery. *Cambridge Journal of Regions, Economy and Society*, 8(2): 313-330. doi: 10.1093/cjres/rsu035

Jiang, M., Gao, Y., Jin, M., & Liu, S. (2020). Sustainable development of the business environment in smart cities: a hierarchical framework. Kybernetes, Vol. ahead-of-print No. ahead-of-print. Available at: https://doi.org/10.1108/K-03-2020-0148. doi: 10.1108/K-03-2020-0148.

Leylian, N., Ebrahimi, M., Zare, H., & Haghighat, A. (2022). Presenting the foreign direct investment model and economic growth of developing countries with the mediating role of human capital and information and communication technology. *Quarterly Journal of Quantitative Economics (JQE)*, 19(3), 125- 153. doi: 10.22055/jqe.2021.32814.2225 [In Persian]

Masteikienea, R., & Venckuvieneb, V. (2015). Changes of Economic Globalization Impacts on the Baltic States Business Environments. *Journal of Procedia Economics and Finance,* 26, 1086-1094. doi: 10.1016/S2212-5671(15)00934-X.

Mohammadi, Z. (2020). Economics in Simple Fragility Language. Tehran, *Iran Chamber Research Center*. (In Persian).

Peschka, M. P. (2011). The Role of the Private Sector in Fragile and Conflict-Affected States. Background Paper for the World Development Report 2011, Washington DC, *World Bank Group*. Available at: https://documents1.worldbank.org/curated/en/887641468163482532/pdf/620590WP0The0R0BOX0361475B00PUBLIC0.pdf.

Röhn, O., Sánchez, A. C., Hermansen, M., & Rasmussen, M. (2015). Economic resilience: A new set of vulnerability indicators for OECD countries. *OECD Economics Department Working Papers*, No. 1249, OECD Publishing, Paris. doi: 10.1787/18151973.

Razm Ahang, M. (2017). Indicators of economic fragility: A set of vulnerability indicators for countries (OECD) and recommendations for the Iranian economy. *Office of economic studies, Research center, Islamic consultative assembly*. doi.org/10.1787/18151973 (In Persian).

Sweeney. N. M. (2009). Private Sector Development in Post-Conflict Countries. *Journal of A Review of Current Literature and Practice.* Cambridge, UK. doi: 10.13140/RG.2.1.3937.5442

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]

Saadabadi, A., Rahimi Rad, Z., & Fartash, K. (2020). Designing and explaining the anti-fragility economic monitoring model to achieve a resilient economy. *Journal of Iranian public management studies,* 3(2), 59-87. [In Persian]

Shahinpour, A., & Karabulut, K. (2020). The effect of human capital on business space in Islamic countries. *Journal of International business administration,* 2(2), 21-41. Doi: 10.22034/jiba.2020.39114.1403 [In Persian]

Salehabadi, A. (2009). Role of the capital arket in improving iran business environment. *Journal of Monetary and banking Research*, 1(1), 101-122. (In Persian).

Shahinpour, A., & Karabulut, K. (2019). Islamic banking agreements and business environment in Iran. *International business administration*, 2(2), 21-41. doi: 10.22034/jiba.2019.9078 [In Persian]

Taherpour, J. (2019). The effect of resilience and economic vulnerability on the economic growth of oil countries. *Journal of Modern Economics and Commerce*, 14 (1), 83-106. doi: 10.30465/jnet.2019.4281 [In Persian]

Vallings, C., & Moreno-Torres, M. (2005). Drivers of fragility: What makes states fragile?. Prde working paper no. 7. Available at: https://b2n.ir/001071.

Varmziari, H., & Imani, B. (2017). Resilience analysis of rural businesses in Malekan city. *Journal of Entrepreneurship Development,* (1)10, 181-200. doi: 10.22059/jed.2017.62327 [In Persian]

World Bank. (2011). World Development Report 2011: Conflict, Security and Development. World Bank (Washington DC). Available at: https://documents.worldbank.org/en/publication/documents-reports/documentdetail/806531468161369474/world-development-report-2011-conflict-security-and-development-overview.

Yazdan Fam, M. (2018). Fragile governments and human security. *Quarterly Journal of Strategic Studies*, 12(4), 5-36. doi: 20.1001.1.17350727.1388.12.46.1.9 [In Persian]

Zaum, D. (2013). Political economies of corruption in fragile and conflict-affected states: Nuancing the picture. U4 Brief. Bergen: Chr. Michelsen Institute. Available at: https://www.u4.no/publications/political-economies-of-corruption-in-fragile-and-conflict-affected-states-nuancing-the-picture.

Quarterly Journal of Quantitative Economics(JQE) **(2024) 21(2) 201-222**

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 Relationship between Economic Complexity and Income Inequality in Iran (Simultaneous Equations Approach)

Ali Hassanvand*, Mohammad Sharif Karimi**, Ali Falahati***, Azad Khanzadi

** PhD Student in Economic Development and Planning, Department of Economics, Faculty of Social Sciences, Economics and Entrepreneurship, Razi University, Kermanshah, Iran.*
***Email**: economy912@gmail.com*

*** Associate Professor, Department of Economics, Faculty of Social Sciences, Economics and Entrepreneurship, Razi University, Kermanshah, Iran. (Corresponding author)*
***Email**: s.karimi@razi.ac.ir*
0000-0002-5967-6756
***Adress:** Iran, Kermanshah Province, Kermanshah City, Silk Garden, Razi University, Faculty of Social Sciences.*

**** Associate Professor, Department of Economics, Faculty of Social Sciences, Economics and Entrepreneurship, Razi University, Kermanshah, Iran.*
***Email:** ali.falahatii96@gmail.com*

***** Assistant Professor, Department of Economics, Faculty of Social Sciences, Economics and Entrepreneurship, Razi University, Kermanshah, Iran.*
***Email:** a.khanzadi@razi.ac.ir*

ARTICLE HISTORY	JEL CLASSIFICATION	KEYWORDS
Received: 07 September 2021 revision: 12 January 2022	***G30, D83, D63***	***Economic complexity, income inequality, Iran, simultaneous equations***
acceptance: 19 January 2022		

Further Information:
The present article is taken from the doctoral dissertation of Ali Hasanvand with Supervisor of Dr.Mohammad sharif Karimi at the University of Razi

Acknowledgments: All the individuals and institutions that assisted the author in conducting this research are appreciated.
Conflict of Interest: The author of the article states that there is no conflict of interest in publishing the presented article
Funding: The authors have not received any financial support for the research, authorship and publication of this article.

How to Cite:
Hasanvand, Ali., Karimi, Mohammad sharif., Falahati, Ali & Khanzadi, Azad. (2024). Investigating the Relationship between Economic Complexity and Income Inequality in Iran (Simultaneous Equations Approach). *Quarterly Journal of Quantitative Economics (JQE)*, 21(2), 201-222. [in persian]
10.22055/JQE.2022.38495.2404

© 2024 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

One of the main features and key to the success of many countries in today's world is the use of knowledge in economic processes. Because knowledge is one of the most important components for determining long-term economic growth, investing in knowledge has increased the production capacity of other factors of production such as capital, natural resources and labor, and facilitates the efficient conversion of production inputs into production processes and new products. . This is doubly important in single-product economies, where most of their foreign exchange resources rely on the export of a limited number of products. Knowledge-based economies are less vulnerable to external shocks. In recent years, Iran's economy has suffered the most from external shocks due to the lack of attention to the knowledge-based economy, so that in 1391 with a decrease in oil revenues

from 112 billion dollars in 1390 to 63 billion dollars in 1391, Economic growth has been reported negatively and this trend has been repeated in 1393 and 1394. Therefore, one of the important implications for paying attention to the knowledge-based economy is paying attention to the sources of the economy's vulnerability to external shocks. There are several indicators for measuring the knowledge base of countries, one of which is economic complexity, as proposed by Hidlago and Hassman (2009). Economic complexity is a broader concept than the conventional view of economists on the role of each factor of production in economic activities, in that there is a link between the inputs of production that causes the surplus in the economy under the heading of knowledge and skills accumulated on a large scale Which increases diversity and skill in economic activities. Thus, the product of production represents the amount of knowledge and skills used in itself, and measuring the amount of skills and knowledge used in the production of goods is the main issue for economic complexity. If the production of a product requires a certain kind of knowledge and skill, then it can be concluded that the countries that produce those products also have the knowledge and skills required to produce it (Hidalgo & Hausmann, 2009), because the products of production In economics, it reflects the level of knowledge and practical skills in them. Economic complexity is related to the combination of a country's production and export products and indicates a set of capabilities to maintain and combine knowledge and skills. Obviously, societies that lack parts of this set of capabilities are doomed to fail in producing such complex products, so economic complexity is also indirectly a measure of the capabilities needed to produce an economy's products. Economic complexity, assuming that countries do not produce products unless they have the knowledge and skills to produce them, tries to calculate the accumulation of knowledge and skills hidden in the economy. (Shahmoradi & Chiniforans, 2017) Export competitiveness is one of the concepts that can Pave the way for economic complexity, export competitiveness means gaining the maximum share of global markets by taking advantage of the comparative advantage of producing domestic goods. According to Koehman's definition, competitiveness is the ability of an economy to maintain its position in international markets and increase its share of the operating market, so having a comparative advantage can lead to high competitiveness. But when it comes to economic complexity, there is a need for comparative advantage in many types of goods with less ubiquity. Therefore, export competitiveness leads to the complexity of the economy

when it has less basic conditions of diversity and inclusiveness. The importance of economic complexity is not limited to the ability to apply knowledge in the production process, but is much broader. One of these dimensions is the degree of dependence of an economy. Thus, the more diverse a country's export portfolio is and the more complex its goods, the more powerful it will be in international economic transactions and, in a better sense, the more economically resilient it will be. Conversely, if a country's export basket is more limited and the goods in it are all-encompassing, that country is more fragile in trade and, to put it better, less economically resilient (Cheshmi et al., 2014. Economic complexity, in addition to being one One of the most important sources of reducing the vulnerability of the economy is considered as a factor in changing the quality of economic growth. In this regard, the present study examines the relationship between income inequality and economic complexity.

METHODOLOGY

Based on the studies of Chu & Hoang (2020), Lee & Wang (2020), Lee & Vu (2019), Baiardi & Morana (2016) and Kavya (2020) & vijin, as well as the objectives of the present study, the relationship between income inequality and economic complexity Is examined in the form of simultaneous equations, so models (1) and (2) are used simultaneously:

(1)

$$ineq_t = \alpha_0 + \alpha_1 eci_t + \alpha_2 indus_t + \alpha_3 gdp_t + \alpha_4 gdp^2{}_t + \alpha_5 gov_t + \varepsilon_t$$

(2)

$$eci_t = \beta_0 + \beta_1 ineq_t + \beta_3 indus_t + \beta_4 gdp_t + \beta_6 fdi_t + \beta_7 hum_t + \varepsilon_i$$

In Equation (1), income inequality (ineq) is a function of economic complexity (eci), industrialization (indus), economic growth (gdp), squared of economic complexity (gdp2), and government size (gov). But in Equation (2), economic complexity is a function of income inequality, industrialization, GDP, foreign direct investment (fdi), and human capital (hum). In order to match the unit of variables, logarithmic conversion is used and the interpretation of the model is based on stretches. All statistical evidence of explanatory variables has been prepared from the Central Bank website and evidence related to economic complexity has been collected from the World Atlas website. The present study used statistical evidence from the Atlas site to obtain the complexity index.

FINDINGS

Finally, to investigate the possibility of a relationship between the two variables of income inequality and economic complexity, the Granger causality approach is used. Based on the results, there is a two-way relationship between the two variables, because the null hypothesis that there is no relationship between the two variables is rejected. And the probability value is less than 5%. Evidence from 3SLS model estimation shows that human capital has a positive and significant effect on economic complexity, so that the more human capital, in other words, education in the Iranian economy, the greater the economic complexity. The complexity of the economy means diversification and inclusiveness, and economies with a high degree of complexity will always experience the stability of foreign exchange and economic income. In order to increase the effect of human capital on economic complexity, the quality of the country's education system must increase significantly. The effect of GDP on economic complexity is positive and significant, one of the important implications for the positive effect of GDP on economic complexity is due to the effect of the domestic market, the main idea of the effect of the domestic market is that domestic market capacity Begin can act as a protector for new products. In other words, HME is a relatively higher correlation between a country's share of world total production than that country's share of global demand (Crozet & Trionfetti, 2008). From the perspective of the domestic market hypothesis, countries with larger domestic demand volumes have a better potential to compete in international markets, and thus economic complexity increases. The study of the effect of foreign direct investment on economic complexity shows that with the increase in foreign direct investment, the degree of economic complexity also increases, but this effect is not significant, because the share of foreign direct investment in the Iranian economy is very low and significantly There is no foundation in value-added sectors. Foreign direct investment in economies such as Iran Due to the diversity and gap between imported technology resulting from foreign direct investment and technology in the structure of the economy, any inflow of foreign investment provided that it is allocated to high value-added sectors, complexity Economic and export diversity is increasing. One of the important features for the Iranian economy is the high volume of exports based on petroleum products and its products. One of the main problems for foreign direct investment is its flight, so that foreign investment leaves the country with internal and external shocks, which will

lead to an economic crisis. Thus, the sustainability of foreign direct investment is the most important determinant of economic complexity. Industrialization is one of the factors that due to technology-based structures, has a high efficiency in production processes, and therefore has a significant role in creating economic complexity. Evidence from estimates shows that industrialization is the most important factor in increasing It is economic complexity, so that with the increase of industrialization by one percent, the amount of economic complexity increases by 0.075 percent. One of the most important features of the industrial sector is the abundance of technological innovation and the existence of high back and front links, which has led to the development of other sectors per unit in these sectors, leading to an increase in the index of economic complexity. In terms of factors affecting income inequality, economic growth first increases significantly in income inequality, and then with an increase in economic growth, income inequality decreases, which confirms the Kuznets curve hypothesis. Accordingly, income inequality increases first as economic growth increases, because the benefits of economic growth belong to limited groups, and then, as economic growth increases, income inequality increases because many people will enjoy the benefits of economic growth. Is reduced. The second factor affecting income inequality is economic complexity. The results show that with increasing economic complexity, income inequality decreases significantly, and this confirms that a high share of economic complexity in the country is due to product diversification. And diversification increases the enjoyment of a larger percentage of society due to economic complexity. Based on the evidence obtained, industrialization as an indicator of the ratio of value added of industrial sector to GDP has a negative and significant effect on income inequality, so that by increasing the value added ratio of industrial sector by one percent, the rate of income inequality to The size decreases by 0.281% and this effect is confirmed at the 5% error level. Caldor theory (1966) and its dimensions is a reason for the negative effect of industrialization on income inequality. According to Caldor theory (1966), industry is the engine of economic growth for three reasons. First, the industrial sector has a statically and dynamically increasing efficiency. Second, as the industrial sector develops, with the transfer of labor from those sectors, labor productivity in those sectors increases, and productivity in the economy as a whole and economic growth in general increases. Finally, the industrial sector is the leading sector in the economy due to having the most anterior and posterior connections. Therefore, the quality of economic growth is

timely The real picture in the economy is that the main focus is on the development of higher value-added sectors, because in this case, the effects of income overflow and benefits from industry owners to people in the lower social class will overflow and income distribution in society will be homogeneous. One of the important tasks of governments in the economy is to distribute revenue through a variety of policy tools. By investing in social overhead projects and economic infrastructure, governments seek to pave the way for private sector activity, thereby enabling the private sector to focus on value-added activities to improve revenue distribution. If governments can use their policy tools to use the maximum capacity of the economy to have higher output, it can improve revenue distribution. But when governments have difficulty meeting their current expenditures and do not have a significant share of the budget for development and infrastructure improvements, revenue distribution is expected to worsen. Evidence for the study shows that government size does not have a significant effect on income inequality. One of the most important reasons for the insignificance of government size effect on income inequality is due to the fact that government spending is not targeted to improve the country's infrastructure.

CONCLUSION

Surplus production can be identified as the economic complexity of each factor of production, and represents a degree of accumulation of knowledge and skills that leads to products with higher diversity and less pervasiveness. In fact, economic complexity assumes that countries have the ability to produce products that also have the required skills and knowledge, so economic complexity seeks to measure the accumulation of knowledge and skills hidden in the economy. Accordingly, countries with higher complexity, higher diversification and less inclusiveness in exports. In this way, they have the required knowledge and skills of most products and also export products that other countries are not able to export to global markets. The importance of economic complexity is not limited to the ability to apply knowledge in the production process and encompasses a much wider dimension. One of these dimensions is the effect on income inequality, which has been studied in limited studies. In this regard, the present study examines the relationship between income inequality and economic complexity using the evidence of Iran's economic statistics in the period 1374-1397 using the simultaneous equation approach. The results show that a two-way causality between income inequality and complexity There is an economy in Iran. In addition, studies show that increases in income

inequality lead to economic complexity and increases in economic complexity reduce income inequality. According to estimates, it reduces income inequality, but the existence of inequality complicates the economy, because the difference in income in higher-yielding activities than in lower-yielding activities motivates the production of high-tech products. On the difference between technology and innovation, leads to an increase in economic complexity. In addition, the technology-oriented nature of industrial activities compared to other economic sectors, adaptation to new technology and learning processes based on human capital and the effect of the domestic market on the development of GDP increase economic complexity. Also, the high back and front links of the industrial sector compared to other economic sectors have reduced income inequality. The results of the present article confirm Caldor's theory regarding the importance of the industrial sector in the economy, because on the one hand it increases economic complexity and economic growth and stability, and on the other hand it improves the quality of economic growth in the country.

Reference

Albassam, B.A. (2015). Economic diversification in Saudi Arabia: Myth or reality?. *Resources Policy*, 44, 112-117.

Baiardi, D. & Morana, C. (2016). The financial Kuznets curve: Evidence for the euro area. *Journal of Empirical Finance*, 39(11), 265-269.

Barnes, A.P., Hansson, H., Manevska-Tasevska, G., Shrestha, S.S. & Thomson, S.G. (2015). The influence of diversification on long-term viability of the agricultural sector. *Land use policy*, 49, 404-412.

Barusman, A.F. & Barusman, Y.S. (2017). The impact of international trade on income inequality in the United States since 1970's. *European Research Studies Journal*, XX (4A), 35-50.

Blancheton, B. & Chhorn, D. (2019). Export diversification, specialisation and inequality: Evidence from Asian and Western countries. *The Journal of International Trade & Economic Development*, 28(2), 189-229.

Card, D. & DiNardo, J.E. (2002). Skill-biased technological change and rising wage inequality: Some problems and puzzles. *Journal of labor economics*, 20(4), 733-783.

Cheshmi, A., Malek Al-Sadati, S. & Razavi, M. (2014). *Assessment of Iran's global ranking in the index of economic complexity*. Research Center of the Islamic Consultative Assembly. Deputy of Economic Research, Office of Economic Studies [in Persian].

Chu, L. K. & Hoang, D. P. (2020). How does economic complexity influence income inequality? New evidence from international data. *Economic Analysis and Policy*, 68, 44-57.

Constantine, C. (2017). Economic structures, institutions and economic performance. *Journal of Economic Structures*, 6(1), 1-18.

Constantine, C. & Khemraj, T. (2019). Geography, economic structures and institutions: A synthesis. *Structural Change and Economic Dynamics*, 51, 371-379.

Crozet, M. & Trionfetti, F. (2008). Trade costs and the home market effect. *Journal of International Economics*, 76(2), 309-321.

Egger, H. & Etzel, D. (2012). The impact of trade on employment, welfare, and income distribution in unionized general oligopolistic equilibrium. *European Economic Review*, 56(6), 1119-1135.

Erkan, B. & Yildirimci, E. (2015). Economic complexity and export competitiveness: The case of Turkey. *Procedia-Social and Behavioral Sciences*, 195, 524-533.

Gao, J. & Zhou, T. (2018). Quantifying China's regional economic complexity. *Physica A: Statistical Mechanics and its Applications*, 492, 1591-1603.

Hartmann, D., Guevara, M.R., Jara-Figueroa, C., Aristarán, M. & Hidalgo, C.A. (2017). Linking economic complexity, institutions, and income inequality. *World Development*, 93, 75-93.

Hidalgo, C.A. & Hausmann, R. (2009). The building blocks of economic complexity. *Proceedings of the national academy of sciences*, 106(26), 10570-10575.

Joya, O. (2015). Growth and volatility in resource-rich countries: Does diversification help?. *Structural Change and Economic Dynamics*, 35, 38-55.

Kafaei, M. & Dorostkar, E. (2007). Formal Education and Income Distribution. *Iranian Economic Research*, 9(30), 53-76. Https://Www.Sid.Ir/En/Journal/Viewpaper.Aspx?Id=95447 [in Persian].

Kavya, T.B. & Shijin, S. (2020). Economic development, financial development, and income inequality nexus. *Borsa Istanbul Review*, 20(1), 80-93.

Kavya, T.B. & Shijin, S. (2020). Economic development, financial development, and income inequality nexus. *Borsa Istanbul Review*, 20(1), 80-93.

Le Caous, E. & Huarng, F. (2020). Economic Complexity and the Mediating Effects of Income Inequality: Reaching Sustainable Development in Developing Countries. *Sustainability*, 12(5), 2089.

Lee, C.C. & Wang, E.Z. (2020). Economic Complexity and Income Inequality: Does Country Risk Matter?. *Social Indicators Research*, 1-26.

Lee, K.K. & Vu, T.V. (2019). Economic complexity, human capital and income inequality: a cross-country analysis. *The Japanese Economic Review*, 1-24.

Moradi, F., Jafari, M., & fatahi, S. (2023). The impact of good governance on income inequality in selected developing and developed countries with an emphasis on control of corruption. *Quarterly Journal of Quantitative Economics (JQE), 20*(3), 110-135. doi: 10.22055/jqe.2021.37420.2374[in persian].

Morais, M.B., Swart, J. & Jordaan, J.A. (2021). Economic Complexity and Inequality: Does Regional Productive Structure Affect Income Inequality in Brazilian States?. S*ustainability*, 13(2), 1006.

Motamani, M., Zabiri, H. & Shirazi, M. (2021). the effect of economic complexity on income inequality, *Quarterly Journal of Development Strategy*, 4 (64), 235-253. [in persian].

Raei, S. & Dahmardeh, N . (2021). The impact of the knowledge-based economy on Iran non-oil export. *Quantitative Economics (JQE)*, 18(4), 43-55. Doi: 10.22055/jqe.2020.26777.1922 [in Persian].

Sepehrdoust, H., Davarikish, R. & Setarehie, M . (2020).Role of Financial Policies in Economic Complexity: Baumol's Unbalanced Growth Theory Assessment. *Quantitative Economics (JQE)*, 17(3),117-143. Doi:10.22055/jqe.2019.28752.2045 [in Persian].

Shahabadi, A., Chayani, T. & Sadeghi Motamedd, Z. (2020). The Effect of the Economic Complexity Index on Total Factor Productivity in the Selected Producing Science Countries. *Journal of Economics and Modeling*, 11(1), 181-205. Doi: 10.29252/jem.2020.100523 [in Persian].

Shahabadi, A., Karami, B. & Arghand, H. (2022). The effect of economic complexity on inflation in the selected countries of organization of islamic cooperation. *Quantitative Economics (JQE)*, Doi:10.22055/jqe.2021.32056.2197 [in Persian].

Siddiq, O. (2020). The Impact of Economic Complexity on Productive Structure and Income Inequality in Indonesia & Venezuela. *Inquiries Journal*, 12(9), 1.

Violante, G.L. (2008). In: Durlauf, S.N., Blume, L.E (Eds.), Skill-Biased Technical Change. In: The New Palgrave Dictionary of Economics, vol. 2, Palgrave Macmillan, London, UK.

Zhu, S., Yu, C. & He, C. (2020). Export structures, income inequality and urban-rural divide in China. *Applied Geography*, 115, 102150.