فصلنامه علمی

اقتصاد مقداری

(بررسی‌های اقتصادی سابق)

دانشکده اقتصاد و علوم اجتماعی دانشگاه شهید چمران اهواز

دوره بیستم، شماره اول، بهار ۱۴۰۲

(شماره مسلسل ۷۶)

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 © ۲۰۰۸-۲۰۲۲ 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 بیستم، شماره اول، بهار ۱۴۰۲

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

بررسی تأثیر تکانه بهره‌وری بر تغییرات ساختاری و پتانسیل انتقال آب بین ایران و کشورهای هم‌مرز.....۱
ریحانه عرب‌پور، سیدعبدالمجید جلائی، مهدی نجاتی
تأثیر استرس مالی بر بازده سهام صنایع پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران.....۳۲
مهدیه رضاقلی زاده، زهرا (میلا) علمی، سعید محمدی مجد
پاسخ رفتار مصرفی به نااطمینانی اقتصاد کلان (مطالعه موردی: کشورهای عضو اوپک). ۷٤
محمد طاهر احمدی شادمهری، تقی ابراهیمی سالاری، زینب شعبانی کوشالشاهی، امیر عباس آجری آیسک
مقایسه عملکرد میانگین با میانه و دیگر شاخص‌های ریسک در بهینه‌سازی سبد سهام. ۹۹
عباس خندان
اثرات تحریم‌های نفتی ایران بر رفاه خانوارها: رهیافت تعادل عمومی قابل محاسبه پویای بازگشتی..... ۱۳۹
میرفرهاد صدیق محمدی، احمد سرلک، سیدعباس نجفی‌زاده و محمد حسن‌زاده
بررسی رابطه بین رشد اقتصادی، حجم حمل و نقل و تخریب زیست‌محیطی در ایران: رویکرد جداسازی.....۱۹۵
فرشته محمدیان

فصلنامه‌ی اقتصاد مقداری (بررسی‌های اقتصادی سابق) بهار ۱۴۰۲ ۲۰(۱) ۳۱-۱

فصلنامه‌ی اقتصاد مقداری

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

بررسی تأثیر تکانه بهره‌وری بر تغییرات ساختاری و پتانسیل انتقال آب بین ایران و کشورهای هم‌مرز

ریحانه عرب‌پور*، سیدعبدالمجید جلائی**، مهدی نجاتی***

*دکترای اقتصاد، گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد و مدیریت، دانشگاه شهید باهنر کرمان، کرمان، ایران. (نویسنده مسئول)
**استاد اقصاد، گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد و مدیریت، دانشگاه شهید باهنر کرمان، کرمان، ایران.
***دانشیار اقتصاد، گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد و مدیریت، دانشگاه شهید باهنر کرمان، کرمان، ایران.

اطلاعات مقاله

تاریخ دریافت: ۶ تیر ۱۳۹۹
تاریخ بازنگری: ۱۸اسفند ۱۳۹۹
تاریخ پذیرش: ۲۰اسفند۱۳۹۹

طبقه‌بندیJEL: *Q25, C68, L16*

واژگان کلیدی:
انتقال آب، تغییرات ساختاری، مدل‌های تعادل عمومی قابل محاسبهCGE

ارتباط با نویسنده (گان) مسئول:
ایمیل: ryhn.arabpour@aem.uk.ac.ir
0000-0001-6650-4429

آدرس پستی:
کرمان، بزرگراه امام خمینی، میدان پژوهش، دانشگاه شهید باهنر کرمان، دانشکده مدیریت و اقتصاد.کدپستی: ۷۶۱۶۹۱۴۱۱۱

اطلاعات تکمیلی:

این مقاله برگرفته از پایان‌نامه‌ی دکتری خانم ریحانه عرب‌پور در رشته علوم اقتصادی به راهنمایی آقای دکتر سیدعبدالمجید جلائی در دانشگاه شهید باهنر کرمان است.

قدردانی: از تمامی افراد و مؤسساتی که در انجام این تحقیق مؤلف 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

با توجه به بحران کمبود آب، منابع آبی و مصرف بهینه این منابع از اهمیت ویژه‌ای برخوردار هستند. اثرات کمبود آب بر همه کشورها یک تهدید جهانی محسوب می‌شود و موضوع آب به عرصه همکاری‌های منطقه‌ای و بین‌المللی تبدیل شده است. در این پژوهش انتقال آب بین بخش‌های اقتصادی از کانال بهره‌وری دیده شده است وتأثیری که تکانه بهره‌وری می‌تواند بر جابجائی عوامل تولید، تغییر تولید و تراز تجاری داشته باشد مورد بررسی قرار گرفته است. همچنین در این مقاله از مدل ترکیبی IMPACT جهت شبیه سازی آب و تعادل جزئی کشاورزی و از نرم افزار GEMPACK استفاده شده است. برای رسیدن به اهداف مطالعه تغییراتی در مدل به وجود آمده و معادلات تغییر یافته به کدهای اصلی مدل، که بر اساس GTAP-E مشخص شده اضافه گردید. با توجه به اینکه بهره‌وری یکی از مهم‌ترین متغیرهای اثرگذار در مجموعه اقتصاد است، می‌تواند بخش واقعی اقتصاد را به شکل‌های مختلفی تحت تأثیر قرار دهد. همچنین تأثیر تکانه مثبت بهره‌وری کل عوامل تولید بر یکی از شاخص‌های کلیدی اقتصاد یعنی تغییرات ساختاری مورد بررسی قرار گرفت. نتایج حاکی از آن است که تکانه بهره‌وری به طور متوسط رشد به کارگیری نیروی کارماهر و غیرماهر در بخش‌های اقتصادی را کاهش داده و در کنار آن تقاضای سرمایه را به طور متوسط افزایش داده است. بنابراین تکانه تعریف شده زمینه را برای تغییرات ساختاری در ایران به خوبی فراهم می‌کند. همچنین تکانه بهره‌وری مثبت به دلیل اینکه نوع تخصیص منابع را در بخش‌های اقتصادی متأثر می‌سازد، می‌تواند بر تقاضای آب در بخش‌های اقتصادی نیز تأثیرگذار باشد. در این پژوهش از مدل‌های تعادل عمومی قابل محاسبه استفاده شده است. نتایج شبیه‌سازی مدل با تکانه بهره‌وری ٦ ٫٥درصد برای ایران و سایر نقاط جهان نشان داد که در بخش‌های اقتصادی تغییرات ساختاری نامتعارف از طریق تغییر در تقاضا برای نیروی‌کار و سرمایه اتفاق می‌افتد؛ این فرآیند در صورتی اتفاق می‌افتد که رشد اقتصادی با الگویی نا متوازن و ناپایدار شکل بگیرد. از طرف دیگر مدلی با تکانه بهره‌وری ٦ ٫٥درصد برای ایران و کشورهای هم‌مرز وسایر نقاط جهان شبیه‌سازی شده است، نتایج این شبیه‌سازی نشان داد که با توجه به تأثیر متفاوت این تکانه بر تقاضای آب در بخش‌های مختلف اقتصادی، پتانسیل انتقال آب بین ایران و کشورهای هم‌مرز وجود دارد. اگر به این مسأله از دریچه همگرایی‌های اقتصادی توجه گردد، می‌تواند در سیاست‌گذاری‌های آب، مؤثر واقع شود. بنابراین یکی از استراتژی‌های مناسب برای رسیدن به استفاده بهینه از آب بررسی امکان انتقال آب بین مرزهای جغرافیایی است.

ارجاع به مقاله:
عرب‌پور، ریحانه.، جلائی، سیدعبدالمجید و نجاتی، مهدی. (۱۴۰۲). بررسی تأثیر تکانه بهره‌وری بر تغییرات ساختاری و پتانسیل انتقال آب بین ایران و کشورهای هم‌مرز. *فصلنامه علمی-پژوهشی اقتصاد مقداری*، ۲۰(۱)، ۱-۳۱.

10.22055/jqe.2021.34201.2260

© 2023 Shahid Chamran University of Ahvaz, Ahvaz, Iran. This article is an open access article distributed under the terms and conditions of the Creative Commons Attribution-NonCommercial 4.0 International (CC BY-NC 4.0 license) (http://creativecommons.org/licenses/by-nc/4.0/)

۱- مقدمه

امروزه با توجه به بحران کمبود آب که جهان و به تبع آن ایران تجربه می‌کند اهمیت منابع آبی و مصرف بهینه آن بیشتر آشکار شده، و بنابراین تأمین آب از اهمیت ویژه‌ای برخوردار است و هرگونه اختلال در روند آن می‌تواند زمینه‌ساز مشکلات اجتماعی و اقتصادی شود. (Abrishamchi & Tajrishi1383) همین موضوع ضرورت حفاظت از منابع آب و توجه جدی به مصرف بهینه آن و ارتقای بهره‌برداری از منابع محدود آب را نشان می‌دهد. رشد جمعیت توسعه اقتصادی، استانداردهای بالاتر زندگی، افزایش مصرف آب برای کشاورزی و کاهش بارندگی موجب کاهش منابع آبی شده است. (UNEP2002[1]). از سال ۱۹۹۰ بیشتر سیاست‌گذاران و محققان کمبود آب و اثرات آن بر کشورهای در حال توسعه و توسعه یافته را یک تهدید جهانی قلمداد می‌کنند (Bontemps & Couture2004). اصطلاح "اقتصاد آب" به مجموعه منابع آب و بخش‌های مصرف کننده که از طریق سرمایه‌های فیزیکی(تجهیزات، زیرساخت ها) و اجتماعی (نهادها، هنجارها و قوانین) باهم ارتباط دارند، اشاره می‌کند.(Zemel & Tsur2018) انتقال و بازتوزیع آب به عنوان تخصیص مجدد آب[2] در نظر گرفته می‌شود. تخصیص مجدد آب انتقال حقوق استفاده بین مصرف‌کنندگان آب است که در آن مقدار مشخصی از آب به آنها تخصیص داده می‌شود؛ زمانی که مشخص شود تخصیص اولیه از نظر اقتصادی نامطلوب است. تخصیص مجدد آب می‌تواند داوطلبانه باشد یعنی مصرف‌کنندگان تصمیم به فروش آب به دیگران داشته باشند. این وضعیت می‌تواند غیر داوطلبانه هم باشد، به این معنی که دولت مرکزی مصرف‌کنندگان را مجبور کند تا حقوق خود را مجدداً توزیع کنند. لازم به ذکر است نقش نهادها بسته به اینکه این تخصیص داوطلبانه یا غیرداوطلبانه صورت گیرد، متفاوت است. مقامات دولتی در تخصیص غیرداوطلبانه بیشتر به جنبه‌های منافع عمومی و محیط زیست توجه می‌کنند. این در حالی است که یک چهارچوب اقتصادی و قانونی برای

[1] United Nations Environment Program

[2] water reallocation

پشتیبانی و تخصیص مجدد داوطلبانه آب لازم است. (Marston & Cai2016) تخصیص مجدد آب تحت شرایط کمبود آب ارائه می‌شود و دارای مزایا وچالش‌هایی است. به طور کلی افزایش تقاضای آب برای استفاده شهری و صنعتی بیشتر از بخش کشارزی است با اینکه سهم بخش کشاورزی همواره از سهم تقاضای آب شهری و صنعتی بیشتر بوده است. یک واکنش به کمبود آب تخصیص مجدد آب از کشاورزی به غیرکشاورزی (مصرف شهری و صنعتی) که عواقب ناخوشایندی برای عدالت، پایداری زیست‌محیطی ایجاد می‌کند. برخی از مطالعات اقتصادی نشان می‌دهند که تأثیرات منفی از انتقال آب از بخش کشاورزی حداقل خواهد بود. بر اساس گزارش توسعه جهانی آب سازمان ملل سه چهارم مشاغل در سرتاسر جهان به آب وابسته است و در واقع کمبود آب و عدم دسترسی به آب ممکن است رشد اقتصادی را در سال‌های آینده مختل کند. آب عامل مهمی در توسعه فرصت‌های شغلی است. این گزارش به چندین مطالعه اشاره می‌کند که نشان‌دهنده ارتباط مثبت بین سرمایه‌گذاری در بخش آب و رشد اقتصادی است و همچنین نقش برجسته آب در انتقال به اقتصاد سبز را نشان می‌دهد.

براساس مقاله کوزنتس[1]، جنبه های عمده تغییر ساختاری شامل تغییر جهت از کشاورزی به سمت فعالیت‌های غیرکشاورزی و بعد از آن رفتن از صنعت به سمت خدمات است. با توجه به اینکه یکی از مهمترین عوامل جابجایی نهاده‌ها بین بخش‌ها بهره‌وری کل عوامل تولید است، بنابراین در این تحقیق مشخص شده است که تا چه اندازه تکانه مثبت بهره‌وری می‌تواند بر روند تغییرات ساختاری مؤثر باشد.

براین اساس مقاله به دنبال پاسخ به دو سوال اساسی است. اول اینکه آیا با وجود تکانه مثبت بهره‌وری تغییرات ساختاری در ایران شکل می‌گیرد؟ و دوم آیا با تکانه مثبت بهره‌وری پتانسیل انتقال آب بین ایران و کشورهای هم‌مرز وجود دارد؟ برای پاسخ به دو سوال تحقیق چهارچوب مقاله به گونه‌ای است که پس از مقدمه، ادبیات موضوع و مبانی نظری و در بخش‌های بعد برآورد مدل و نتیجه‌گیری ارائه شده است.

[1] Kuznets

۲- ادبیات موضوع

مهرآرا و احمدزاده(۱۳۸۸) در پژوهشی به بررسی سهم رشد بهره‌وری کل عوامل تولید و رشد نهاده‌های تولید نیروی کار و سرمایه در رشد تولیدات بخش‌های عمده اقتصادی و کل اقتصاد غیرنفتی پرداختند. بیش‌ترین و کمترین نرخ‌هاي رشد ارزش افزوده طي برنامه‌هاي توسعة اقتصادي، اجتماعي و فرهنگي كشور به ترتيب در بخش‌های صنعت و معدن و كشاورزي تجربه شده است. همچنين شواهدي مبني بر همگرايي نرخ رشد بهره‌وري بخشي به سمت مقادير يكسان در بلندمدت مشاهده نشد (mehrara & ahmadizade2010).

محمدی و اکبری (۱۳۸۷) در مطالعه‌ای به بررسی شوک‌های بهره‌وری بر رشد اقتصادی ایران پرداختند. نتایج این پژوهش حاکی از آن است که بهره‌وری کل عوامل تولید اثر معنی‌داری بر رشد اقتصادی دارد. همچنین در کوتاه‌مدت بخش زیادی از تغییرات تولید و رشد اقتصادی مربوط به شوک‌های طرف تقاضا و در بلندمدت سهم شوک‌های طرف عرضه در توضیح نوسانات اقتصادی بیشتر است (rahmani & akbari2009).

واحدی‌زاده و همکاران (۱۳۹۷) در یک مطالعه تطبیقی، به بررسی تجربیات بازار آب در کشورهای استرالیا، آمریکا، شیلی، اسپانیا و چین و بازار آب مجن در ایران و بررسی عوامل مؤثر بر بازدهی این بازارها پرداخته‌اند. بررسی‌ها نشان می‌دهد که حل مسائل مرتبط با بازار آب و رسیدن به یک رویکرد کارآمد و پایدار تنها توسط متخصصین مدیریت منابع آب و علوم اقتصادی میسر نخواهد بود، بلکه نیازمند مشارکت کارشناسان مسائل حقوقی، اجتماعی و زیست‌محیطی است. برای بهبود عملکرد بازارهای آب، فراهم کردن بسترهای قانونی لازم است (vahedizade & et al2019).

ماکاراجی (۱۹۹٦) آب را برای فعالیت‌های غیرکشاورزی (معدن، تولید، حمل و نقل، ساخت‌و ساز خدمات) در نظر می‌گیرد. در این مطالعه از یک مدل CGE منطقه‌ای استفاده شده است. تابع تولید بخشی یک ساختار آشیانه‌ای دارد. در بالاترین سطح، ستاده بخشی با نهاده‌های ارزش افزوده و واسطه‌ای است. نهاده‌های واسطه‌ای به عنوان نسبت ثابتی از محصول تقاضا می‌شوند. ارزش افزوده واقعی یک تابع CES از نهاده‌های اصلی(نیروی کار، سرمایه، آب و زمین) است. بنابراین آب به صورت صریح وارد مدل نشده است بلکه به نسبت ثابت با زمین در نظر گرفته شده است (Mukherjee,1996).

سونگ وهمکاران (۱۹۹۸) یک مدل CGE را برای ارزیابی اثرات اقتصادی انتقال آب‌های سطحی از کشاورزی به مصارف تفریحی در پناهگاه حیوانات در آمریکا مورد ارزیابی

قرار داده‌اند. آب و زمین به عنوان یک کالای ترکیبی با ضرایب ثابت لئونتیف وارد تابع تولید می‌کنند. آب به عنوان یک منبع کمیاب برای کشاورزی و تفریحات مدل‌سازی شده است. تابع مطلوبیت خانوارها شامل مصرف تفریحی وسایر کالاها است. بازار قیمت را برای مناطق تفریحی که برای منابع آبی رقابت می‌کنند مشخص می‌کند. نتایج شبیه‌سازی نشان می‌دهد که انتقال آب از کشاورزی به بخش تفریحی GDP منطقه‌ای را کاهش می‌دهد (Seung et al.,1998).

دابی و اندرسون (۱۹۹۹) یک مدل اقتصادی- اکولوژیکی کالا بواسطه صنعت[4] را بر اساس داده‌های یک روستا در نیجریه توسعه دادند و بر اساس آن به ارزیابی تأثیر فعالیت‌های اقتصادی برتقاضای آب پرداخته‌اند. در این مدل معاملات درون صنعتی و کالاهای اکولوژیکی مانند آب، زمین و پوشش گیاهی در نظر گرفته شده است. استفاده از آب در این مدل به دو طریق وارد شده است.۱) تجارت آب در بخش اقتصادی توسط فروشندگان آب به عنوان یک کالای اقتصادی؛ ۲) آبي که مستقيماً توسط کاربران از محيط (عمدتا از چاه هاي کم عمق) به عنوان يك كالاي بومي براي استفاده در اقتصاد استخراج مي‌شود. نتایج نشان می‌دهد که تغییرات آب، فعالیت روستا را تحت تأثیر قرار می‌دهد. بیشترین استفاده از منابع آب تحت تأثیر مستقیم دامداری، ساخت‌وساز و کشاورزی است (Dabi & Anderson,1999).

گودمن(۲۰۰۰) با استفاده از یک مدل CGE نشان می‌دهد که انتقال موقت آب هزینه کمتری نسبت به ساخت زیرساخت‌های جدید برای حوضه رودخانه ارکانزاس[5] در آمریکا دارد. در این مطالعه آب به عنوان یک عامل تولید قابل ذخیره مدل‌سازی شده است. در بخش دیگری از این مطالعه با استفاده از مدل CGE میزان آب در دسترس محاسبه شده است. در این پژوهش نشان داده شده که مزایای انتقال آب از دخیره آب بیشتر است و هم مناطق شهری و هم مناطق روستایی از این انتقال سود می‌برند (Goodman,2000).

بریتلا و همکاران (۲۰۰۷) اولین نسخه GTAP-W را که توسعه یک ماژول آب در GTAP است را گسترش دادند. که آب با نهاده‌های ارزش افزوده و واسطه‌ای با استفاده از یک تابع لئونتیف ترکیب می‌شود. آنها کمبود آب را با تجارت بین‌الملل مرتبط می‌کنند و

[4] commodity-by-industry economic± ecological model (CIEEM)

تأثیرات احتمالی کاهش آب را بر تجارت جهانی تجزیه و تحلیل می‌کنند. نتایج نشان می‌دهد در صورت عدم بازارهای آب، زیان‌های رفاهی بیشتر می‌شود. در این مطالعه ۵ سناریو شبیه‌سازی شده که ٤سناریو مبتنی بر راه‌حل بازار و ۱سناریو غیربازاری است.(Berrittella et al.,2007)

بوکر و همکاران (۲۰۱۲) در مطالعه‌ای به بحث و بررسی مدل‌های پیشرفته شامل مدل‌های چندگانه، تقاضای رقابتی، انواع تکنولوژی، پاسخ‌های رفتاری ترکیب آب‌های زیرزمینی و ادغام عوامل سازمانی می‌پردازند. بیشتر تمرکز این مقاله بر مدل‌های اقتصاد آب تحت شرایط کمبود آب است. آن‌ها معتقدند که اطلاعات دقیق‌تر اقتصادی و هیدرولوژیکی موجب افزایش عمق و دقت مدل‌های اقتصاد آب و گسترش بین رشته‌ای می‌شود. همچنین گسترش مدل‌ها برای بررسی منابع آب‌های مرزی بین‌المللی، سیاست‌های اقتصادی، سیاست‌های محیطی ونهادی و اثرات متقابل آن‌هاست (Booker,2012).

جان و همکاران (۲۰۱۲) با استفاده از مدل تعادل عمومی به تحلیل تغییر تولید ناخالص داخلی و تولید صنعت تحت تأثیر سیاست‌های آب در شهر پکن پرداخته‌اند. نتایج نشان می‌دهد که صنایع مختلف رفتارهای مختلفی را نسبت به سیاست‌ای آب نشان می‌دهند. صنعت کشاورزی نسبت به تغییر قیمت آب حساسیت بیشتری دارد. برای صنایع انرژی از جمله نفت و گاز، رفتارها متفاوت است. در برخی صنایع با مصرف آب بالا مانند کاغذ و نساجی سیاست‌ها آب اثر سو بر تولید دارند و منجر به استفاده از فناوری بالاتر برای صرفه‌جویی آب می‌شوند. همچنین دولت باید برای مدیریت کلان اقتصادی بیشتر به سیاست‌های آب توجه کند (Jun et al.,2012).

طاهری‌پور وهرتل (۲۰۱۳) در چهارچوب یک مدل CGE آب را در سطح رودخانه معرفی کرده‌اند. در این مطالعه بین کشت دیم وکشت آبی در تابع تولید تفاوت وجود دارد. کیفیت زمین در مناطق زراعی به شکل محسوسی متفاوت در نظر گرفته شده است و عرضه آب در هر منطقه به سطح رودخانه‌ها بستگی دارد و در عین حال درنهاده زمین بین محصولات زراعی، دامی و جنگلداری رقابت وجود دارد و از همه مهم‌تر گسترش رقابت بین آب‌های مدیریت شده در فعالیت‌های کشاورزی و غیر کشاورزی وجود دارد (Taheripour & Hertel2013).

کوپمن و همکاران (۲۰۱۷) یک مدل تعادل عمومی قابل محاسبه برای ارزیابی پتانسیل بازارهای آب (تخصیص آب با توجه به قیمت‌های سایه‌ای آن) برای اختصاص منابع کم آب به بخش کشاورزی، صنعت و عرضه عمومی آب ارائه می‌دهیم. چهار سناریو از بازار آب در

بخش‌های خاص صنعت تا سطوح اقتصادی توسعه داده شده است. نتایج نشان می‌دهد که بخش کشاورزی تقریباً همه خسارات ناشی از تغییرات اقلیمی را متحمل می‌شود در حالی که بخش های تولیدی با اقدامات فنی قادر به کاهش ضرر و زیان خود هستند. گسترش دامنه بازار آب باعث افزایش تولید اقتصادی و در نتیجه تخصیص مجدد آب از بخش کشاورزی به تولید و خدمات عمومی می‌شود (Koopman et al.,2017).

بورگم و همکاران (۲۰۱۷) در مطالعه‌ای رابطه پویا بین ریسک آب با فرصت‌های توسعه برای یک منطقه ساحلی در کشور بنگلادش را مورد بررسی قرار دادند. نتایج مطالعه آنها نشان داد که مداخلات می‌تواند تأثیرات غیرنهایی[6] بر شاخص‌های رفاه و تغییر سیستم پویا از دام فقر به رشد اقتصادی داشته باشد (Borgomeo et al.,2017).

هرتل و لیو (۲۰۱۹) با استفاده از مدل CGE به ارزیابی جهانی تأثیرکمبود آب بر رشد اقتصادی پرداخته‌اند. این مطالعه همچنین استفاده از آب را در بخش‌های کشاورزی، تولید انرژی، خانوارها، صنعت و خدمات پوشش می‌دهد و در مورد آبرسانی و تخصیص آب و فرصت‌های فراوان صرفه‌جویی بحث می‌کند که شامل افزایش بهره‌وری، جایگزین کردن فعالیت‌های کم‌آب‌بر به جای فعالیت‌هایی که مصرف آب بالایی دارند، جایگزین کردن کالاها و خدماتی که مصرف بالایی دارند. از آنجا که استفاده از آب در سراسر جهان تقریباً رایگان است این جایگزینی‌ها به صورت گسترده اتفاق نیفتاده‌اند. همچنین کمبود آب می‌تواند موجب تغییر قیمت‌های بین‌المللی و کاهش بهره‌وری شود (Hertel & liu,2019).

کازکارو و همکاران (۲۰۱۹) با استفاده از یک مدل CGE چندمنطقه‌ای در اسپانیا، عدم تعادل منابع را از طریق سناریوهای مختلف بررسی می‌کنند. سناریوها مبتنی بر افزایش محصولات کشاورزی پرمصرف در مناطقی با منابع آبی فراوان و توسعه زنجیره‌های تأمین غذایی پایدار بین مزارع و صنعت کشاورزی است. یافته‌ها به سیاست‌هایی اشاره دارد که می‌تواند نتایج موفقیت‌آمیزی به همراه داشته باشد. این سیاست‌ها شامل مالیات بر مصرف‌کننده و تولیدکننده و همچنین دادن یارانه به تولیدکنندگانی است که بیشترین بهره‌وری را دارند (Cazcarro et al.,2019).

[6] non-marginal

۳- مبانی نظری ومدل

مدل‌های تعادل عمومی قابل محاسبه (CGE) ابزاری قوی برای تجزیه و تحلیل روابط پیچیده است. مدل‌های CGE به دو دسته پویا و ایستا تقسیم می‌شوند. نسل اول مدل‌های CGE ماهیت ایستا دارند. این مدل یک دوره‌ای در مسائل سیاستی استفاده می‌شود. مدل‌های CGE به بررسی نحوه اثرگذاري سیاستگذاري مختلف بر قیمت‌ها، مقدار تولید در بخش‌هاي مختلف و رفاه اقتصادي می‌پردازد (Martens1998). به طور کلی، مدل‌هاي CGE پویا به صورت مجموعه‌اي از سیستم معادلات بین زمانی یا پویا و مجموعه‌اي از معادلات یک دوره‌اي یا ایستا تشکیل می‌شوند. بخش پویاي مدل مجموعه‌اي از معادلات بین زمانی است که تصمیم گیري عاملین اقتصادي را در طول زمان نشان می‌دهد. درمدل‌های CGE پویا، بخش پویا نسبت به مدل ایستا بهینه می‌شود و مسیر زمانی متغیرهاي کنترل به دست می‌آید.

بر اساس مطالعات برفیشر (۱۹۵۵) یک مدل CGE اغلب با یک یا چند بلوک باز می‌شود که وظیفه آن‌ها معرفی و تعریف مجموعه‌ها، متغیرهای درون‌زا و برون‌زا و همچنین پارامترهای برون‌زای مورد استفاده در مدل است. که مدل‌ساز باید هر یک از این عناصر مدل را شناسایی و تعریف کند (Burfisher1995).

در این پژوهش به منظور بررسی تأثیر تکانه بهره‌وری بر تغییرات ساختاری و پتانسیل انتقال آب از مدل تعادل عمومی محاسبه‌پذیر و از نسخه نهم پایگاه داده GTAP استفاده شده است. این نسخه دربرگیرنده اقتصاد جهانی با ۱٤۰ کشور یا منطقه و ۵۷ بخش اقتصادی می‌باشد. همچنین برای شبیه‌سازی مدل از نرم‌افزار GEMPACK استفاده شده است. ارائه تمام روابط و معادلات به دلیل حجم مقاله امکان‌پذیر نیست. علاوه بر پایگاه داده GTAP از داده‌هایIMPACT نیز استفاده شده است. مدل IMPACT یک مدل ترکیبی از شبیه‌سازی آب و تعادل جزئی کشاورزی است. با توجه به اهداف تحقیق در تجمیع مدل را تغییر یافته است و بجای ۱٤۰ منطقه یا کشور در یک تجمیع، کشور ایران و سایر مناطق و درتجمیع دیگر ایران و کشورهای با مرز آبی و خاکی مشترک (پاکستان، ترکیه، روسیه، قزاقستان، امارات، ارمنستان، آذربایجان، بحرین، کویت، عمان، قطر،عربستان سعودی) در نظر گرفته شده است. ۵۷ بخش مدل به ۱۳ بخش و۵ عامل تولید به ۸ عامل تولید تغییر یافته است که این تغییرات بدین گونه می‌باشد. بخش‌ها شامل: ۱.زراعت (برنج، گندم، دانه‌های روغنی)۲. سایر محصولات زراعی (حبوبات، میوه، سبزیجات...) ۳. دامپروری ٤.جنگلداری ۵.شیلات ٦. زغالسنگ ۷.نفت ۸.گاز

۹. صنعت ۱۰.پتروشیمی ۱۱. الکتریسیته ۱۲. آب ۱۳. خدمات. عوامل تولید شامل: آب، زمین، زمین دیم، زمین مرتع، نیروی کار ماهر، نیروی کار غیرماهر، سرمایه و منابع طبیعی است. لازم به توضیح است آبی که جز بخش‌ها آورده شده همان آب توزیع شده توسط بخش آب هر اقتصاد است و منظور از آبی که جز عوامل تولید است همان آب رایگان در هر اقتصاد است یعنی همان آب‌های سطحی.

در پایگاه داده GTAP استاندارد، زمین‌های کشاورزی یک عامل همگن با تحرک بطئی است. یعنی زمین در بخش کشاورزی تحرک ناقص دارد. برای عوامل تولید متحرک مانند سرمایه بازده یکسانی درنظرگرفته می‌شود اما ممکن است بازده بازاری برای عوامل با تحرک ناقص در بخش‌ها متفاوت باشد. $VFM_{i,j,r}$ (ارزش خرید کالای i توسط بنگاه در بخش j در منطقه r به قیمت بازار) در پایگاه داده GTAP بیانگر ارزش افزوده کل از جمله اجاره زمین است. در GTAP-W اجاره بخش زمین به اجاره زمین‌های آبیاری، زمین‌های قابل آبیاری، زمین‌های دیم و اراضی مرتعی تقسیم می‌شود و فرض می‌کنیم ارزش آب آبیاری در زمین تعبیه شده است. ارزش تولید یک کالا برابر است با قیمت ضربدر مقدار. مدل‌های CGE تنها جریان‌های ارزشی را شامل می‌شوند. بنابراین می‌توان به آسانی با ضرب قیمت در مقدار به ارزش زمین آبیاری و زمین دیم دست یافت. اما به دلیل کمبود اطلاعات دراین روش محدودیت‌هایی وجود دارد. ارزش زمین در GTAP ارزش زمین‌های بارانی و زمین‌های آبیاری است. ((۱)) بنابراین تولید کل، به تولید زمین‌های آبیاری و دیم تقسیم می‌شود. ارزش زمین‌های آبیاری به ارزش زمین‌های قابل آبیاری (معادله(۲)) و حجم آبیاری (معادله(۳)) تقسیم می‌شود. به دلیلی کمبود اطلاعات بازار از اجاره زمین و آب از نسبت بازدهی آبیاری به بازدهی بارانی استفاده می‌شود تا ارزش زمین‌های آبیاری به ارزش زمین‌های قابل آبیاری و حجم آبیاری بیان شود. ارزش زمین‌های مرتع از ارزش زمین در بخش دامپروری بدست می‌آید (Calzadilla2011).

معادلات به شرح ذیل است:

$$VFM_{Rf\,'Land'\,j,r} = OLDFM_{'Land'\,j,r} * (-PS_{j,r}) \quad (۱)$$

$$VFM_{'Land'\,j,r} = OLDVFM_{'Land',j,r} * PS_{j,r} / YR_{j,r} \quad (۲)$$

$$VFM_{'wtr'\,j,r} = OLDVFM_{'Land'\,j,r} * PS_{j,r} * (YR_{j,r} - 1) / YRj,r \quad (۳)$$

$$VFM\,'_{PsLand',Animals',r} = OLDVFM_{,Land',Animals,r} \quad (۴)$$

$$VFM_{i,j,r} = OLDVFM_{i,j,r} \qquad i=lab,capital\&natural \quad (۵)$$

در اینجا OLDVFMi,j,r تعدیل نشده VFMi,j,r*PS است که سهم تولید آبیاری از کل تولید در بخش j منطقه r است و YRj,r نسبت بازدهی آبیاری به بازدهی بارانی در بخش j منطقهr است. ارزش افزوده سایر عوامل تولید (نیروی کار، سرمایه و منابع طبیعی) بدون تغییر باقی مانده است.

زمانی که VFMi,j,r به EVOAi,r(ارزش کالای i تولیدشده یا عرضه شده در منطقه r برابر با قیمت بنگاه‌ها می‌باشد) و EVFAi,j,r (ارزش خرید کالای i توسط بنگاه j در منطقه r معادل قیمت بنگاه) تقسیم شود GTAP طبق معادلات زیر تغییر می‌کند:

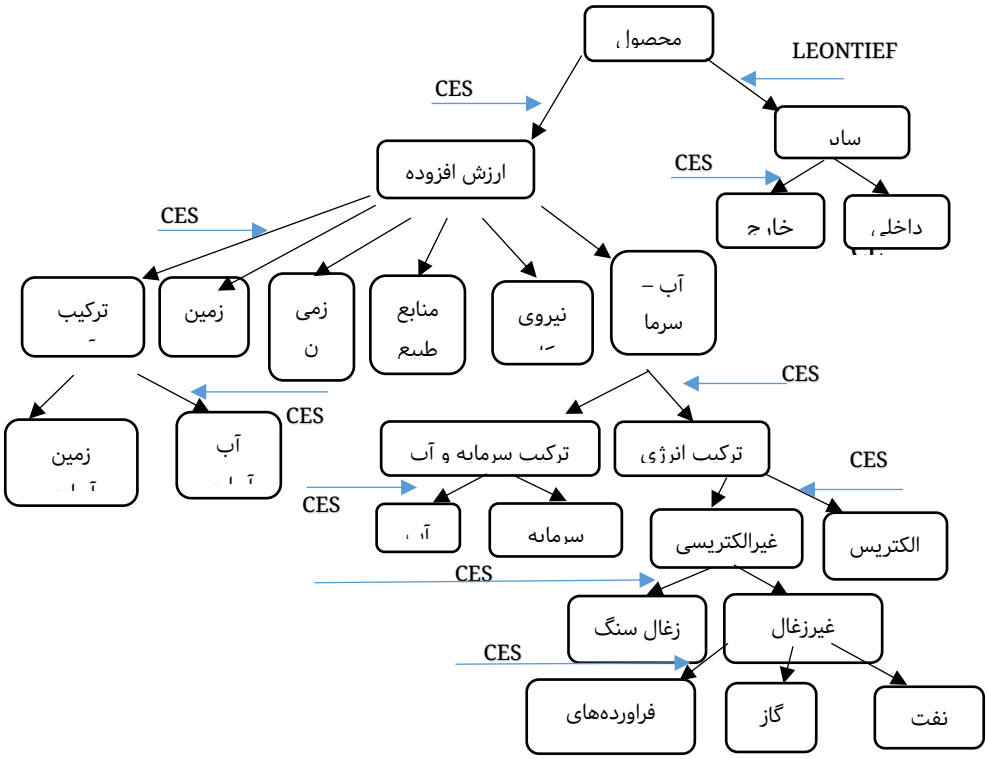
$$EVOA_{i,r} = \sum_{j \in PROD} VFM_{i,j,r} - HTAX_{i,r} \quad (۶)$$

$$EVFA_{i,j,r} = VFM_{i,j,r} + ETAX_{i,j,r} \quad (۷)$$

در معادله (٦) HTAXi,r مالیات بر خانوارها بر عرضه عامل تولید i در منطقه j است. ETAXi,j,r مالیات بر عامل i که توسط صنعت j در منطقه r استفاده می‌شود. مدل GTAP از الگوی رقابت کامل والراس استفاده می‌کند. صنایع از طریق یک بنگاه نماینده مدل‌سازی می‌شوند و سود خود را در بازار رقابت کامل حداکثر می‌کنند. توابع تولید با یک سری تابع با جانشینی ثابت مشخص می‌شوند. براساس فرض آرمینگتون[۷] نهاده‌های داخلی

[7] Armington

و خارجی جانشین کامل نیستند. مصرف‌کننده نماینده در هر منطقه از عوامل تولید (نیروی کار، سرمایه، زمین دیم، زمین آبیاری منابع طبیعی، زمین مرتع و آبیاری) درآمد کسب می‌کند. سرمایه و نیروی کار در داخل متحرک و در سطح بین‌الملل غیرمتحرک هستند. زمین مرتع، زمین دیم، زمین آبیاری، آبیاری و منابع طبیعی در بخش‌های کشاورزی دارای تحرک جزئی هستند وممکن است که بازدهی متفاوت داشته باشند. درآمد ملی بین مصرف کل خانوار، مصرف عمومی وپس‌انداز تخصیص می‌یابد. این سهم از طریق تابع کاب – داگلاس اختصاص می‌یابد. مصرف خصوصی با تابع آرمینگتون مشخص می‌شود. ساختار آشیانه‌ای مدل به صورت زیر است:



نمودار ۱. نمودار آشیانه‌ای تولید

مأخذ: (کازادیلا و همکاران۲۰۱۱)

Figure 1. Nested tree structure

Sourse: (Calzadilla et al.2011)

بر اساس مطالعه گووهن و هرتل (۲۰۰۳)، عامل تقاضای شرطی و تابع هزینه بدست آمده از حداقل‌سازی مخارج و تغییرات متناسب آنها در GTAP مشخص شده است. (Gohin and Hertel) با استفاده از مطالب گفته شده در این مقاله آشیانه ارزش افزوده به صورت زیر ارائه می‌شود: در پائین‌ترین سطح در لانه اول، تولیدکنندگان زمین آبیاری و آب آبیاری را بر اساس تابع CES با کشش جانشینی (σ LW) ELLWj,r ترکیب می‌کنند. این مرحله تنها بر اساس تغییرات فنی مشخص شده است.

تقاضا برای زمین آبیاری (Land) و آب(wtr) به صورت زیر است:

$$qfe_{i,j,r} = -afe_{i,j,r} + qlw_{j,r} - ELLW_{j,r} * \left[pfe_{i,j,r} - afe_{i,j,r} - plw_{j,r} \right] \quad (۸)$$
$$i = Lnd, Wtr$$

هزینه زمین آبیاری و آب به صورت زیر است:

(۹)

$$plw_{j,r} = \sum_{k \in ENDWLW} SLW_{k,j,r} * (pfe_{k,j,r} - afe_{k,j,r})$$

در پایین‌ترین سطح در لانه دوم، تولیدکنندگان انرژی و سرمایه را بر اساس تابع CES با کشش جانشینی (σKE) ELKEj,r ترکیب می‌کنند. این مرحله تنها بر اساس تغییرات فنی مشخص می‌شود.

تقاضا برای سرمایه و انرژی:

(۱۰)

$$qfe_{i,j,r} = -afe_{i,j,r} + qke_{j,r} - ELKE_{j,r} * \left[pfe_{i,j,r} - afe_{i,j,r} - pke_{j,r} \right]$$
$$i = capital$$

$$qen_{j,r} = qke_{j,r} - ELKE_{j,r} * (pen_{j,r} - pke_{j,r}) \quad (۱۱)$$

هزینه ترکیب انرژی و سرمایه:

$$pke_{j,r} = \sum_{k \in ENDWC} SKE_{k,j,r} * \left(pfe_{k,j,r} - afe_{k,j,r} \right) + \sum_{k \in EGY} SKE_{K,j,r} * (pf_{k,j,r} - af_{k,j,r}) \quad (۱۲)$$

در سطح میانه تولیدکننده آب آبیاری-زمین، زمین دیم، زمین مرتع، منابع طبیعی، نیروی کار و سرمایه-انرژی را براساس یک تابع CES با کشش جانشینی ESUBVAj (σ VAE) ترکیب می‌کنند. این مرحله تنها بر اساس تغییرات فنی مشخص شده است.

تقاضا برای زمین دیم، زمین مرتع، منابع طبیعی و نیروی کار به صورت زیر است:

$$qfe_{i,j,r} = -afe_{i,j,r} + qvean_{j,r} - ESUBVA_j * \left[pfe_{i,j,r} - afe_{i,j,r} - PVAEN_{j,r} \right] \quad (۱۳)$$

i=RFLand,PSLand,natRes,Lab

تقاضا برای زمین آبیاری-آب:

$$qlw_{j,r} = qvaen_{j,r} - ESUBVA_{j,r} * (plw_{j,r} - pvaen_{j,r}) \quad (۱۴)$$

تقاضا برای زمین سرمایه-انرژی:

$$qke_{j,r} = qvaen_{j,r} - ESUBVA_{j,r} * (pke_{j,r} - pvaen_{j,r}) \quad (۱۵)$$

هزینه ارزش افزوده شامل نهاده انرژی:

$$pvaen_{j,r} = \sum_{k \in ENDW} SVAEN_{k,j,r} * (pfe_{k,j,r} - afe_{k,j,r}) + \sum_{k \in EGY} SVAEN_{k,j,r} * \left(pf_{k,j,r} - af_{k,j,r} \right) \quad (۱۶)$$

در بالاترین سطح تولیدکنندگان ارزش افزوده را با دیگر نهاده‌ها براساس تابع CES با کشش جانشینی (σ) ترکیب می‌کنند.

تقاضا برای ارزش افزوده (شامل نهاده انرژی):

(۱۷)

$$qvaen_{j,r} = -ava_{j,r} + qo_{j,r} - ao_{j,r} - ESUBTj * \left[pvaen_{j,r} - ava_{j,r} - ps_{j,r} - ao_{j,r} \right]$$

(۱۸)

$$qfe_{i,j,r} = D - NEGY_{i,j,r} * D - VFA_{i,j,r} * \left[af_{i,j,r} + qo_{j,r} - aoj,r - ESUBTj * \left[pf_{i,j,r} - af_{i,j,r} - ps_{j,r} \right] \right] + D - ELYi,j,r * D - VFAi,j,r * \left[-afi,j,r + qenj,r - ELELYj,r * \left[pfi,j,r - afi,j,r - penj,r \right] \right] + D - COALi,j,r * D - VFAi,j,r * -afj,r + qenlj,r - ELCOj,r * \left[pfi,j,r - afi,j,r - penlj,r \right] + D - OFFi,j,r * D - VFAi,j,r * \left[-afj,r + qncoalj,r - ELFUj,r * \left[pfi,j,r - afi,j,r - pncoalj,r \right] \right]$$

هزینه محصول:

(۱۹)

$$ps_{j,r} + qo_{j,r} = \sum_{i \in ENDW} STC_{i,j,k} * \left(pfe_{i,j,k} - afe_{i,j,k} - ava_{j,r} \right) + \sum_{k \in TRAD} STC_{k,j,r} * \left[pf_{k,j,r} - af_{k,j,r} \right] + profitslack_{j,r}$$

در این مطالعه عامل جابجایی آب افزایش بهره‌وری کل عوامل در نظر گرفته شده است. در ادبیات رشد اقتصادی پیشرفت فنی توسط سولو معرفی شده، سولو پیشرفت فنی را به عنوان یک عامل انتقال در تابع تولید وارد کرد. پیشرفت فنی به دو دسته تقسیم می‌شود: پیشرفت فنی عاملی و پیشرفت فنی خنثی. پیشرفت فنی عاملی، بهره‌وری یکی از عوامل تولید را افزایش می‌دهد در حالیکه پیشرفت فنی خنثی بهره‌وری کل عوامل تولید رادر نظر می‌گیرد. تابع ارزش افزوده به صورت زیر تعریف می‌شود.

$$VA_{j,r} = AVA_{j,r}\left(\sum_{i=1}^{l}\delta\left(QFE_{i,j,r}\right)^{-\rho VA}\right)^{\frac{-1}{\rho VA}r} \quad (۲۰)$$

VAj,r: ارزش افزوده بخش j ام در منطقهr. $AVAj,r$: ضریب تغییر تکنولوژی δi: پارامتر توزیع و ρVA: پارامتر جانشینی است. با شوک بهره‌وری ارزش افزوده بنگاه تغییر می‌کند و منجر به تغییر تقاضای عوامل تولید شده و اشتغال تغییر می‌کند و تغییر تقاضای عوامل تولید منجر به تغییر عرضه خواهد شد. شوک بهره‌وری بر ضریب تغییر تکنولوژی در تابع تولید اثر می‌گذارد و باعث تغییر تولید در هر بخش می‌شود. با تغییر در تولید، درآمد منطقه تغییر می‌کند و موجب تغییر در مطلوبیت سرانه منطقه می‌شود و تغییر در مطلوبیت سرانه منجر به تغییر در رفاه می‌شود.

در مدل GTAP شاخصی که بیشتر ازشاخص‌های دیگراستفاده می‌شود تغییرات معادل هیکس است. از معیار رفاهی تغییرات معادل هیکس برای اندازه‌گیری اثرات رفاهی استفاده می‌شود و در آن، مصرف‌کننده مطلوبیت خود را از مصرف کالاهای شخصی، دولتی و پس‌انداز حداکثر می‌کند. با توجه به اهمیت مطلوبیت خانوار در شکل‌گیری روابط طرف تقاضای اقتصاد، اندازه‌گیری مطلوبیت می‌تواند شاخص مناسبی برای بررسی رفاه خانوارها باشد. مدل‌های CGE برای کمّی کردن اثرات رفاهی بسیار مناسب‌اند، زیرا اثرات یک شوک را بر کلیه قیمت‌ها و مقادیر در اقتصاد توضیح می‌دهند.(Mahini & et al2020)

۴- یافته‌های مدل

۴-۱- شوک بهره‌وری ۰٫۶ ایران و سایر نقاط جهان

با توجه به اینکه یکی از مهمترین عوامل موثر بر استفاده از نهادهای تولید بهره‌وری است بنابراین در **جدول۱** و **جدول۲** سعی شده تاثیر تغییر این متغیر در یک ساختار مدل تعادل عمومی قابل محاسبه مورد ارزیابی قرار گیرد. با توجه به اینکه تاثیر تغییر بهره‌وری می‌تواند متغیرهای اقتصادی را در یک دستگاه معادلات همزمان متاثر سازد بنابراین مدل تعادل عمومی قابل محاسبه قابلیت لازم برای نشان دادن تاثیر تکانه‌ها را دارد. در این تحقیق تلاش شده است ضمن رعایت اصول علمی در تجمیع بخش‌ها ونهاده‌ها مواردی مورد تجزیه و تحلیل قرار گیرد که به موضوع تحقیق مربوط باشد و در عین حال سایر موارد نیز در خروجی

مدل حذف نشده است. بر این اساس برای تحلیل **جدول۱**و **جدول۲** باید به سه نکته توجه نمود. اول اینکه تکانه بهره‌وری با توجه به روند تغییرات بهره‌وری در ایران و با درنظر گرفتن شرایط خاص حاکم بر اقتصاد از جمله تحریم‌های اقتصادی و بحران بین‌المللی نظیرکرونا ۰٫۶ درصد در نظر گرفته شده است. دوم چون محور مقاله بر استفاده بخش‌ها از آب و تغییرات ساختاری بوده است بر این اساس در **جدول۱**و **جدول۲** ردیف‌های مربوط به آب، نیروی کار ماهر، نیروی کار غیرماهر و سرمایه درنظر گرفته می‌شود. سوم با توجه به ویژگی مدل‌های CGE خروجی مدل در بخش اول ایران و سایر نقاط جهان است که از سایر نقاط جهان برای تحلیل‌های مربوط به اقتصاد ایران استفاده می‌شود. ولی به دلیل رعایت حجم مقاله تحلیلی از این قسمت ارائه نخواهد شد. همچنین لازم به ذکر است با توجه به ساختار مدل‌های تعادل عمومی آنچه برای نتیجه‌گیری از این مدل‌ها دارای اهمیت است، واکنشی است که هر بخش نسبت به تکانه وارد شده به مدل نشان می‌دهد بنابراین نتایج جداول بیانگر واکنش تغغیرات هر متغییر نسبت به تکانه بهره‌وری است.

جدول۱. تقاضای نهاده i برای صنعت j در ایران
مأخذ: نتایج پژوهش

Tabel 1. Demand endowment commodity i in industry j of Iran:Table1
Source: Research results

تقاضای iنهاده برای صنعت برای ایرانj	زراعت	سایر محصولات زراعی	دامپروری	جنگلداری	شیلات	زغالسنگ	نفت
آب	۰	۰	۰/۵۳٤	۰/۲۳۵	۰/۲٤۳	۰/٦۹۲	-۰/۰۲۸
نیروی کار غیرماهر	۰/۱۰٤	۰/۰٤٦	۰/۳۷۹	۰/۰۵۹	۰/۰٦۸	-۱/۰۱۵	-۰/٤۸
نیروی کار ماهر	۰/۱۳٦	۰/۰۷۸	۰/٤۱۱	۰/۰۸۳	۰/۰۹۳	-۰/۵۳۱	-۰/٤۳۷
سرمایه	۰/۱٤۰	۰/۰٦۹	۰/٤۱٤	۰/۰۸٤	۰/۰٤۲	-۰/۳۰۹	-۰/٤۱۵
منابع	۰/۰۰۱	۰/۰۰۱	۰/۰۰۲	۰/۰۰۱	۰/۰۰۱	۰/۰۰۱	۰/۰۰۰

جدول۲. تقاضای نهاده i برای صنعت j در ایران
مأخذ: نتایج پژوهش

Tabel 2. Demand endowment commodity i in industry j of Iran
Source: Research results

iتقاضای نهاده برای صنعت برای ایرانj	گاز	صنعت	پتروشیمی	الکتریسیته	آب	خدمات	تغییرات سرمایه‌گذاری
آب	-۰/۷۷۷	۰/۷۲۰	۰/٤٥٦	۰/٥٣٣	۰/٥٨٤	۰/٦٠٦	۰/٥٩٢
نیروی کار غیر ماهر	-۱/۰٤٦	۰/۲٥٥	-۰/۳۷۸	-۰/۲۰۷	-۰/۰۹۲	-۰/۱۳۸	۰/٦۳
نیروی کار ماهر	-۱/۰۲۸	۰/۳۹٦	-۰/۲۲٥	-۰/۰٥۳	۰/۰٦۱	۰/۰۳	۰/۱۸٥
سرمایه	-۱/۰۱	۰/٥۱	۰/۱۹٤	۰/۲۰٦	۰/۱۹۲	۰/۱٥۰	۰/٤۹٦
منابع طبیعی	-۰/۰۰٦	۰/۰۰۱	۰/۰۰۰۹	۰/۰۰۱	۰/۰۰۱	۰/۰۰۱	۰/۰۰۱

همانگونه که **جدول۱** نشان می‌دهد تغییر مثبت شوک بهره‌وری به اندازه ۰٫٦درصد تأثیری بر تقاضای زراعت و سایر محصولات زراعی ندارد. ولی بر سه بخش دیگر کشاورزی تأثیر بر تقاضای نهاده مثبت است. در مجموع می‌توان ادعا کرد که بخش کشاورزی با بهبود بهره‌وری کل عوامل تولید تقاضا برای آب را افزایش می‌دهد. این موضوع از آنجا دارای اهمیت است که ظرفیت‌های خالی برای بخش کشاورزی قابل‌توجه است.

بخش‌های نفت و گاز با تکانه بهره‌وری تقاضا را برای آب کاهش می‌دهند. این مسأله که می‌توان در این دو بخش اقتصادی با بهبود شرایط تولید و به کارگیری نهاده‌های تولیدکارا، از آب به صورت بهینه استفاده و ظرفیتی برای جابجائی آن به وجود آورد. تقاضای آب بخش صنعت از همه زیربخش‌های دیگر بیشتر است. یعنی با تکانه بهره‌وری به اندازه ۰٫٦ درصد بخش صنعت می‌تواند آب بیشتری تقاضا کند و با توجه به سهم ارزش افزوده آن می‌تواند نتیجه گرفت که انتقال آب از کشاورزی به صنعت می‌تواند قابل‌توجیه باشد. این نکته از آنجا دارای اهمیت است که با تکانه‌ی بهره‌وری تغییرات سرمایه‌گذاری نیز مثبت است. بنابراین افزایش تقاضای آب بخش صنعت و همزمانی آن با افزایش سرمایه‌گذاری می‌تواند سیگنال مثبتی برای جابجایی آب در بخش‌ها باشد.

نکته بسیار مهم این است که تکانه بهره‌وری به طور متوسط رشد به کارگیری نیروی کارماهر و غیرماهر در بخش‌های اقتصادی کاهش داده و در کنار آن تقاضای سرمایه را به طور متوسط افزایش داده است. بنابراین تکانه تعریف شده زمینه را برای تغییرات ساختاری در ایران به خوبی فراهم می‌کند. مسأله مهم این است که نوع واکنش بخش‌ها به تقاضای آب با نوع واکش آنها به جابجایی نیروی کار و سرمایه، می‌تواند ارتباط معنی‌داری بین جابجائی آب بین بخش‌ها و تغییرات ساختاری توجیه نماید.

جدول۳. تولید بخش‌ها
مأخذ: نتایج پژوهش

Tabel 3. industry output
Source: Research results

تولید بخش‌ها	ایران
زراعت	۰/۱۱۷
سایر محصولات زراعی	۰/۰۷٤
دامپروری	۰/۳٦٤
جنگلداری	۰/۰۷۹
شیلات	۰/۱۰۷
زغالسنگ	-۰/۳٤٤
نفت	-۰/۲۹۵
گاز	-۰/۹۸۲
صنعت	۱/۱۱۷
پتروشیمی	۰/۱۹۱
الکتریسیته	۰/۳۱۳
آب	۰/۱٤۷
خدمات	۰/۱۲۸
تغییرات سرمایه‌گذاری	۰/٤۹٦

جدول٤. تغییرات تراز تجاری
مأخذ: نتایج پژوهش

Tabel 4. change in trad balance
Source: Research results

تغییرات تراز تجاری	ایران	سایر
زراعت	-۱۲/۱٦٦	۱۱/۱۳۰
سایر محصولات زراعی	-٦۰/۳۲۸	٦۱/۸۳۸
دامپروری	-۱/۸۵۲	۱/۹۰۷
جنگلداری	-۰/٦۹۹	۰/۸۰۲
شیلات	-۰/۳٦۸	۰/۵۲۳
زغالسنگ	-۰/٤۵۳	۰/۹٦۲
نفت	-۵۰٦/۳٤۸	۵۲۲/۲٦٤
گاز	-۱۸۷/۲۷۱	۱۸۲/۹۹۵
صنعت	۹٦٦/۱۸	-۹۸۱/۱۵
پتروشیمی	-۵۱/٤٤٤	۵٦/۷۹۸
الکتریسیته	-۵/٦۸۱	۵/٦۸۱
آب	-۰/٦۷۰	۰/٦۷۰
خدمات	-۳٤۵/۸۳۲	۳٤۲/۳۹۱

همان‌گونه که **جدول۳** نشان می‌دهد تکانه بهره‌وری، تولید را در اکثر بخش‌ها افزایش داده است ولی نکته قابل‌توجه این است که تکانه در بخش‌هایی که تقاضای آب را افزایش داده است، باعث افزایش تولید نیز شده است. اما آنچه دارای اهمیت است رشد تولید بخش صنعت نسبت به افزایش تقاضای این بخش از آب بسیار بیشتر بوده که این نکته اهمیت آب در بخش صنعت را نشان می‌دهد. مقایسه متوسط رشد تولید در کشاورزی و رشد تولید در بخش صنعت و خدمات، تائیدی بر جابجائی آب از بخش کشاورزی به بخش صنعت است. این مسأله در **جدول٤** که

افزایش قابل توجه تراز بازرگانی بخش صنعت را نشان می‌دهد کاملاً تائید می‌شود. البته درست است که تراز بازرگانی سایر بخش‌ها منفی است اما باید توجه داشت که سهم کالاهای سرمایه‌ای و واسطه‌ای بیش از ۸۰٪ سبد وارداتی ایران است.

۲-۴- شوک بهره‌وری ۰٫۶ ایران و کشورهای هم مرز و سایر نقاط جهان

با توجه به ساختار مدل‌های CGE و همچنین امکان‌سنجی جابجائی آب بین کشورهای هم مرز **جدول۵**، **جدول٦**، **جدول۷** و **جدول۸** نتایج مربوط به تغییر در متغیر بهره‌وری را بر شاخص‌های کلیدی ایران و کشورهای هم مرز نشان می‌دهد.

جدول۵. تقاضای نهاده i برای صنعت j در ایران
مأخذ: نتایج پژوهش

Tabel 5. endowment commodity i in industry j of Iran demand
source: Research results

تقاضای برای iنهاده در jصنعت ایران	زراعت	سایر محصولات زراعی	دامپروری	جنگلداری	شیلات	زغالسنگ	نفت
آب	-۰/٦۲۰	۰/۰٤۰	۰/۲۷۳	۰/۰۲۷	۰/۰۳٤	-۰/۳۱۷	-۰/۳۸۷
نیروی کار غیرماهر	-۰/۰۳	۰/۰۹۰	۰/۳۸۵	۰/۰٦۲	۰/۰۷۰	-۰/۹۸۹۱	-۰/٤۸۲
نیروی کار ماهر	-۰/۰۰۸	۰/۱۲۰	۰/٤۱۵	۰/۰۸۵	۰/۰۹۳	-۰/۵۳۸	-۰/٤۳۷
سرمایه	-۰/۰۱٤	۰/۱۱٤	۰/٤۱۷	۰/۰۸٦	۰/۰٤۲	-۰/۳۱٦	-۰/٤۱۵

جدول٦. تقاضای نهاده i برای صنعت j در ایران
مأخذ: نتایج پژوهش

Tabel 6. endowment commodity i in industry j of Iran demand
source: Research results

تقاضای برای iنهاده در jصنعت ایران	گاز	صنعت	پتروشیمی	الکتریسیته	آب	خدمات	تغییرات سرمایه‌گذاری
آب	-۰/۹۲۹	۰/۰٤٤	-۰/۲٤٦	-۰/۱٦۹	-۰/۱۲۱	-۰/۱٤۰	-۰/۰۳۷
نیروی کار غیرماهر	-۱/۰٤۰	۰/۲٦۹	-۰/۳٦۸	-۰/۱۹٤	-۰/۰۸۵	-۰/۱۲٦	۰/۰۷۳
نیروی کار ماهر	-۱/۰۲۳	۰/٤۰۰	-۰/۲۲۵	-۰/۰۵۱	۰/۰۵۷	۰/۰۳۷	۰/۱۸۷
سرمایه	-۱/۰۱	۰/۵۱۸	۰/۱۹٤	۰/۲۰۸	۰/۱۸۹	۰/۱۵۰	۰/٤۹۸

جدول۷. تقاضای نهاده i برای صنعت j در کشورهای هم‌مرز
مأخذ: نتایج پژوهش

Tabel 7. endowment commodity i in industry j of border countries demand
source: Research results

تقاضای برای iنهاده در jصنعت کشورهای هم مرز	زراعت	سایر محصولات زراعی	دامپروری	جنگلداری	شیلات	زغالسنگ	نفت
آب	-۰/۰۰٤	۰/۰۰۲	-۰/۰۰٦	-۰/۰۰۹	-۰/۰۰۱	۰/۰۰۰۳	۰/۰۱۳
نیروی کار غیرماهر	-۰/۰۰٦	۰/۰۰۱	-۰/۰۰۹	-۰/۰۱۱	-۰/۰۰۲	-۰/۰۱۳	۰/۰۱۷
نیروی کار ماهر	-۰/۰۰۷	۰/۰۰۱	-۰/۰۱	-۰/۰۱	-۰/۰۰۳	-۰/۰۲۲	۰/۰۱٦
سرمایه	-۰/۰۰٦	۰/۰۰۱	-۰/۰۰۹	-۰/۰۱۱	-۰/۰۰۲	-۰/۰۳۱	۰/۰۱٦

جدول۸. تقاضای نهاده i برای صنعت j در کشورهای هم‌مرز
مأخذ: نتایج پژوهش

Tabel 8. endowment commodity i in industry j of border countries demand
source: Research results

تقاضای نهاده برای صنعت i در کشورای j هم مرز	گاز	صنعت	پتروشیمی	الکتریسیته	آب	خدمات	تغییرات سرمایه‌گذاری
آب	۰/۰۱۲	-۰/۰۰۵	۰/۰۰٦	۰/۰۰۳	۰/۰۰٤	۰/۰۰٤	۰/۰۰۵
نیروی کار غیرماهر	۰/۰۲	-۰/۰۱٦	۰/۰۰۹	۰/۰۰۲	۰/۰۰۵	۰/۰۰٤	۰/۰۰٦
نیروی کار ماهر	۰/۰۱۷	-۰/۰۱۹	۰/۰۰٦	-۰/۰۰۰۵	۰/۰۰۲	۰/۰۰۰۷	۰/۰۰۳
سرمایه	۰/۰۱۷	-۰/۰۱۹	-۰/۰۰۳	-۰/۰۰۳	۰/۰۰۲	۰/۰۰۰۷	۰/۰۰٤

مقایسه نتایج **جدول۵** و **جدول٦** و **جدول۷** و **جدول۸** نشان می‌دهد که با تکانه ۰٫٦ درصدی بهره‌وری تغییرات تقاضای آب در ایران تفاوت چندانی با نتایج **جدول۱** ندارد روند تأثیرگذاری تکانه بهره‌وری در کشورهای هم‌مرز ایران نشان دهنده این است که تغییرات ساختاری در این کشورها از روند کندتری نسبت به ایران برخوردار است.

نتایج نشان می‌دهد با وجود اینکه بخش‌های اقتصادی کشورهای هم‌مرز، به تقاضای آب واکنش نشان می‌دهند ولی با توجه به اندازه کشورها و سهم ارزش افزوده بخش‌ها در تولید ناخالص داخلی توجیه انتقال آب قابل دفاع است. این مسأله می‌تواند افق بلندمدت جابجائی آب از کشورهای همسایه به ایران را توجیه نماید. یعنی اگر به صورت منطقه‌ای همگرائی اتفاق بیافتد که افزایش بهره‌وری را در پی داشته باشد می‌تواند پتانسیل انتقال آب از کشورهای همسایه به ایران را فراهم نماید. اگرچه برای توجیه همگرائی‌های اقتصادی نیاز به استفاده از روش‌های دیگری از جمله مدل‌های جاذبه است. ولی باید بپذیریم که همگرایی اقتصادی باعث افزایش بهره‌وری می‌شود. بنابراین شرایط به وجود آمده همگرایی بین ایران و کشورهای هم مرز می‌تواند پتانسیل جابجائی آب بین این کشورها را فراهم کند.

۵- نتیجه‌گیری و پیشنهادها

در این پژوهش انتقال آب بین بخش‌های اقتصادی از کانال بهره‌وری دیده شده است و تأثیری که تکانه بهره‌وری می‌تواند بر جابجائی عوامل تولید، تغییر تولید و تراز تجاری داشته باشد، مورد بررسی قرار گرفته است. همچنین برای پاسخ به دو سوال تحقیق از مدل‌های تعادل عمومی قابل محاسبه استفاده شده است. یکی از ویژگی‌های مدل‌های تعادل عمومی این است که تأثیر یک تکانه را در ساختار معادلات همزمان برای بخش‌ها و با وجود نهاده‌های مختلف تولید مورد توجه قرار می‌دهد. همچنین با توجه به اینکه بهره‌وری یکی از مهم‌ترین متغیرهای اثرگذار در مجموعه اقتصاد است، می‌تواند بخش واقعی اقتصاد را به شکل‌های مختلفی تحت تأثیر قرار دهد. در این پژوهش تأثیر تکانه مثبت بهره‌وری کل عوامل تولید بر یکی از شاخص‌های کلیدی اقتصاد یعنی تغییرات ساختاری مورد بررسی قرار گرفت. نتایج حاکی از آن است که تکانه بهره‌وری به طور متوسط رشد به کارگیری نیروی کارماهر و غیرماهر را در بخش‌های اقتصادی کاهش داده و در کنار آن تقاضای سرمایه را به طور متوسط افزایش داده است. بنابراین تکانه تعریف شده زمینه را برای تغییرات ساختاری در ایران به خوبی فراهم می‌کند. همچنین تکانه بهره‌وری مثبت به دلیل اینکه می‌تواند نوع تخصیص منابع را در بخش‌های اقتصادی متأثر سازد می‌تواند بر تقاضای آب در بخش اقتصادی نیز تأثیرگذار باشد. نتایج شبیه‌سازی مدل با تکانه بهره‌وری ۰/۶درصد برای ایران و سایر نقاط جهان نشان داد که در بخش‌های اقتصادی تغییرات ساختاری نامتعارف از طریق تغییر در تقاضا برای نیروی‌کار و سرمایه اتفاق می‌افتد؛ این فرآیند در صورتی اتفاق می‌افتد که رشد اقتصادی با الگویی نامتوازن و ناپایدار شکل بگیرد. از طرف دیگر مدلی با تکانه بهره‌وری ۰/۶درصد برای ایران و کشورهای هم‌مرز وسایر نقاط جهان شبیه‌سازی شده است. نتایج این شبیه‌سازی نشان داد که با توجه به تأثیر متفاوت این تکانه بر تقاضای آب در بخش‌های مختلف اقتصادی، پتانسیل انتقال آب بین ایران و کشورهای هم‌مرز وجود دارد. بنابراین یکی از استراتژی‌های مناسب برای رسیدن به استفاده بهینه از آب بررسی امکان انتقال آب بین مرزهای جغرافیایی است. در این صورت پیشنهادهای سیاستی مشخص تحقیق این است که اولاً، چون شاخص بهره‌وری نقش تعیین کننده‌ای در جریان تغییرات ساختاری دارد، بنابراین هر گام مؤثری که بتواند باعث بهبود بهره‌وری شود تغییرات ساختاری را نیز مدیریت کرده است. ثانیاً

حرکت در جهت همگرایی اقتصـادی با محوریت آب بین ایران و کشـورهای هم‌مرز می‌تواند به تخصیص بهینه منابع آبی کمک کند.

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

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

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

Reference

Ahangari, A., & Khoramzadeh, A. (2012). Investigation the Effect of Structural Changes on GDP in Iran: with emphasis on product, Export and Labour Productivity. *Quarterly Journal of Quantitative Economics (JQE)*, *9*(1), 71-88. (in persian). doi: 10.22055/jqe.2012.10588

Aizenman, J., Lee, M., & Park, D. (2012). The relationship between structural change and inequality: A conceptual overview with special reference to developing Asia. ADBI Working Paper. No. 396. doi: 10.2139/ssrn.2175383

Antoci, A., Borghesi, S. & Sodini, M. Water Resource Use and Competition in an Evolutionary Model. Water Resour Manage 31, 2523–2543 (2017). doi:org/10.1007/s11269-016-1391-x

Berbel, J., & Gómez-Limón, J. A. (2000). The impact of water-pricing policy in Spain: an analysis of three irrigated areas. Agricultural Water Management. 43(2), 219-238. doi: 10.1016/S0378-3774(99)00056-6

Berrittella, M., Hoekstra, A. Y., Rehdanz, K., Roson, R., & Tol, R. S. (2007). The economic impact of restricted water supply: A computable general equilibrium analysis. Water research, 41(8), 1799-1813. doi:10.1016/j.watres.2007.01.010

Bontemps, C., & Couture, S. (2002). Irrigation water demand for the decision maker. Environment and development economics, 7(4), 643-657.doi: 10.1017/S1355770X02000396

Booker, J. F., Howitt, R. E., Michelsen, A. M., & Young, R. A. (2012). Economics and the modeling of water resources and policies. *Natural*

Resource Modeling, 25(1), 168-218. doi:org/10.1111/j.1939-7445.2011.00105.x

Borgomeo, E., Hall, J. W., & Salehin, M. (2017). Avoiding the water-poverty trap: insights from a conceptual human-water dynamical model for coastal Bangladesh. *International Journal of Water Resources Development*, 34(6), 900-922. doi.org/10.1080/07900627.2017.1331842

Burfisher, M.(2011). Introduction to computable general equilibrium models.(Bazazan,f. soleymanimovahed,M, Trans.). (Original work published 1995)

Calzadilla, A., Rehdanz, K., & Tol, R. S. (2011). The GTAP-W model: accounting for water use in agriculture (No. 1745). Kiel Institute for the World Economy. http://hdl.handle.net/10419/54939

Cazcarro, I., Duarte, R., Sánchez Chóliz, J., & Sarasa, C. (2019). Water and production reallocation in the Spanish agri-food system. Economic Systems Research, 32(2), 278-299. doi.org/10.1080/09535314.2019.1693982

Currais Monteiro, H. P. (2005). Water pricing models: a survey. DINAMIA-Research Centre on Socioeconomic Change Working Paper, (2005/45). http://hdl.handle.net/10071/505

Dabi, D. D., & Anderson, W. P. (1999). Development of a commodity-by-industry economic-ecological model of water demand in a rural economy. Journal of Environmental Planning and Management, 42(5), 707-734. doi.org/10.1080/09640569910966

Dachraoui, K., & Harchaoui, T. M. (2004). Water use, shadow prices and the Canadian business sector productivity performance. https://dx.doi.org/10.2139/ssrn.1375627.

Duan, Y., & Liu, G. (2016). Water Resource Pricing Study Based on Water Quality Fuzzy Evaluation: A Case Study of Hefei City. *Computational Water, Energy, and Environmental Engineering*, 5(4), 99-111. 10.4236/cweee.2016.54010

Easter, K. W. (1987). Inadequate Management and Declining Infrastructure: The Critical Recurring Cost Problem Facing Irrigation in Asia. *Economic Reports*, (6923). doi: 10.22004/ag.econ.6923

Fam, D. M., Turner, A., Latimer, G., Liu, A., Giurco, D., & Starr, P. (2017). Convergence of the waste and water sectors: risks, opportunities and future trends–discussion paper, pp. 1–24. *Institute for Sustainable Futures*, UTS: Sydney, Australia. View/Download from: UTS OPUS

Gohin, A., & Hertel, T. W. (2003). A note on the CES functional form and its use in the GTAP model (No. 2). Center for Global Trade Analysis, Purdue University, 1-14

Goodman, D. J. (2000). More reservoirs or transfers? A computable general equilibrium analysis of projected water shortages in the Arkansas River Basin. *Journal of Agricultural and Resource Economics*, 698-713.

Hosseinzadeh, R., Dadras moghadam, A., & gharanjik, M. (2021). The effect of structural changes on regional economic growth: spatial panel approach. *Quarterly Journal of Quantitative Economics (JQE)*, *18*(1), 51-62. doi: 10.22055/jqe.2020.31664.2175 [In Persian]

Hertel, T., & Liu, J. (2019). Implications of water scarcity for economic growth. In *Economy-wide modeling of water at regional and global scales* (pp. 11-35). Springer, Singapore. doi: 10.1007/978-981-13-6101-2_2

Hosseinzadeh, R., Dadras moghadam, A., & gharanjik, M. (2021). The effect of structural changes on regional economic growth: spatial panel approach. *Quarterly Journal of Quantitative Economics(JQE)*, *18*(1), 51-62. (in persian) .doi: 10.22055/jqe.2020.31664.2175

Koopman, J. F., Kuik, O., Tol, R. S., & Brouwer, R. (2017). The potential of water markets to allocate water between industry, agriculture, and public water utilities as an adaptation mechanism to climate change. Mitigation and adaptation strategies for global change, 22(2), 325-347. 10.1007/s11027-015-9662-z

Liu, X., Chen, X., & Wang, S. (2009). Evaluating and predicting shadow prices of water resources in China and its nine major river basins. Water resources management, 23(8), 1467-1478.doi: 10.1007/s11269-008-9336-7

Mahinizadeh, M, Yavari, K, Jalaee, S. A, Jafarzadeh, B. (1398). The effect of structural changes on economic welfare in Iran, the approach of calculable general equilibrium models. Financial Economics , 13 (48), 167-190.(in persain) https://doi.org/10.22111/ijbds.2020.5438

Marston, L., & Cai, X. (2016). An overview of water reallocation and the barriers to its implementation. Wiley Interdisciplinary Reviews Water, 3(5), 658-677 doi.org/10.1002/wat2.1159

Martens, A., & Decaluwé, B. (1988). CGE modeling and developing economies: A concise empirical survey of 73 applications to 26 countries. *Journal of Policy Modeling*, *10*(4), 529-568. doi: 10.1016/0161-8938(88)90019-1

Marzano, R., Rougé, C., Garrone, P., Grilli, L., Harou, J. J., & Pulido-Velazquez, M. (2018). Determinants of the price response to residential water tariffs: Meta-analysis and beyond. *Environmental Modelling & Software*, 101, 236-248. doi:org/10.1016/j.envsoft.2017.12.017

Mehrara, M., ahmadzadeh, E. (2010). The Impacts of Total Factor Productivity (TFP) on the Growth of the Iran's Main Economy Sectors. Journal of Economic Research (Tahghighat- E- Eghtesadi), 44(2),(in persain) 20.1001.1.00398969.1388.44.2.10.6

Meinzen-Dick, R. (2006). Water reallocation: Challenges, threats, and solutions for the poor (No. HDOCPA-2006-41). Human Development Report Office (HDRO), United Nations Development Programme (UNDP).

Mesquita, A. M., & Ruiz, R. M. (2013). A financial economic model for urban water pricing in Brazil. Urban water journal, 10(2), 85-96. doi: 10.1080/1573062X.2012.699073

Mohammadi, T., Akbarifard, H. (2008). The Effects of Productivity Shocks on Economic Growth in Iran. Iranian Journal of Economic Research, 11(35), 177-204.(in persian) https://ijer.atu.ac.ir/article_3603.html

Mohayidin, G., Attari, J., Sadeghi, A., & Hussein, M. A. (2009). Review of water pricing theories and related models. African Journal of Agricultural Research, 4(11), 1536-1544.

https://academicjournals.org/journal/AJAR/article-abstract/5DC465232296

Molinos-Senante, M. (2014). Water rate to manage residential water demand with seasonality: peak-load pricing and increasing block rates approach. *Water policy*, 16(5), 930-944. doi:10.2166/wp.2014.180

Monteiro, H., & Roseta-Palma, C. (2011). Pricing for scarcity? An efficiency analysis of increasing block tariffs. *Water Resources Research*, 47(6). doi:10.1029/2010WR009200

Mukherjee, N., 1996. Water and land in South Africa: economywide impacts of reform--a case study for the Olifants river.*Natural Resources Modeling* 2012(25):168–218.dio: 10.22004/ag.econ.97763

Quazi, R. M. (2001). Strategic water resources planning: A case study of Bangladesh. *Water resources management*, 15(3), 165-186. doi:10.1023/A:1013087701408

Randall, A. (1981). Property entitlements and pricing policies for a maturing water economy. *Australian Journal of Agricultural Economics*, 25(3), 195-220. doi:org/10.1111/j.1467-8489.1981.tb00398.x

Reynaud, A. (2003). An econometric estimation of industrial water demand in France. *Environmental and Resource Economics,* 25(2), 213-232. doi:10.1023/A:1023992322236

Roson, R., & Sartori, M. (2015). System-wide implications of changing water availability and agricultural productivity in the Mediterranean economies. *Water Economics and Policy*, 1(01), 1450001. doi:10.1142/S2382624X14500015

Roson, R., & Damania, R. (2016). Simulating the macroeconomic impact of future water scarcity: An assessment of alternative scenarios. *University Ca'Foscari of Venice, Dept. of Economics Research Paper Series No*, 7.

https://www.gtap.agecon.purdue.edu/resources/res_display.asp?recordid=4909

Seung, C. K., Harris, T. R., MacDiarmid, T. R., & Shaw, W. D. (1998). Economic impacts of water reallocation: A CGE analysis for walker river basin of Nevada and California. *Journal of Regional Analysis and Policy*, 28(1100-2016-89752), 13-34 doi: 10.22004/ag.econ.130523

Tajrishi, M.,& Abrishamchi, A,(2004). Water resources demand management in the country,*1Symposium of National Resources Loss Prevention*.(in persain)

Taheripour, F., Hertel, T. W., & Liu, J. (2013). Introducing water by river basin into the GTAP-BIO model: GTAP-BIO-W (No. 283495).

Purdue University, Center for Global Trade Analysis, *Global Trade Analysis Project*. Doi 10.22004/ag.econ.283495

Vahedizade, S., Forouhar, L., Kerachian, R. (2018). Comparative Study of International Water Markets. *Iran-Water Resources Research*, 14(4), 184-197(in persain)

پیوست : (علائم به کار رفته در پژوهش)

Wtr: آب

RfLand: زمین‌های دیم

Lnd: زمین‌های قابل آبیاری

YRj,r: نسبت بازدهی آبیاری به بازدهی دیم بخش j در منطقهr

qfei,j,r: تقاضای نهادهi در صنعت j در منطقه r

qlwj,r: ترکیب زمین آبیاری و آب در صنعت j در منطقه r

qkej,r : ترکیب سرمایه و انرژی در صنعت j در منطقه r

qenj,r: ترکیب انرژی(الکتریکی و غیرالکتریکی) در صنعت j در منطقه r

qvaenj,r: ارزش افزوده در صنعت j در منطقه r

qoi,r: تولید صنعت کالای i در منطقهr

qfi,j,r: تقاضا برای کالای i برای استفاده توسط j در منطقهr

qnelj,r: ترکیب کالای غیر الکتریکی در صنعت j منطقهr

qncoalj,r: ترکیب انرژی غیر زغال سنگ در صنعت j منطقهr

pfei,j,r: قیمت بنگاه برای نهاده i در صنعت j

plwj,r: قیمت بنگاه برای ترکیب زمین قابل آبیاری وآب در صنعت j منطقهr

pkej,r: قیمت بنگاه برای ترکیب سرمایه و انرژی در صنعت j منطقهr

penj,r: قیمت انرژی(الکتریکی و غیرالکتریکی) در صنعت j در منطقه r

pfi,j,r: قیمت بنگاه برای کالای i برای استفاده در صنعت j در منطقهr

pvaenj,r: ارزش افزوده قیمت بنگاه در صنعتj در منطقه r

psi,r: قیمت عرضه کالای i در منطقهr

pnelj,r: قیمت کامپوزیت غیر الکتریکی در صنعت j منطقهr

pncoalj,r: قیمت کامپوزیت غیر ذغال سنگ در صنعت j منطقهr

afei,j,r: عامل اصلی افزایش تغییرات فنی توسط صنعت j منطقهr

afi,j,r: تغییرات فنی ایجاد شده از ترکیب نهاده‌های واسطه‌ای

avai,r: افزایش ارزش افزوده تغییر فنی در بخش I منطقهr

aoj,r: خروجی افزایش تغییرات فنی در بخش j منطقهr
ELLWj,r: کشش جایگزینی بین زمین قابل آبیاری و آب درj
ELKEj,r: کشش جانشینی بین سرمایه و ترکیب انرژی در j
ESUBVAj: کشش جانشینی در ارزش افزوده تولید در j
ESUBTj: کشش جانشینی ترکیب نهاده‌های واسطه‌ای در تولید

فصلنامه‌ی اقتصاد مقداری

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

تأثیر استرس مالی بر بازده سهام صنایع پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران

مهدیه رضاقلی زاده *، زهرا (میلا) علمی **، سعید محمدی مجد ***

* استادیار گروه اقتصاد، دانشکده علوم اقتصادی و اداری، دانشگاه مازندران، بابلسر، ایران (نویسنده مسئول)
** استاد گروه اقتصاد، دانشکده علوم اقتصادی و اداری، دانشگاه مازندران، بابلسر، ایران
*** فارغ التحصیل کارشناسی ارشد اقتصاد، دانشکده علوم اقتصادی و اداری، دانشگاه مازندران، بابلسر، ایران.

اطلاعات مقاله	طبقه‌بندیJEL: E44, G20, C01
تاریخ دریافت: ۲۱ مهر ۱۳۹۹ تاریخ بازنگری: ۱۸ اسفند ۱۳۹۹ تاریخ پذیرش: ۲۹ اسفند ۱۳۹۹	واژگان کلیدی: استرس مالی، بازده سهام، صنعت، بورس اوراق بهادار تهران
ارتباط با نویسنده (گان) مسئول: ایمیل: m.gholizadeh@umz.ac.ir 0000-0003-1172-4824	آدرس پستی: بابلسر، دانشگاه مازندران، دانشکده علوم اقتصادی و اداری، گروه اقتصاد

قدردانی: نویسندگان از نظرات و پیشنهادات ارزشمند داوران که کیفیت این مقاله را بهبود بخشیده‌اند تشکر و قدردانی می‌کنند.
تضاد منافع: نویسندگان مقاله اعلام می‌کنند که در انتشار مقاله ارائه شده تضاد منافعی وجود ندارد.
منابع مالی: نویسنده‌ها هیچگونه حمایت مالی برای تحقیق، تألیف و انتشار این مقاله دریافت نکرده‌اند.

چکیده

از آن جایی که استرس‌های فزاینده در بازارهای مالی از اهمیت زیادی جهت تحلیل و پیش بینی فعالیت‌های اقتصادی برخوردار بوده و می‌تواند در بسیاری از متغیرهای بازار مالی منعکس شود، شناخت منابع اصلی ایجاد کننده استرس مالی و اثرات آن بر فعالیت‌ها و بخش های مختلف اقتصادی به عنوان یکی از حوزه‌های مهم در مباحث مالی محسوب می‌شود. با توجه به اهمیت این موضوع، در مطالعه حاضر تأثیر استرس‌های مالی، قیمت نفت خام و سایر عوامل موثر بر بازار سهام ده صنعت برتر فعال در بورس اوراق بهادار تهران طی دوره زمانی ۱۳۹۸-۱۳۸٤ با استفاده از داده‌های روزانه و با بکارگیری الگوهای اقتصادسنجی داده‌های تابلویی، مورد بررسی قرار گرفته است. بدین منظور با توجه به عدم وجود داده‌های استرس مالی به صورت سری زمانی، این شاخص در هر یک از بازارهای مالی مورد مطالعه (بازار سرمایه، ارز و پول) محاسبه شده و سپس تمام این شاخص ها با استفاده از روش تحلیل مولفه های اصلی (PCA) با هم ترکیب شده و شاخص کل استرس مالی (FSI) برای اقتصاد ایران طی دوره زمانی مورد مطالعه محاسبه گردید. در ادامه به منظور بررسی تأثیر استرس مالی و سایر متغیرهای مستقل بر بازده سهام صنایع، از روش پانل دیتای پیشرفته پدرونی و مدل تصحیح خطاي پانل (PECM) استفاده شده و رابطه بین استرس مالی و سایر عوامل موثر مورد مطالعه بر بازده سهام صنایع در قالب یک مدل پانل چند متغیره و تجزیه و تحلیل ضرایب بلندمدت و کوتاه‌مدت، مورد بررسی قرار گرفت. بدین منظور ابتدا به بررسي آزمون ریشه واحد متغیرهاي تحقیق و تعیین مرتبه هم انباشتگي آن‌ها پرداخته شد و در مرحله بعد با استفاده از آزمون‌هاي هم‌انباشتگي پانل، وجود و یا عدم وجود رابطه بلندمدت بین متغیرهاي مدل مورد بررسی قرار گرفت. برای تخمین رابطه بلندمدت بین متغیرها در مدل نیز از روش حداقل مربعات معمولي پویا (DOLS1) استفاده شد. نتایج تحقیق بیانگر این است که در هر چهار مدل برآورد شده، تأثیر شاخص استرس مالی بر بازده سهام صنایع منفی و به لحاظ آماري نیز معني دار است. به عبارت دیگر استرس مالی موجود در بازارهای مورد مطالعه تأثیر منفی بر بازده سهام صنایع داشته و منجر به کاهش بازدهی می‌شود. همچنین یافته‌ها نشاندهنده این است که در مدلهای برآورد شده، قیمت جهانی نفت، نرخ ارز و نرخ بهره تأثیر مثبت بر بازده سهام صنایع مورد مطالعه داشته و نرخ تورم تاثیر منفی بر آن دارد.

ارجاع به مقاله:
رضاقلی زاده، مهدیه.، علمی، زهرا (میلا) و محمدی مجد، سعید. (۱٤۰۲). تأثیر استرس مالی بر بازده سهام صنایع پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران. *فصلنامه‌ی اقتصاد مقداری (بررسی های اقتصادی سابق)*، ۲۰ (۱)، ۷۳-۳۲.

10.22055/JQE.2021.35405.2284

© 2023 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/)

[3] Dynamic Ordinary least squares

۱- مقدمه

بحران‌های مالی اخیر جهان، حکایت از ضعف‌های متعدد سیستم‌های مالی دارند که حتی اقتصاد کشورهای کوچک را نیز تحت تأثیر قرار داده‌اند (Park., & Mercado, 2014).

یکی از مهم‌ترین نکات مربوط به این بحران‌ها این است که ناظران و تصمیم‌گیران سیستم‌های مالی، ابزار لازم را جهت شناسایی فرآیند افزایش بحران و استرس مالی و اندازه‌گیری به موقع آن در اختیار ندارند (Hollo., Kremer., & Lo Duca, 2012). شرایطی که در آن بازارهای مالی و اقتصاد به احتمال زیاد با آشفتگی مالی مواجه می‌باشند، استرس مالی گفته می‌شود (Illing & Liu, 2006). که ناشی از شوک‌ها و ساختار مالی آسیب‌پذیر بوده و منجر به ناتوانی مؤسسات مالی در انجام تعهدشان و از دست‌دادن توانایی تخصیص منابع مالی می‌شود (Cardarelli., Elekdag., & Lall, 2009) استرس مالی قادر است خود را به طرق مختلف در یک سیستم مالی نمایان کند و اختلال را از یک بازار به بازار دیگر بکشاند (Kordlouie., & taheri, 2016). بنابراین از آن جایی که استرس‌های فزاینده در بازارهای مالی از اهمیت زیادی جهت تحلیل و پیش بینی فعالیت‌های اقتصادی برخوردار می باشد، شناخت منابع اصلی ایجاد کننده استرس مالی و اثرات آن بر فعالیت‌ها و بخش‌های مختلف اقتصادی به عنوان یکی از حوزه‌های مهم در مباحث مالی محسوب شده و بررسی این شاخص و تاثیرپذیری متغیرهای اقتصادی از این شاخص اجتناب ناپذیر به نظر می‌رسد. یکی از بازارهایی که می‌تواند تحت تأثیر بحران ها و استرس مالی قرار گیرد، بازار سرمایه و به طور خاص، بورس اوراق بهادار می‌باشد. استرس مالی می‌تواند بازده سهام صنایع مختلف را متاثر سازد و از این رو در بین عوامل تأثیرگذار بر بازده سهام، به عنوان یک متغیر بسیار مهم به شمار مي‌آید. پیامدهای بحران و آشفتگی مالی می تواند بر فضای کسب وکار تاثیر گذاشته و منابع مالی و حاشیه سود شرکت‌های پذیرفته شده در بازار سرمایه را محدود نماید و با متضررکردن سهام‌داران، بر توسعه بازار سرمایه و سودآوری شرکت‌ها اثر گذارد. کاهش سودآوری شرکت‌ها موجب رکود در بورس اوراق بهادار شده و قیمت و حجم معاملات سهام را کاهش خواهد داد.

لذا با توجه به اهمیت این موضوع، در پژوهش حاضر ابتدا شاخص استرس مالی در ایران محاسبه خواهد شد و سپس رابطه کوتاه مدت و بلند مدت بین استرس مالی و بازده سهام صنایع برتر فعال در بورس اوراق بهادار تهران با به کارگیري روش پانل در قالب یک مدل چند متغیره طی دوره زمانی ۱۳۹۸-۱۳۸۴ و با استفاده از داده های روزانه

مورد ارزیابی قرار خواهد گرفت. تجزیه و تحلیل این رابطه در بلندمدت و کوتاه مدت با استفاده از هم انباشتگي و مدل تصحيح خطاي پانل[۲] (PECM) بررسی خواهد شد و از روش هاي حداقل مربعات معمولي پويا (DOLS)[۳] جهت بررسي رابطه پوياي بلندمدت بين متغيرهاي مدل استفاده خواهد شد.

مطالعه حاضر به اين صورت سازماندهي مي شود: در بخش هاي بعدي ابتدا مروري بر مباني نظري انجام شده و در ادامه به مطالعات انجام شده در این زمینه اشاره خواهد شد. در ادامه میزان شاخص استرس مالی محاسبه گردیده و سپس رابطه آن با بازده سهام صنایع مورد مطالعه برآورد خواهد شد و در پایان نیز بر اساس نتایج به دست آمده، پيشنهاداتي ارائه خواهد گرديد.

۲- مبانی نظری و پیشینه پژوهش

طی دو دهه گذشته، توجه سیاستگذاران و پژوهشگران به سمت بخش های مالی معطوف شده (Yavari., Asadi, 2021) و اقتصاددانان نظرات مختلفی در مورد اهمیت سیستم مالی دارند (Manzoor., Rajabi., & Ranjbaram, 2022) با توجه به این که علی‌رغم وجود آثار ویران‌گر بحران‌های مالی در بازارها، نظارت و بررسی آن‌ها و به ویژه ردیابی آن‌ها از بازاری به بازار دیگر و یا از کشوری به کشور دیگر کار چندان ساده‌ای نیست، محققان و متخصصان و سرمایه‌گذاران کشورهای آسیب دیده در بحران، پس از بحران بانکی سال‌های ۲۰۰۷-۲۰۰۸ مطالعاتی در زمینه ساخت شاخصی که بتواند کل شرایط بخش مالی را توضیح دهد، انجام داده و بر لزوم ساخت یک شاخص تحت عنوان "شاخص استرس مالی"[٤] تاکید داشته‌اند که بر اساس آن امکان پیش‌بینی و رخداد بحران و بررسی وضعیت استرس مالی وجود داشته باشد.[۵]

---

[2] Co integration and Panel Error Correction Model

[3] Dynamic Ordinary Least Square

[4] Financial stress index

[۵] البته لازم به ذکر است که دانشمندان علم اقتصاد سعی نموده‌اند شاخص‌ها و سیستم هایی را تبیین و طراحی کنند که بتوانند قبل از وقوع بحران نیز، سیاست گذاران را در جریان وقوع آن قرار داده و سیاست‌های پیشگیرانه لازم در جهت مقابله با آن را اجرا کنند. از جمله این سیستم ها می توان سیستم هشدار دهنده اولیه *(EWS)* را نام برد که در جهت شناسایی بحران های مالی (بانکی و پولی) تشریح شده و در صورت احتمال وقوع بحران در آینده، می‌تواند یک سیگنال در حال حاضر مبنی بر احتمال وقوع بحران در آینده را ارسال کند.

۲-۱- شاخص استرس مالی *(FSI)*

شاخص استرس مالی ابزار مهمی است که می‌تواند به اندازه‌گیری درجه استرس و تنش مالی و شناسایی منابع استرس کمک کند. این شاخص یک معیار از شدت اختلال در بازارها و موسسات مالی است که با افزایش شکنندگی مالی و شوک‌های خارجی تشدید می‌شود (Park., & Mercado, 2014). شاخص استرس مالی نه تنها جهت ارزیابی چشم‌انداز اقتصادی و طراحی معیارهای سیاست پولی و مالی مفید می‌باشد، بلکه به منظور ارزیابی شرایط مالی و شکنندگی بخش مالی نیز مناسب است (Oet., Ryan., Timothy., Dieter., & Stephen, 2013).

استرس مالی ناشی از تکانه‌ها و ساختار مالی آسیب‌پذیر می‌باشد که منجر به ناتوانی موسسات مالی در انجام تعهدشان و از دست دادن توانایی تخصیص منابع مالی می‌شود (Cardarelli., Elekdag., & Lall, 2009).

۲-۲- مشخصه‌های استرس مالی

مطابق با ادبیات پژوهش مشخصه‌هایی از قبیل عدم اطمینان در خصوص ارزش بنیادین دارایی‌ها، کاهش تمایل به نگهداری دارایی‌های ریسکی، کاهش تمایل به نگهداری دارایی‌های غیرنقد و افزایش عدم تقارن اطلاعاتی به عنوان مشخصه‌های استرس مالی محسوب می‌شوند که در ذیل در مورد آن ها توضیح داده می‌شود: Hakkio., & Keeton, 2009).

- عدم اطمینان سرمایه گذاران به ارزش بنیادین دارایی‌ها

یک مشخصه معمول استرس مالی، افزایش عدم اطمینان در میان سرمایه‌گذاران در خصوص ارزش بنیادین دارایی مالی می‌باشد. عدم اطمینان در مورد ارزش بنیادین دارایی‌ها نشان دهنده عدم اطمینان بیشتر در مورد چشم انداز آتی اقتصاد است. بنابراین بالارفتن عدم اطمینان در خصوص شرایط اقتصادی می‌تواند باعث کاهش اطمینان وام دهندگان و سرمایه‌گذاران نسبت به ارزش‌های فعلی این جریان‌های نقدی گردد.

همچنین زمانی که ابتکارات مالی، اختصاص دادن احتمالات به پیامدهای مختلف را برای وام‌دهندگان و سرمایه‌گذاران دشوار می‌سازد، عدم اطمینان در مورد ارزش‌های بنیادی دارایی‌های مالی می‌تواند افزایش یابد. این نوع عدم اطمینان به عنوان شکلی از ریسک ناشی از ناشناخته بودن و یا غیر قابل اندازه‌گیری بودن شناخته می‌شود.

(Caballero., & Krishnamurthy, 2008). لذا افزایش عدم‌اطمینان در خصوص ارزش دارایی‌ها منجر به نوسان‌پذیری بیشتر قیمت‌ها می‌شود (Hautsch., & Hess, 2007).

- عدم تمایل سرمایه گذاران به نگهداری دارایی‌های ریسکی

یکی دیگر از نشانه‌های معمول استرس مالی کاهش شدید تمایل به نگهداری دارایی‌های ریسکی می‌باشد. چنین تغییری موجب خواهد شد سرمایه‌گذاران بازده بیشتری را روی دارایی‌های ریسکی و بازده کمتری را روی دارایی‌های غیرریسکی درخواست نماید. این امر منجر به دور شدن سرمایه‌گذاران از دارایی‌های ریسکی شده و آن ها را به سوی دارایی‌های کم ریسک سوق می دهد، بنابراین اختلاف میان نرخ بازده دو دارایی زیاد شده و هزینه استقراض دارایی‌های ریسکی را بالا می‌برد (Caballero., & Kurlat, 2008). در چنین شرایطی وام‌دهندگان و سرمایه‌گذاران هزینه بالاتری برای داشتن دارایی‌های ریسکی پرداخت خواهند نمود و بنابراین بازده مورد انتظار بالاتری نیز برای این دارایی‌ها نسبت به دارایی‌های کم ریسک‌تر درخواست می‌نمایند (Hakkio., & Keeton, 2009). این تغییرات در ترجیهات دور شدن از دارایی‌های پرخطر و حرکت به سوی دارایی‌های ایمن غالباً تحت عنوان " پرواز به سوی کیفیت " خوانده می‌شود که نتیجه آن گسترش شکاف بین نرخ بازدهی در این دو نوع دارایی و افزایش هزینه گرفتن وام برای وام گیرندگان نسبتا پر ریسک می‌باشد (Caballero., & Kurlat, 2008).

- عدم تمایل سرمایه گذاران به نگهداری دارایی غیر نقد

یکی دیگر از نشانه‌های استرس مالی کاهش تمایل برای نگهداری دارایی‌های غیر نقد می‌باشد.

نقد شوندگی دارایی، هزینه‌های مورد انتظار بحران را تحت تاثیر قرار می‌دهد. زیرا دارایی‌های با نقدشوندگی پایین در مقایسه با ارزش منصفانه‌شان با تخفیف بیشتری به فروش می‌رسند. این موضوع هزینه‌های مورد انتظار فروش این دارایی‌ها را در شرایط بحرانی افزایش می‌دهد.

بنابراین تغییر در نقد شوندگی دارایی‌ها با تأثیر برتقاضا برای آن‌ها در بازار موجب تغییر و نوسان در قیمت‌ها می‌شود.

- عدم تقارن اطلاعاتی

یکی دیگر از مشخصه های استرس مالی، عدم تقارن اطلاعاتی میان فروشنده و خریدار دارایی مالی (قرض‌دهنده و قرض‌گیرنده) می‌باشد. این شکاف در میزان آگاهی از اطلاعات می‌تواند منجر به خطر اخلاقی، افزایش متوسط هزینه‌های استقراض برای بنگاه و کاهش قیمت متوسط دارایی در بازار شود. بنابراین عدم تقارن اطلاعاتی با توجه به دگرگونی در کیفیت قرض‌دهندگان یا دارایی‌های مالی از یک سو و کاهش اطمینان سرمایه‌گذاران در مورد دقت اطلاعات در رابطه با بنگاه‌ها از سوی دیگر، می تواند ضمن ایجاد نوسان در قیمت دارایی مالی (سهام)، موجب تقویت استرس مالی در بازار مالی شود (Hakkio., & Keeton, 2009).

۳-۲- تأثیر استرس مالی بر اقتصاد

الینگ و لیو با بررسي استرس در نظام مالي معتقدند استرس مالي به عنوان تکانه‌ایی است که مي‌تواند اثرات منفي بر اقتصاد واقعي داشته باشد (Illing., & Liu, 2006). وجود تنش در بازارهای مالی منجر به ایجاد نااطمینانی نسبت به شرایط اقتصادی آینده شده، بر رفتار عاملان اقتصادی تأثیر گذاشته و نیز به علت افزایش عدم تقارن اطلاعاتی، تأثیر منفی بر رشد اقتصادی دارد (matoufi, ۲۰۱۸).

با توجه به این که استرس مالی معمولاً در بازارهای مالی به وقوع می‌پیوندد و تغییراتی همانند اختلال و آشفتگی در بازار و ورود تکانه منفی به بازار مالی، ناتوانی موسسات مالی در انجام تعهدشان و از دست دادن توانایی تخصیص منابع و افزایش عدم اطمینان در ارزش دارایی‌های مالی را به دنبال خواهد داشت، منجر به نوسانات زیادی در قیمت دارایی‌ها گردیده و در کل باعث آسیب خوردن ساختار مالی می‌گردد. همچنین موجب افزایش زیان مالی شده، روند نزولی در اقتصاد ایجاد نموده و رشد اقتصادی را تحت تأثیر قرار می‌دهد. شرایط اقتصادی ضعیف منجر به کاهش سود و تضعیف ترازنامه بنگاه شده و ضمن محدود کردن دسترسی بنگاه‌ها به منابع مالی خارجی، با کاهش مخارج سرمایه‌گذاری شرکت‌ها منجر به کاهش فعالیت اقتصادی می‌شود. همچنین بانک‌ها به جهت آن که انتظار دارند، بنگاه‌های بیشتری ورشکسته شوند، هزینه اعتبارات را افزایش می‌دهند که این خود می‌تواند موجب تشدید اثرات منفی استرس مالی گردد (Davig., & Hakkio, 2010).

۲-۴- تأثیر استرس مالی بر بازار سرمایه

به طور کلی می‌توان گفت پیامدهای بحران می‌تواند بر فضای کسب وکار تأثیر گذاشته و منابع مالی و حاشیه سود شرکت‌های پذیرفته شده در بازار سرمایه را محدود نماید و با متضررکردن سهام‌داران، بر توسعه بازار سرمایه و سودآوری شرکت‌ها اثر گذارد. کاهش سودآوری شرکت‌ها موجب رکود در بورس اوراق بهادار شده و قیمت و حجم معاملات سهام را کاهش خواهد داد.

وجود استرس مالی عدم اطمینان در رابطه با قیمت دارایی‌های مالی را افزایش داده و لذا نوسانات قیمت دارایی را بالا می برد. این نوسانات قیمت موجب می شوند که تصمیمات مهم بنگاه ها در خصوص سرمایه‌گذاری در بورس اوراق بهادار تا زمان رفع عدم اطمینان به تأخیر بیفتد (Hakkio., and Keeton, 2009). از سوی دیگر، استرس مالی منجر به افزایش هزینه‌های بنگاه به دلیل انتشار اوراق جدید می‌شود. از سوی دیگر تغییرات ناگهانی که در انتظارات سرمایه‌گذاران به وجود می‌آید، باعث کاهش ارزش خالص شرکت‌ها شده و در نتیجه، کاهش غیرمنتظره در ثروت آنها، موجب افزایش شدیدتر هزینه‌های تأمین مالی بنگاه‌ها می‌شود (Davig., & Hakkio, 2010). بیشتر شدن هزینه تأمین مالی باعث می‌شود که بنگاه مخارج خود را کاهش دهد و این امر موجب رکود بیشتر فعالیت‌های آن‌ها شده و تأثیر منفی بر شاخص قیمت و بازدهی سهام این شرکت‌ها در بورس اوراق بهادار می‌گذارد.

در صورتی که در بازارهای نزولی وشرایط مالی پراسترس، جذب و تهیه وجوه از قرض‌دهندگان، سخت‌تر می‌شود و از آنجایی که در این شرایط، بازده مورد انتظار قرض‌دهندگان جهت سرمایه‌گذاری در بنگاه‌ها افزایش می‌یابد، هزینه‌های بیشتری بر شرکت‌ها تحمیل می‌گردد (Cardarelli., Elekdag., & Lall, 2009).

۲-۵- محاسبه شاخص استرس مالی[6] *(FSI)*

همان گونه که بیان گردید، در سال‌های اخیر مطالعاتی در زمینه ساخت شاخص استرس مالی انجام شده است که مراحل ساخت آن به شرح ذیل می‌باشد:

- انتخاب بازارهای مالی: در ساخت شاخص استرس مالی بخش‌های مهم نظام مالی در نظر گرفته می‌شوند.

[8] Financial Stress Index.

- انتخاب متغیرهای مهم هر بازار و استخراج نوسانات براساس سری زمانی آن‌ها: از بخش‌های مهم ساخت شاخص تنش مالی انتخاب متغیرهاست.
- ارزیابی شاخص ترکیبی تنش مالی به منظور استخراج بحران‌های بازارهای مالی

از بخش‌های مهم ساختن شاخص استرس مالی، انتخاب متغیرها می‌باشد. یکی از بهترین شاخص‌های استرس در بازار مالی، قیمت دارایی‌های مالی می‌باشد (borio & lowe, 2002). اما برای ساخت شاخص استرس مالی در ایران باید توجه داشت که با توجه به عدم کارایی بازارهای مالی در ایران و نبود شاخص‌های قیمت مناسب، لازم است از متغیرهای دیگری استفاده نمود. لذا برای انتخاب این متغیرها باید یکسری معیارها را به شرح ذیل مورد توجه قرار داد:

- هر یک از متغیرهای انتخابی باید یک یا چند جز از مشخصه‌های اصلی استرس مالی را در برگیرد.
- در قیمت یا بازدهی بازار مورد نظر موثر باشد.
- داده‌های متغیر در دسترس بوده و تواتر فصلی داشته باشد. (dargahi., & nikjoo, 2016)

۲-۵-۲- انتخاب بازارهای مالی

در ساخت شاخص استرس مالی، بخش‌های مهم نظام مالی با به کارگیری شاخص‌های ارزیابی عملکرد، مورد تجزیه و تحلیل قرار می‌گیرد و پس از محاسبه شاخص استرس برای هر یک از این بخش‌ها، شاخص کل استرس مالی اندازه‌گیری می‌شود.

در پژوهش حاضر با توجه به ساختار بازارهای مالی ایران، بازارهای سرمایه، ارز و بخش پولی (بانکی) انتخاب می شوند. شاخص استرس مالی برای ایران با استفاده از داده‌های فصلی طی دوره زمانی ۹۸- ۱۳۸۸ با محاسبه سه زیر شاخص در این بازارها برای تدوین ابعاد مختلف استرس مالی ایجاد می‌گردد. همان طور که (Hakkio., & Keeton, 2009).بیان می‌دارند، متغیرهای اطلاعات بازار انتخاب شده برای گنجانده شدن در این سه زیر شاخص، ویژگی‌های استرس مالی مانند نااطمینانی سرمایه‌گذار، به ویژه در مورد ارزش اساسی دارایی‌ها، تمایل سرمایه‌گذاران به نگه داشتن دارایی‌های ریسک پذیر و نامتقارنی اطلاعات در بازارهای مالی را درنظر می‌گیرند.

نحوه محاسبه شاخص استرس مالی در هر یک از بازارهای سرمایه، ارز و بخش پولی (بانکی) به شرح ذیل می‌باشد:

۱-۲-۵-۲- شاخص استرس مالی در بازار سرمایه

به طور کل بحران در بازار سرمایه به عنوان کاهش شدید در شاخص کل بازار شناخته مي‌شود که این کاهش مي‌تواند نشان‌دهنده زیان مورد انتظار، ریسك بالاتر و یا افزایش عدم‌اطمینان در خصوص بازده بنگاه باشد (Illing., & Liu, ۲۰۰۹).مطابق با ادبیات پژوهش، استرس مالي به عنوان اختلال در عملکرد نرمال بازار تعریف مي‌شود که حد نهایي آن بحران مالي می‌باشد (Hakkio., & Keeton, 2009).

- شاخص بتای بخش مالی (FSB [۷])

بتای بخش مالی با استفاده از تغییرات شاخص بانکداری، معامله گران اوراق بهادار، و بخش بیمه و شاخص اصلی بورس اوراق بهادار محاسبه شده است. این بتا بر اساس معادله‌ی (۱) محاسبه می‌شود:

$$\beta = \frac{COV(x,y)}{\sqrt{var(y)}} \qquad (۱)$$

که در این معادله:

X: درصد تغییر فصلی در شاخص بخش مالی Y: درصد تغییر فصلی در شاخص اصلی بورس اوراق بهادار

بتای بخش مالی جهت بدست آوردن ریسک سرمایه‌گذاری در شرکت‌های بیمه و بانکداری به کار می‌رود. این بتا، بیانگر رابطه بین نوسانات سهام شرکت و همبستگی آن با شاخص اصلی سهام می‌باشد.B>1 بدین معنی است که سهام در بخش بانکی غیر قابل انعطاف‌تر از کل بازار است. هرچه B بزرگتر باشد، هزینه‌ی سهام نیز بیشتر خواهد بود و ریسک مرتبط با این بخش نیز بیشتر می‌باشد. با این وجود، از آنجایی که B>1 به معنای سرمایه‌گذاری پر مخاطره است، انتظار می‌رود که حرکت FSI به میزان زیادی وابسته به این بتا نخواهد بود؛ زیرا تمام مقادیر چنین هستند. بتای بخش مالی زمانی افزایش می‌یابد که قیمت سهام در بخش های بانکداری، معامله‌گران اوراق بهادار و بیمه بی‌ثبات و ناپایدار باشند. بنابراین، هر عاملی که باعث چنین افزایشی بشود، باعث افزایش ناگهانی یا کاهش شدید شاخص خواهد شد.

افزایش در شاخص بخش مالی نشان می‌دهد که ارزش بازار این شرکت‌ها ، بطور میانگین، افزایش یافته است (Wallace, 2013).

[9] The Financial Sector Beta

- شاخص افت یا سیر نزولی بازار سهام[۸](SMD)

افت بازار سهام با استفاده از تغییرات ماهانه در شاخص اصلی بورس و سپس منفی کردن این تغییرات اندازه‌گیری شده است بطوریکه افت یا کاهش در قیمت سهام به افزایش در شاخص استرس مالی منجر می‌شود. معادله‌ی (۲) این فرمول را ارائه می‌کند:

$$Stock\ Decline = \ ) - \left(\frac{Index_t - Index_{t-1}}{Index_{t-1}}\right) \quad (۲)$$

که در این معادله:

STOCK DECLINE: کاهش سهام

$Index_t$: شاخص بورس در دوره زمانی t

$Index_{t-1}$: شاخص بورس در دوره زمانی t-1

کاهش قیمت سهام، تأثیری را که نوسان قیمت سهام برای فعالیت اقتصادی داشته است، ترسیم می‌کند. انتظار می‌رود که وقوع هرگونه رویداد استرس‌زا در فعالیت بازار، در فعالیت بازار که باعث افت شدید قیمت سهام خواهد شد به افزایش ناگهانی در FSI بی‌انجامد(Wallace, 2013).

- نوسانات بازدهی بازار سهام (SMR)[۹]

نوسانات بازدهی بازار سهام همانند نوسانات در بازار ارز خارجی، با استفاده از مدل GARCH(1,1) بر اساس تغییرات در شاخص کل سهام محاسبه می‌شود. این سری نشان می‌دهد که قیمت دارایی‌ها بیانگر نوسانات در رفتار سرمایه‌گذاران در دوره‌های نااطمینانی می‌باشد .(Cardarelli., Elekdag., & Lall, 2009) انتظار می‌رود که افزایش در نوسانات بازدهی سهام باعث افزایش شاخص استرس مالی بشود.

۲-۲-۵-۲- شاخص استرس مالی در بازار ارز

- نوسانات نرخ ارز موثر واقعی (REER)[10]

ارز موثر واقعی میانگین وزنی یک ارز رایج در رابطه با یک شاخص یا سبد ارزی مهم دیگر است. وزن‌ها با مقایسه‌ی تراز تجاری نسبی ارز یک کشور در برابر سایر کشورهای درون شاخص به دست آمده، تعیین می‌شود. از این نرخ ارز برای تعیین ارزش واحد پول یک کشور نسبت به سایر ارزهای اصلی موجود در این شاخص استفاده می‌شود.

---

[10] Stock Market Decline

[11] Stock Market Returns Volatility

[12] Real Effective Exchange Rate

نوسانات REER با استفاده از GARCH(1,1) برای تغییرات در این متغیر بدست آمده است(Bollerslev, 1986 ,). مشخصات کلی برای این مدل در بخش زیر در معادلات (۳) تا (۵) به طور خلاصه ارائه شده است:

$$Y_t = a + Bx_t + U_t \quad (۳)$$

$$u_t|\Omega_t \sim iiN(0,h_t) \quad (۴)$$

$$h_t = \gamma_0 + \delta_1 h_{t-1} + \gamma_1 u_{t-1}^2 \quad (۵)$$

نوسانات محاسبه شده توسط این مدل، جهت به دست آوردن نااطمینانی سرمایه‌گذاران در مورد ارزش پول رایج و رفتارهای سرمایه‌گذاری سایر عوامل در نظر گرفته می‌شود (Cardarelli., Elekdag., & Lall, 2009).انتظار می‌رود که افزایش در نوسانات بازار ارز خارجی باعث افزایش شاخص استرس مالی شود.

۳-۲-۵-۲- شاخص استرس مالی در بازار پول

- حجم اسکناس و مسکوک به M1

افزایش حجم اسکناس و مسکوک به حجم پول از سطح روند، نشان‌دهنده‌ی افزایش مبادلات ازطریق پول و کاهش استفاده از سپرده‌های دیداری در امر مبادلات اقتصادی است. افزایش این نسبت که سبب کاهش ضریب فزاینده‌ی پولی و در نتیجه‌ی کاهش توان وام دهی بانک‌ها می‌شود نشان دهنده‌ی کاهش اطمینان به نظام بانکی و یا عدم توسعه‌یافتگی نظام بانکی در امر ارائه‌ی خدمات به منظور ایجاد تسهیل در مبادلات است. در نتیجه‌ی افزایش این نسبت از روند خود به عنوان علامتی برای تنش مالی یاد می‌شود.

- نسبت M1 به M2

این نسبت نشان دهنده‌ی ترکیب دارایی‌ها بر اساس درجه‌ی نقدشوندگی است.

افزایش نسبت فوق از سطح روند نشان‌دهنده‌ی عدم توانایی نظام بانکی در تجهیز منابع از طریق جذب سپرده‌های مدت‌دار است. باید توجه داشت که نظام بانکی دارای دو وظیفه‌ی کلیدی تسهیل مبادلات اقتصادی از طریق ارائه‌ی خدمات بانکی و هم‌چنین تجهیز سپرده‌ها برای تامین منابع سرمایه‌گذاری است. در شرایط افزایش نسبت فوق که منجر به تنش مالی می‌شود، اگرچه نظام بانکی وظیفه تسهیل مبادلات را انجام می‌دهد، ولی در اجرای وظیفه‌ی مهم دیگر خود که همانا تجهیز منابع برای سرمایه‌گذاری است ناتوان است.

- بدهی بانک‌ها به بانک مرکزی از کل پایه‌ی پولی

افزایش نسبت فوق از سطح روند نشان‌دهنده‌ی عدم کفایت منابع بانک‌ها برای ارائه‌ی تسهیلات و ناتوانی آن‌ها در کنترل ریسک نقدینگی است. (dargahi., &nikjoo, 2016).

۳-۵-۲- ایجاد شاخص

در پژوهش حاضر، شاخص ترکیبی استرس مالی با استفاده از روش توزین شاخص با استفاده از روش تحلیل مولفه های اصلی (PCA) محاسبه می‌گردد. این حوزه‌ی مطالعاتی و مقالات منتشر شده در این زمینه روش‌های متعددی را توصیف می‌کنند که می‌توانند جهت توزین یا وزنی کردن FSI به کار روند. این روش‌ها شامل استفاده از توزین مساوی، توزین مساوی واریانس، استفاده از روش PCA و استفاده از توابع تجمعی می‌باشند. روش PCA جهت تعیین بهترین ترکیب احتمالی از اجزای متشکله به منظور ایجاد شاخص به کار رفته است. این روش شامل تشریح و بازنمایی روابط ساختاری در داده‌های سری‌های زمانی از طریق تعیین بردارهای ویژه و مقادیر ویژه در ماتریس واریانس – کوواریانس در مجموعه‌ی داده‌ها می‌باشد.

در روش PCA هر سری از متغیرهای مشاهده شده در یک واحد از واریانس، در کل واریانس در مجموعه‌ی داده‌ها، سهیم هستند. به علاوه، هر مولفه یا جزء تشکیل‌دهنده‌ای که مقدار ویژه‌ی بزرگتر از ۱ را نشان دهد، برای مقدار بزرگتر از واریانس در نظر گرفته خواهد شد. معیارهای متعددی وجود دارند که تعداد مولفه‌های مهم و معنی داری که باید در داده‌ها حفظ شوند را تعیین می‌کنند. یکی از این معیارها شامل حفظ مولفه‌هایی می‌باشد که دارای مقادیر ویژه‌ی بزرگتر از ۱ هستند. محققان همچنین مولفه‌هایی را حفظ خواهند کرد که حداقل برای ۱۰ درصد از نسبت یا سهم واریانس در نظر گرفته می‌شوند. معیار به کار رفته برای حفظ مولفه‌ها برای FSI مبتنی بر درصد تجمعی واریانس است. ایده‌ی مورد نظر در این جا، حفظ مولفه‌های کافی است بطوری که درصد تجمعی واریانس در نظر گرفته شده حداقل ۸۰ درصد باشد. شاخص PCA بعد از تعیین مولفه‌های مهم و معنی‌دار، با استفاده از بارگیری‌های نرمال‌سازی شده‌ی اولین مولفه‌ی ایجاد شده در این آنالیز محاسبه می‌شود.

پس از محاسبه استرس مالی در تک تک بازارهای مالی مورد مطالعه (بازار سرمایه، بازار ارز و بازار پول)، این شاخص‌ها با استفاده از روش PCA با یکدیگر ترکیب

شده و شاخص کل استرس مالی (FSI) برای اقتصاد ایران طی دوره زمانی ۹۸- ۱۳۸۸ به دست می‌آید.

۶-۲- پیشینه پژوهش

در این قسمت به منتخبي از مهم ترین و جدیدترین مطالعات خارجی و داخلی انجام شده در رابطه با استرس مالی و بازار سهام اشاره مي‌گردد:

جدول ۱. مروری بر مطالعات تجربی
مأخذ: یافته‌های پژوهش

Tabel 1. A review of experimental studies
Source: Findings of research

نام محقق	موضوع تحقیق و دوره زماني مورد بررسي	سال انجام تحقیق	روش انجام تحقیق	یافته هاي تحقیق
ساهو[11]	محاسبه شاخص استرس مالی در بازارهای مختلف پول، اوراق قرضه، سهام، ارز خارجی و بخش بانکی هند طی ۲۰۱۶-۲۰۰۷ و سپس رابطه بین استرس مالی، رشد اقتصادی و ثبات قیمت‌ها	۲۰۲۰	VAR	نتایج این مطالعه نشان می‌دهد که استرس مالی منجر به کاهش رشد در این کشور شده است.
گبنو[12]	بررسی رابطه بین استرس مالی و رشد اقتصادی در کشورهای WAEMU و سپس بررسی تأثیر سیاست پولی و بدهی عمومی بر رابطه بین استرس مالی سیستم بانکی و رشد اقتصادی کشورهای مذکور طی دوره زمانی ۱۹۹۰ تا ۲۰۱۶	۲۰۱۹	مدل پانل رگرسیون انتقال ملایم	رابطه بین رشد تولید ناخالص داخلی و درجه استرس مالی در کشورهای مورد مطالعه، به تغییرات سیاست‌های پولی و سطح نسبت بدهی به تولید ناخالص داخلی بستگی دارد
سویک[13] و همکاران	بررسی رابطه بین استرس مالی و فعالیت اقتصادی در اقتصادهای آسیایی نوظهور	۲۰۱۶	VAR	شاخص استرس مالی دارای اهمیت ویژه‌ایی در فعالیت‌های اقتصادی کشورهای مورد

[11] Sahoo (2020)
[12] Gbenou (2019).

				مطالعه بوده و تنش مالی باعث کاهش چشمگیر فعالیت‌های اقتصادی می‌شود.
صلاح الدین و روبردو[14]	بررسی تأثیر استرس مالی و نااطمینانی سیاسی بر قیمت انرژی (شامل نفت خام و گاز) و فلزات (شامل طلا، نقره ، مس ، پلاتین و پالادیوم)	۲۰۱۵	SVAR	شرایط عدم اطمینان سیاسی در تعیین قیمت‌های آتی کالا اثری ندارد
پارک[15] و همکاران	بررسی عوامل موثر بر استرس مالی در اقتصاد های نوظهور	۲۰۱۳	مدل خودرگرسیون برداری (VAR)	FSI ابزار مهمی است که می تواند به اندازه گیری درجه استرس مالی و شناسایی منابع استرس در کشورها کمک کند.
والاس[16]	اندازه گیری شاخص استرس مالی در کشور جامائیکا	۲۰۱۳	تجزیه و تحلیل مولفه های اصلی (PCA)	FSI می تواند ابزار مهمی برای سیاست گذاران در شناسایی دوره های استرس مالی باشد که می تواند تاثیرات احتمالی بر فعالیت‌های اقتصادی (افت رشد) را بررسی کند.
ساندال و همکاران[17]	بررسی عوامل ایجاد کننده استرس مالی در سوئد	۲۰۱۳	مدل TVAR	شاخص ایجادکننده استرس در این پژوهش به طور مستقیم یا غیرمستقیم به هزینه‌های مالی حاکم در بازارهای مالی مربوط می‌باشند.
هلو[18]	محاسبه شاخص استرس مالی در بخش بانکی و بازارهای مالی	۲۰۱۲	مدل VAR	بحران‌های مالی اخیر جهانی، ناشی از ضعف‌های متعدد نظام‌های مالی می‌باشد.
کاردارلی[19] و	محاسبه و بررسی شاخص تنش مالی	۲۰۰۹	مدل VAR	استرس مالی باعث بی ثباتی مالی می‌شود.

15 EmrahI.Cevik,et al

14 Juan C. Reboredo, Gazi Salah Uddin

15 Park, C. Y., et al

16 Wallace, C.

17 Sandahl

18 Hollo

همکاران				
ایلینگ و لیو	بررسی تأثیر استرس مالی بر عملکرد بازار	۲۰۰۶	مدل گارچ (GARCH)	استرس مالی به دلیل تکانه‌ها وساختارهای مالی ضعیف پدید می‌آیند که موجب اختلال بر عملکرد نرمال بازار می‌گردد. لذا هر چه ساختار مالی ضعیف‌تر باشد با ورود تکانه‌ها به بازار، ریسک و نااطمینانی موجب استرس می‌شود.
معطوفی	بررسی مشخصه های استرس مالی در بازار سرمایه ایران	۱۳۹۷	رگرسیون چند متغیره	متغیر های نااطمینانی سرمایه‌گذاران به ارزش بنیادین دارایی‌های مالی، نامتقارنی اطلاعاتی، عدم تمایل سرمایه‌گذاران به نگهداری دارایی‌های ریسکی و عدم تمایل سرمایه‌گذاران به نگهداری دارایی‌های غیرنقد به عنوان مشخصه های استرس مالی در بازار سرمایه ایران می‌باشند.
کردلویی و آسیایی طاهری	محاسبه شاخص استرس مالی در بازارهای بانک و ارز و بیمه و بررسی اثرگذاری استرس مالی یک بازار بر شاخص استرس مالی سایر بازارهای مورد مطالعه در بازه زمانی مهرماه ۱۳۸۸ تا اسفند ماه ۱۳۹۴	۱۳۹۵	خودرگرسیون برداری VAR	استرس مالی در بازار بانک بر استرس مالی در بازار بیمه اثر مثبت داشته و بر بازار ارز اثر منفی خواهد داشت. همچنین استرس مالی در بازار بیمه بر استرس مالی بر بازار بانک و ارز اثر مثبت دارد و این اثر فشار ارزی بر استرس بانک و بیمه منفی است.
احمدیان	بررسی و اندازه گیری شاخص استرس بانکی در شبکه بانکی کشور	۱۳۹۴	مجموع وزن واریانس یکسان	بانک‌ها به دو دسته بانک‌های بزرگ که همراه با ریسک بالا (بانک‌هایی با عمر بیش از ۱۵ سال که ماهیت دولتی دارند) و بانک‌های کوچک که دارای

[19] Cardarelli, R.

				ریسک پایین هستند تقسیم می‌شوند.
درگاهی	ساخت تنش مالی و بررسی اثر آن بر رشد اقتصادی ایران	۱۳۹۱	گارچ و وزن دهی مساوی	اثر تنش در بازار های مالی در کوتاه مدت و بلند مدت بر رشد اقتصادی منفی و معنی دار است.

بررسي مباني نظري و مطالعات انجام شده نشان مي‌دهد عليرغم اهميت بررسی شاخص استرس مالی، هنوز به صورت كاربردي و جامع به بررسی جوانب مختلف اين موضوع پرداخته نشده و اكثر مطالعات خارجي و داخلي انجام شده، تنها به محاسبه اندازه اين شاخص پرداخته‌اند. اين پژوهش، اولين مطالعه جامع در خصوص محاسبه شاخص استرس مالی در بازارهاي مختلف مالي از جمله بازار پول، بازار ارز و بازار سهام و بررسی تأثير آن بر بازده سهام صنايع فعال در بورس اوراق بهادار تهران می‌باشد.

۳- روش‌شناسی پژوهش و تصریح مدل

در این پژوهش به منظور بررسی تأثیر استرس مالی، قیمت نفت و سایر متغیرهای مستقل بر بازده سهام صنایع مورد مطالعه، در قالب یک مدل پانل چند متغیره[۲۰] و تجزیه و تحلیل ضرایب بلندمدت و کوتاه‌مدت، از روش پانل دیتای پیشرفته پدرونی (Pedroni, 2000) و مدل تصحیح خطاي پانل (PECM) استفاده می‌گردد و بدین منظور الگوی زیر لحاظ می‌شود:

(۶)

$$SR = f(FSI, INF, INT, RER, OIL)$$

$$SR_{it} = \alpha + \beta_1 FSI_{it} + \beta_2 INF_{it} + \beta_3 INT_{it} + \beta_4 RER_{it} + \beta_5 OIL_{it} + \varepsilon_{it}$$

که در آن:

SR: بازده سهام صنایع برتر فعال در بورس اوراق بهادار تهران. این متغیر با استفاده از رابطه زیر محاسبه مي‌شود.(Maditinos., & Theriou , 2011).

[20] Multivariate Model

$$R_{i,t} = \log(T_{i,t} / T_{i,t-1}) \quad (۷)$$

$T_{i,t}$: شاخص قیمت سهام صنعت i در دوره t مي‌باشد که آمار مربوط به آن از سازمان بورس اوراق بهادار تهران گردآوري مي‌گردد.

FSI: شاخص استرس مالی. در مورد جزئیات و نحوه محاسبه این شاخص، در بخش (۲-۵) توضیح داده شده است.

INF: نرخ تورم (تغييرات سطح عمومي قيمت‌ها) مي‌باشد که در واقع همان درصد تغییر در شاخص قیمت مصرف کننده است. به طور کلي مي توان گفت افزايش نرخ تورم، منجر به کاهش پس اندازها شده و لذا سرمايه گذاري – به ويژه سرمايه گذاري هاي خرد- در بورس اورق بهادار را با کاهش مواجه مي‌نمايد که در نتيجه تاثير منفي بر بازده سهام خواهد گذاشت. از سوي ديگر در کوتاه‌مدت، افزايش نرخ تورم ارزش اسمي سهام را افزايش داده و برخي سرمايه گذاران را تشويق به سرمايه گذاري در بورس مي‌نمايد که اين افزايش تقاضا براي سهام منجر به بالا رفتن بازده سهام مي‌شود که البته از آن جايي که در بلند مدت، سرمايه گذاران در مي‌يابند که در واقع تورم منجر به کاهش ارزش ذاتي سهام شده است، از تقاضاي خود براي سهام مي‌کاهند که اين امر در نهايت منجر به کاهش بازده سهام در بلند مدت خواهد شد.

INT: نرخ بهره. برای داده‌هاي اين متغير از نرخ سود علي‌الحساب سپرده‌هاي سرمايه‌گذاري کوتاه‌مدت بانک‌هاي دولتي (درصد) استفاده شده است. اقتصاددانان معتقدند که با افزايش نرخ بهره، حجم سرمايه گذاري در جامعه کاهش خواهد يافت، زيرا با افزايش نرخ هزينه سرمايه، بسياري از طرح‌هاي صنعتي توجيه پذيري خود را از دست خواهند داد و اجرا نخواهند شد. لذا با توجه به روابط فوق انتظار مي‌رود که افزايش در نرخ بهره با بازدهي سهام رابطه منفي داشته باشد.

RER: نرخ ارز حقیقی

در اين تحقيق براي محاسبه نرخ حقيقی ارز از رابطه زير استفاده مي‌شود:

$$RER = ER.\frac{CPI^*}{CPI} \quad (۸)$$

که در اين رابطه، ER نرخ ارز اسمی، *CPI شاخص قيمت مصرف کنندگان خارج از کشور و CPI شاخص قيمت مصرف کنندگان داخل کشور مي‌باشد.

OIL: بازده (درصد تغییرات) قیمت نفت. برای داده‌های مربوط به این متغیر از بازده روزانه قیمت نفت خام برنت (بر حسب دلار آمریکا براي هر بشکه نفت)[۲۱]، که از سایت مدیریت اطلاعات انرژی آمریکا[۲۲] استخراج شده است، استفاده شده است. بر اثر تغییر قیمت نفت، سهام اکثر صنایع فعال در بورس اوراق بهادار دستخوش تغییر شده و بازده سهام آنها تحت تاثیر قرار خواهد گرفت.

برآورد مدل فوق طي دو مرحله انجام مي‌شود. ابتدا به بررسي آزمون ريشه واحد متغيرهاي تحقيق و تعيين مرتبه هم‌انباشتگي آن‌ها پرداخته و در مرحله بعد با استفاده از آزمون‌هاي هم انباشتگي پانل، وجود و يا عدم وجود رابطه بلندمدت بين متغيرهاي مدل مورد بررسی قرار خواهد گرفت. سپس در صورت وجود رابطه بلندمدت بين متغيرها، تخمين و برآورد آن با استفاده از روش حداقل مربعات معمولي پويا (DOLS[23]) صورت مي‌گيرد.

جامعه آماری مورد بررسی در این پژوهش، شامل ده صنعت برتر فعال در بورس اوراق بهادار تهران می‌باشد که بر اساس گزارش عملکرد اوراق بهادار که هر ماهه توسط بورس اوراق بهادار تهران منتشر می‌شود، تحت عنوان Top Ten معرفی می‌شوند. این صنایع که بر اساس میزان ارزش جاری یا ارزش بازار هر سهم (مجموع ارزش بازار کل تعداد سهام منتشر شده یک شرکت به قیمت جاری بورس را ارزش جاری یا ارزش بازار یک سهم می‌گویند.) رتبه بندی می‌گردند، بزرگترین صنایع فعال در بورس تهران بوده و همگی مهم ترین و معروف ترین شرکت‌های بورسی را در خود جای می‌دهند. این ۱۰ صنعت برتر که سهمی در حدود ۸۰ الی ۹۰ درصد از ارزش کل بازار در بورس اوراق بهادار تهران را به خود اختصاص داده و هر یک از آنها به تنهایی توانایی تغییر شاخص را دارند، در اکثر سال‌های مورد مطالعه یکسان بوده و عبارتند از: خودرو و ساخت قطعات[۲۴] (Veh)، استخراج کانه‌های فلزی[۲۵] (Ore)، انبوه سازی، املاک و مستغلات[۲۶] (Con)،

---

[21] Europe Brent Spot Price FOB (Dollars per Barrel)

[22] U.S. Energy Information Administration (www.eia.gov)

[23] Dynamic Ordinary least squares

[24] Motor Vehicles and Auto Parts

[25] Metal Ores Mining

[26] Real Estate And Construction

بانک ها و موسسات اعتباری[۲۷] (Mon)، سرمایه گذاری‌ها[۲۸] (Inv) ، سیمان، آهک و گچ[۲۹] (Cem)، فرآورده‌های نفتی، کک و سوخت هسته‌ای[۳۰] (Pet)، فلزات اساسی[۳۱] (Met) و محصولات شیمیایی[۳۲] (Che).[۳۳]

داده‌ها و آمار مورد نیاز جهت مدل‌سازی در این تحقیق از منابع آماری بورس اوراق بهادار، بانک مرکزی،مرکز آمار ایران و سایت مدیریت اطلاعات انرژی آمریکا، گردآوری
می‌شود.

۴- حقایق آماری

همان گونه که بیان گردید در این مطالعه به منظور محاسبه شاخص استرس مالی برای اقتصاد ایران، شاخص استرس مالی به دست آمده در بازارهای پول، سرمایه و ارز، جهت تعیین بهترین ترکیب احتمالی با استفاده از روش PCA با هم ترکیب می‌گردند. این روش شامل تشریح و بازنمایی روابط ساختاری در داده‌های سری‌های زمانی از طریق تعیین بردارهای ویژه و مقادیر ویژه در ماتریس واریانس – کوواریانس در مجموعه ی داده‌ها می‌باشد. **نمودار ۱** روند شاخص کل استرس مالی محاسبه شده طی دوره زمانی مورد مطالعه را نشان می‌دهد:

---

[27] Monetary Intermediation

[28] Investment Companies

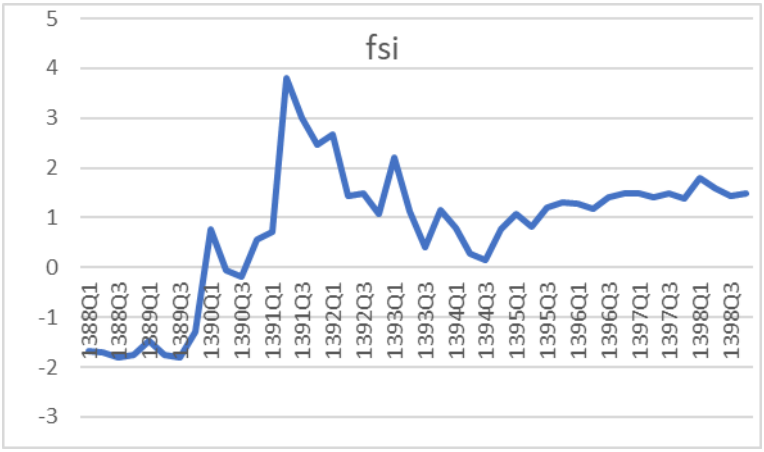
[29] Cement- Lime & Plaster

[30] Refined Petroleum Products

[31] Basic Metal

[32] Chemicals & By products

[۳۳] حروف انگلیسی داخل پرانتز بیانگر حروف اختصاری نام صنایع مورد مطالعه در این تحقیق می‌باشد.



نمودار ۱. متغیر شاخص استرس مالی

مأخذ: یافته‌های پژوهش

Figure 1. Financial stress index

Source :Findings of research

نتایج ساخت شاخص ترکیبي FSI نشان می‌دهد که اقتصاد ایران در دوره‌ی زمانی (۱) ۱۳۹۳ – (۲)۱۳۹۱ بیش‌ترین استرس مالي را تجربه کرده است. از جمله دلایلي که براي افزایش شاخص در دوره‌ي مورد نظر مي‌توان بیان نمود، مربوط به عملکرد بازار ارز و نوسانات در این بازار می باشد. نرخ ارز تا سال ۱۳۹۱ روند صعودی اما نسبتا یکنواختی داشته است اما در سال ۱۳۹۱ در پی عوامل مختلف مانند اجرای قانون هدفمندی یارانه‌ها، تحریم‌های مختلف برای نظام مالی کشور و ... افزایش بی‌سابقه‌ای داشته و منجر به افزایش شدیدی در شاخص استرس مالی شده است.

۵- برآورد مدل و تحلیل نتایج

۵-۱- ۵-۱- بررسی ایستایی متغیرها

قبل از برآورد مدل‌های پانل، لازم است که آزمون ایستایی متغیرها انجام شود. اما قبل از انجام آزمون ایستایی پانل، باید آزمون وابستگی بین مقاطع به منظور انتخاب آزمون مناسب ریشه واحد انجام شود. آزمون‌های مختلفی نظیر آزمون ریشه واحد دیکی فولر تعمیم یافته(ADF)، لوین، لین و چو (LIC)، دیکی فولر تعمیم یافته فیشر (ADFF) و

فیلیپس- پرون-فیشر (FPF)، ایم وپسران (IPS) و بریتانگ و هادری و پسران (Britang., Hadry., & pesaran, 2004) و آزمون ریشه واحد پسران جهت بررسی ایستایی متغیرهای پانلی وجود دارد که انتخاب آزمون مناسب از بین آن‌ها در گام اول نیازمند بررسی وجود وابستگی مقطعی است (Baltaji, 2005). به منظور بررسی وابستگی بین مقاطع از آزمون وابستگی بین مقاطع پسران (۲۰۱۵) که نسخه تکمیل شده آزمون پسران (۲۰۰٤) می‌باشد، استفاده شده است. در این آزمون که برای پانل‌های متوازن و نامتوازن ارائه شده است، فرضیه‌های صفر و مقابل به صورت زیر تعریف می‌شوند:

$$H_0: \rho_{ij} = \rho_{ji} = E(u_{it}v_{it}) = 0 \qquad for\ all\ i \neq j \qquad (۹)$$

$$H_1: \rho_{ij} = \rho_{ji} = E(u_{it}v_{it}) \neq 0 \qquad for\ some\ i \neq j \qquad (۱۰)$$

v_{it} و u_{it} باقیمانده‌های مدل تخمینی می‌باشند. برای پانل‌های متوازن آماره آزمونCD به صورت زیر قابل محاسبه است:

$$CD = \sqrt{\frac{2T}{N(N-1)}}\left(\sum_{i=1}^{N-1}\sum_{j=i+1}^{N}\hat{\rho}_{ij}\right) \qquad (۱۱)$$

که درآن $\hat{\rho}_{ij}$ ضرایب همبستگی پیرسون به صورت زوجی از جملات پسماندها می‌باشد. هرگاه آماره CD محاسباتی در یک سطح معناداری معین، از مقدار بحرانی توزیع نرمال استاندارد بیشتر باشد، در این صورت فرضیه صفر رد و وابستگی مقطعی تأیید خواهد شد (pesaran,2004). در صورت تأیید وابستگی مقطعی در داده‌های پانل، استفاده از روش‌های مرسوم ریشه واحد پانلی نظیر آزمون لوین، لین و چو[34] (LIC)، ایم،پسران وشین[35] (IPS) و ...احتمال وقوع نتایج ریشه‌ی واحد کاذب را افزایش خواهد داد. برای رفع این مشکل آزمون‌های ریشه واحد پانلی متعددی با وجود وابستگی مقطعی پیشنهاد شده است که آزمون ریشه واحد پسران(CIPS) از آن جمله است. نتایج آزمون وابستگی مقطعی برای داده‌های مورد مطالعه در **جدول ۲** نشان داده شده است.

[34] Levin, Lin and Chu

[35] Im,Pesaran and Shin

جدول ۲. آزمون وابستگی بین مقاطع پسران
ماخذ: یافته های پژوهش

Tabel 2. pesaran cross sectional dependence test
Source: Findings of research

متغیر	پسرانCDآماره	احتمال	نتیجه آزمون
بازدهی سهام صنایع انرژی بر	۱۰/۵۶۲۸۶	۰/۰۰۰۰	وابستگی بین مقاطع
شاخص استرس مالی	۱۸/۴۳۹۰۹	۰/۰۰۰۰	وابستگی بین مقاطع
نرخ بهره	۱۸/۹۷۳۶۷	۰/۰۰۰۰	وابستگی بین مقاطع
تورم	۱۸/۹۷۳۶۷	۰/۰۰۰۰	وابستگی بین مقاطع
قیمت نفت	۱۸/۷۰۸۲۹	۰/۰۰۰۰	وابستگی بین مقاطع

همان طور که در جدول ۲ نشان داده شده است، فرضیه صفر مبنی بر نبود وابستگی بین مقاطع در همه متغیرهاي مورد بررسی رد می‌شود و بنابراین می‌توان نتیجه گرفت که به طور کلی در بین مقاطع مختلف موجود در داده‌هاي ترکیبی مورد بررسی، همبستگی مقطعی وجود دارد.

از آنجایی که در تمامی متغیرها وابستگی مقطعی تأیید می‌شود، آزمون ریشه واحد مناسب در این پژوهش، آزمون ریشه واحد پسران (۲۰۰۳) که در آن وابستگی مقطعی در نظر گرفته شده استفاده می‌شود. این آزمون بر اساس میانگین آماره t تعمیم یافته دیکی فولر هر مقطع و هم راستا با آزمون ارائه شده توسط ایم، پسران و شین می‌باشد. مقادیر بحرانی آماره t-bar توسط پسران محاسبه شده است[۳۶]. فرضیه صفر در این آزمون وجود ریشه واحد است. نتایج حاصل از آزمون ریشه واحد پسران (۲۰۰۳) در جدول ۳ ارائه شده است. براساس نتایج این جدول، متغیرهاي مدل در سطح اطمینان

---

[۳۶] پسران(۲۰۰۷) با تبدیل آزمون‌های IPSوADF و در نظر گرفتن وابستگی مقطعی،یک آماره آزمونی برای بررسی وجود یا فقدان ریشه واحد و به در نظر گرفتن وابستگی بین مقاطع پیشنهاد داده است که به آزمون$CIPS$ پسران معروف است. آماره این آزمون به صورت زیر است:

$$CIPS(N.T) = \frac{1}{N}\sum_{i=1}^{N} \tau_j\,(N.T)$$

که در آن τ_j آماره الگوی$CADF$ (آماره آزمون ریشه واحدADF تعمیم یافته به صورت مقطعی) برای هر مقطع انفرادی در پانل می‌باشد. مقدار آماره (٤) با مقادیر بحرانی محاسبه شده توسط پسران مقایسه و در صورت بزرگتر بودن این آماره از مقادیر بحرانی، فرضیه صفر(ناایستایی بودن متغییر) رد و ایستایی متغییر پذیرفته خواهد شد. با توجه به اینکه پانل مورد بررسی در این تحقیق نامتوازن می‌باشد و آزمون $CIPS$ پسران فقط در پانل‌های متوازن کاربرد دارد، لذا در این تحقیق فقط از آزمون پسران(۲۰۰۳) استفاده گردید.

بالاي ۹۵ درصد، در سطح مانا نبوده و تفاضل مرتبه اول آن‌ها مانا می باشد. بر اساس این نتایج به آزمون هم انباشتگي پانل بین متغیرهاي تحقیق پرداخته می‌شود.

جدول ۳. آزمون ریشه واحد پسران
ماخذ: یافته های پژوهش

Tabel 3. Pesaran unit root test
Source: Findings of research

متغیر	Z[t-bar]	P-value	نتیجه آزمون
بازده سهام	-۱/۵۴۳	۰/۱۰۳	I(1)
استرس مالی	-۱/٤٦٧	۰/۱۳۵	I(1)
نرخ بهره	-۱/۳۵۲	۰/۲۰۵	I(1)
نرخ تورم	-۱/۷۵۰	۰/۱۲۳	I(1)
قیمت نفت	-۱/٤۱۳	۰/۲۰۱	I(1)
نرخ ارز حقیقی	-۱/۲٤۸	۰/۲۰۰	I(1)

۲-۵- آزمون هم انباشتگي پانل

با توجه به نتایج آزمون‌هاي ریشه واحد و این که متغیرهاي مورد استفاده در این مطالعه هم انباشته از مرتبه اول هستند، با استفاده از روش هم‌انباشتگي پانل به بررسي وجود رابطه بلندمدت بین آن‌ها پرداخته می‌شود.

در این مطالعه از روش‌هاي مختلف هم‌انباشتگي پدروني[۳۷]، وسترلاند[۳۸] و کاوو[۳۹] به منظور بررسي وجود یا عدم وجود رابطه هم‌انباشتگي استفاده شده است. یکي از معروف‌ترین روش‌هاي هم‌انباشتگي پانل، آزمون هم انباشتگي پدروني مي‌باشد (Shuyuna., & Donghua, 2011). پدروني به منظور بررسي نمودن هم‌انباشتگي پانل، هفت آماره مختلف را معرفی نموده که چهار آماره بر اساس داده‌هاي ادغام شده[۴۰] و به صورت میان گروهي[۴۱] بوده و سه آماره دیگر، بین گروهي[۴۲] می‌باشد. در این آزمون‌ها

[37] Pedroni’s co integration test
[38] Westerlund, 2007
[39] Kao ,1999
[40] Pooling
[41] Within dimension
[42] Between dimension

فرضیه صفر نشان‌دهنده عدم وجود هم‌انباشتگي است. اختلاف این دو نوع آزمون در طرح فرضیه مقابل مي‌باشد. براي آزمون بین گروهي فرضیه مقابل عبارتست از $\rho_i = \rho \prec 1$ براي تمام i ها، در حالي که بر اساس آزمون‌هاي میان گروهي فرضیه مقابل عبارتست از $\rho_i \prec 1$ براي تمام i ها. توزیع نمونه محدود براي این هفت آماره توسط پدروني با استفاده از شبیه سازي پدروني محاسبه شده است. به منظور رد فرضیه H_0 مبني بر عدم وجود هم‌انباشتگي، میزان آماره‌هاي برآوردي باید از آماره بحراني محاسبه شده توسط پدروني کوچک‌تر باشد. باید توجه داشت که آزمون هم انباشتگي پانل پدروني با این محدودیت مواجه است که بر اساس فرضیه محدودیت عامل مشترک[۴۳] مي‌باشد و وابستگي مقطعي احتمالي را مورد محاسبه قرار نمي‌دهد (Ozterk, 2010). با توجه به این فرضیه پارامترهاي بلندمدت متغیرها در سطح، برابر با پارامترهاي کوتاه مدت متغیرها با یک اختلاف مي‌باشند. با توجه به وجود این محدودیت که قدرت و پایداري آزمون‌هاي هم‌انباشتگي مبتني بر باقي مانده[۴۴] را کاهش می‌دهد، در تحقیق حاضر، رابطه بلندمدت بین متغیرها با استفاده از از آزمون‌هاي هم انباشتگي(Kao,1999) و (Westerland, 2007) نیز انجام می‌گردد.

آزمون کاوو که بر اساس روش انگل-گرنجر دو مرحله‌اي[۴۵] است، در انجام آزمون هم‌انباشتگي، همگني اجزاي پانل را در نظر مي‌گیرد. فرضیه صفر آن که با استفاده از آزمون ADF[46] بررسي مي‌گردد، بیانگر عدم وجود رابطه هم‌انباشتگي می‌باشد (Oedrago, 2012).

فرضیه صفر در آزمون وسترلاند که بیانگر عدم وجود هم انباشتگي می‌باشد، با توجه به این که آیا تصحیح خطا[۴۷] در مدل تصحیح خطاي شرطي[۴۸] برابر با صفر است یا خیر، مورد آزمون قرار مي‌گیرد. لذا زمانی که فرضیه صفر (عدم تصحیح خطا) رد شود، بیان می‌دارد که فرضیه صفر مبني بر عدم وجود هم‌انباشتگي رد می‌شود. در آزمون وسترلاند چهار آماره مختلف بر اساس تخمین‌هاي حداقل مربعات α_i و آماره‌هاي t آن‌ها

[43] Common factor restriction
[44] Residual-based co integration tests
[45] Engle–Granger two-step procedure
[46] Augmented Dickey–Fuller
[47] Error-correction term
[48] Conditional error-correction

برای بررسي هم‌انباشتگي پانل پيشنهاد داده شده‌اند. دو آزمون ، شامل آزمون‌هاي پانل[۴۹] با فرضيه مقابل وجود هم‌انباشتگي كل پانل هستند ($H_1 : \alpha_i = \alpha \prec 0$ براي تمام i ها). دو آزمون ديگر آزمون‌هاي ميانگين گروه[۵۰] هستند كه به آزمون فرضيه مقابل مبني بر اينكه براي حداقل يک مقطع، شواهدي از هم‌انباشتگي وجود دارد، مي‌پردازند ($H_1 : \alpha_i \prec 0$ براي حداقل يک i). آماره‌هاي پانل P_τ و P_α به آزمون فرضيه عدم وجود هم‌انباشتگي در مقابل فرضيه وجود هم‌انباشتگي مي‌پردازند، در حالي كه آماره‌هاي پانل G_τ و G_α به آزمون فرضيه صفر مبني بر عدم وجود هم انباشتگي در مقابل فرضيه مقابل مبني بر وجود حداقل يک بردار هم انباشتگي مي‌پردازند[۵۱].

جدول ٤ نتايج آزمون هم انباشتگي پدروني را نشان مي‌دهد. همان طور كه در اين جدول مشاهده مي‌شود چهار آزمون بين گروهي و سه آزمون ميان گروهي به منظور تشخيص وجود يا عدم وجود رابطه بلندمدت بين متغيرهاي تحقيق انجام شده است. بر اساس نتايج به دست آمده فرضيه صفر مبني بر عدم وجود هم انباشتگي پانل در دو گروه صنايع رد مي‌شود. با توجه به مطالعات قبلي آزمون هم انباشتگي پانل پدروني داراي يک اشكال مي‌باشد و آن اين است كه اين آزمون مستلزم اين است كه بردار هم انباشته بلندمدت متغيرها در سطح برابر با فرآيند تعديل كوتاه مدت تغييرات متغيرها باشد و فرض بر استقلال مقاطع نيز مي‌باشد. وجود چنين محدوديت هايي تاحدودي باعث كاهش اعتبار روش پدروني مي‌شود

(Ozturk, 2010) . به همين منظور در اين تحقيق علاوه بر آزمون پدروني از چهار آزمون هم انباشتگي پانل كه توسط Westerlund ارائه گرديده و وابستگي مقطعي را مورد بررسي قرار مي‌دهند نيز استفاده گرديد. نتايج حاصل از اين آزمون در **جدول ۵** نشان داده شده است. بر اساس تمام آماره هاي پانل نتيجه گرفته مي‌شود كه در سطح اطمينان بالاي ۹۹ درصد، عدم وجود رابطه هم انباشتگي رد مي‌شود. در اين آزمون، بر اساس مقادير احتمال بوت استرپ شده[۵۲]، مقادير احتمال قوي و پايدار محاسبه مي‌گردند كه به منظور آزمون فرضيه، از پايايي بالايي برخوردارند. همچنين وابستگي بين مقاطع را نيز مورد

---

[49] Panel test

[50] Group-mean test

[۵۱] همان

[52] Bootstrapped p-values

توجه قرار می‌دهند. بر این اساس نیز عدم وجود هم انباشتگي (فرضیه صفر) رد مي‌گردد. بنابراین مي‌توان گفت متغیرهاي تحقیق گرایش به یک رابطه بلندمدت دارند که در مرحله بعد این رابطه بلندمدت برآورد مي‌گردد.

جدول ٤. آزمون هم انباشتگي پانل پدروني[۵۳]
مأخذ: یافته‌های پژوهش

Tabel 4. Pedroni panel co-integration test
Source: Findings of research

آماره هاي گروه			آماره هاي پانل			
آمارهadf	آمارهpp	آمارهrho	آمارهadf	آمارهpp	آمارهrho	آمارهv
**-۲/۰۷	*-۲/۷۹	*-۱/۵۶	***-۲/۸۳	**-۲/۵۸	**-۱/۴۴	**-۱/۳۲

جدول ۵. آزمون هم انباشتگي پانل وسترلاند[۵٤]
مأخذ: یافته‌های پژوهش

Tabel 5. Westerland panel co-integration test
Source: Findings of research

آماره	فرضیه صفر: عدم وجود هم انباشتگي		
	آماره آزمون	احتمال[56]	احتمال قوي[55]
G_τ	-۴/۳۲	۰/۰۴	۰/۰۰
G_α	-۴/۱۱	۰/۰۵	۰/۰۰۱
P_τ	-۶/۰۸	۰/۰۳	۰/۰۰
P_α	-۶/۴۰	۰/۰۱	۰/۰۰

[۵۳] تمام آزمون‌هاي انجام شده نرمال هستند و توزیع مجانبي آنها نیز نرمال استاندارد مي‌باشد. *، ** و *** نشان‌دهنده رد فرضیه صفر مبني بر عدم وجود هم انباشتگي در سطح معناداري ده، پنج و یک درصد مي‌باشند.

[۵٤] طول وقفه بهینه در این آزمون‌ها با استفاده از معیار آکائیک ۳ انتخاب شده است. تعداد بوت استرپ براي محاسبه میزان احتمال‌هاي بوتراسترپ شده که باعث حذف اثرات وابستگي مقطعي پانل‌ها مي‌شوند نیز برابر با ٤۰۰ در نظر گرفته شده است.

[55] Robust p-value

[56] P-value

علاوه بر دو آزمون هم انباشتگي پانل فوق، آزمون هم انباشتگي باقيمانده‌هاي پانل كاوو نيز جهت اطمينان از نتايج به دست آمده انجام گرديد:

جدول ٦. آزمون كاوو(Kao)
مأخذ: يافته‌هاي پژوهش

Tabel 6. Kao test
Source: Findings of research

مدل	آماره ديكي-فولر تعميم يافته (ADF)	احتمال
PR FSI INT INF OIL RER	-۱٫۷۹۵۸۷۱	۰٫۰۳٦۳

*آماره ديكي –فولر تعميم يافته در اين آزمون بر اساس اجزا باقيمانده مي‌باشد.

با توجه به اثبات وجود رابطه هم انباشتگی پانل بین متغیرهای مورد بررسی در مدل تحقیق، مي‌توان گفت متغيرهاي تحقيق گرايش به يک رابطه بلندمدت دارند که در مرحله بعد ضرایب بلندمدت متغیرها برآورد می‌گردد.

۳-۵- تخمين مدل تصحيح خطاي پانل (*PECM*)

در صورت وجود هم انباشتگي، روابط بلندمدت بين متغيرها در مدل‌هاي پانل، با استفاده از تخمين زن‌هاي مختلف مانند حداقل مربعات معمولي، حداقل مربعات معمولي كاملاً تعديل شده[۵۷]، حداقل مربعات معمولي پويا[۵۸] و گروه ميانگين ادغام شده[۵۹](PMG) جهت تخمين بردارهاي هم‌انباشتگي وجود دارند.

(Chen et al ,1999).در مطالعه‌اي به بررسي ويژگي‌ها و خصوصيات تخمين زن OLS به منظور تخمين مدل‌هاي تصحيح خطاي پانل پرداختند و به اين نتيجه رسيدند كه تخمين زن‌هاي FMOLS و DOLS نتايج بهتري نسبت به تخمين زن OLS در مدل‌هاي هم انباشته پانل دارند. از طرف ديگر مطابق با نتايج (Kao., & Chiang, 2000).، تخمين

[57] Fully Modified OLS
[58] Dynamic OLS
[59] Pooled Mean Group

زن‌هاي OLS و FMOLS هر دو داراي تورش نمونه‌اي كوچكي هستند و تخمين زن DOLS نتايج بهتري نسبت به اين دو تخمين زن خواهد داشت (Ozturk, 2010). بنابراين در اين تحقيق از تخمين زن DOLS به منظور برآورد رابطه بين استرس مالی و بازده سهام در صنايع مورد مطالعه استفاده خواهد شد.

۲-۳-۵- تخمين زن پوياي حداقل مربعات معمولي (DOLS)

به منظور دستيابي به يک تخمين زن ناريب از پارامترهاي بلندمدت مدل و بدست آوردن تصحيح درونزايي[60] متغيرهاي مدل، تخمين زن DOLS به وسيله وارد كردن مقادير گذشته و آينده تفاضل مرتبه اول متغيرهاي توضيحي، از تعديل پارامتري خطاهاي مدل استفاده مي نمايد. تخمين زن DOLS را به صورت زير مي توان نشان داد:

(۱۲)

$$R_{it} = \alpha_i + X'_{it}\beta + \sum_{j=-q_1}^{j=q_2} c_{ij}\Delta X_{i,t+j} + \nu_{it}$$

در اين مدل متغير X نشان دهنده برداري از متغيرهاي توضيحي مدل و c_{ij} ضريب با وقفه تفاضل مرتبه اول متغيرهاي توضيحي مدل مي‌باشد. ضريب برآوردي تخمين زن DOLS در اين مدل برابر است با:

(۱۳)

$$\hat{\beta}_{DOLS} = \sum_{i=1}^{N}(\sum_{t=1}^{T} z_{it}z'_{it})^{-1}(\sum_{t=1}^{T} z_{it}\hat{R}^{+}_{it})$$

كه در معادله بالا $z_{it} = \left[X_{it} - \bar{X}_i, \Delta X_{i,t-q}, ..., \Delta X_{i,t+q}\right]$، برداري از متغيرهاي توضيحي است و $\hat{r}^{+}_{it}(\hat{r}^{+}_{it} = R_{it} - \bar{R}_i)$ متغير مبدل[61] بازده سهام مي‌باشد (Jude,2011).

۳-۳-۵- برآورد رابطه بلندمدت

همان طور كه بيان گرديد، برای تخمين رابطه بلندمدت بين متغيرهای مدل از روش DOLS استفاده می‌گردد.

---

[60] Endogeneity correction

[61] Transformed variable

لازم به ذکر است که به منظور تجزیه و تحلیل دقیق‌تر نتایج تأثیر استرس مالی بر بازده سهام صنایع مورد مطالعه، علاوه بر این که از شاخص استرس مالی کل (که شاخصی ترکیبی از استرس مالی در بازارهای سرمایه، ارز و پول می باشد) در برآورد تأثیر استرس مالی و سایر متغیرهای مستقل بر بازده سهام استفاده گردیده، متغیر استرس مالی به دست آمده در هر یک از بازارهای پول، سرمایه و ارز به طور جداگانه نیز وارد مدل شده و مدل برآورد گردیده است. به عبارت دیگر چهار مدل به طور جداگانه برآورد گردیده‌اند که در هر یک از آن‌ها به ترتیب تأثیر استرس مالی کل، استرس مالی بازار سرمایه، استرس مالی بازار پول و استرس مالی بازار ارز در کنار سایر متغیرهای مستقل بر بازده سهام صنایع مورد بررسی قرار گرفته اند. نتایج حاصل از این چهار برآورد در جداول زیر نشان داده شده است:

جدول ۷. برآورد رابطه بلندمدت بین استرس مالی کل و سایر متغیرهاي مستقل با بازده سهام صنایع مورد مطالعه (مدل ۱)
مأخذ: یافته‌های پژوهش

Tabel 7. Estimation of long-term relationship between financial stress in the capital market and other independent variables with stock returns of the studied industries (Model 1)
Source: Findings of research

نام متغیرها	ضریب	خطاي استاندارد	tآماره	احتمال
شاخص استرس مالی کل	-۰٫۰۰۹۸۵۷	۰٫۰۰۴۴۲۶	-۲٫۲۲۶۹۰۳	۰٫۰۳۱۶
نرخ بهره	۰٫۳۳۵۵۱	۰٫۰۹۳۸۱۵	۳٫۵۷۶۳۴۸	۰٫۰۰۵۰
نرخ تورم	-۰٫۰۸۹۰۳۹	۰٫۰۲۹۶۳۰	-۳٫۰۰۵۰۱۴	۰٫۰۰۴۶
قیمت نفت	۰٫۰۰۷۴۷۴	۰٫۰۰۲۴۳۵	۳٫۰۶۹۲۷۸	۰٫۰۰۳۸
نرخ ارز واقعی	-۰/۰۰۰۲۷۱	۰/۰۰۰۲۳۰	-۱٫۱۷۷۴۲۸	۰٫۲۴۶۰
R^2	۰٫۹۱۴۰۸۶			
تعدیل شدهR^2	۰٫۸۷۹۹۶۹			

جدول ۸. برآورد رابطه بلندمدت بین استرس مالی در بازار سرمایه و سایر متغیرهاي مستقل با بازده سهام صنایع مورد مطالعه (مدل ۲)

مأخذ: یافته‌های پژوهش

Tabel 8. Estimation of long-term relationship between financial stress in the capital market and other independent variables with stock returns of the studied industries (Model 2)

Source: Findings of research

نام متغیرها	ضریب	خطاي استاندارد	tآماره	احتمال
شاخص استرس مالی در بازار سرمایه	-۰٫۰۳۰۵٤۰	۰٫۰۱٦۱۰۱	-۱٫۸۹٦۷۵٦	۰٫۰٦۱٦
نرخ بهره	۰٫۲۳۹۲٤۵-	۰٫۰۸۲۳۲۹	۲٫۹۰۵۹۷٤	۰٫۰۰۰۰
نرخ تورم	-۰٫۰۱۹۸۱٦	۰٫۰۰۳۱۱۷	-٦٫۳۵٦٦۳۲	۰٫۰۰۰۰
قیمت نفت	۰٫۰۰۲۸۷٦	۰٫۰۰۰٦۱۸	٤٫٦۵۷۰٦۰	۰٫۰۰۰۰
نرخ ارز واقعی	۰/۰۰۰۰۲۱۵	۰/۰۰۰۰۰۹۱۱	۲٫۳۵٦۸۱۱	۰٫۰۲۱۰
R^2	۰٫۸۸۸۷۸۳			
تعدیل شدهR^2	۰٫۷۹۵۷۹۵			

جدول ۹. برآورد رابطه بلندمدت بین استرس مالی در بازار پول و سایر متغیرهاي مستقل با بازده سهام صنایع مورد مطالعه (مدل ۳)

مأخذ: یافته‌های پژوهش

Tabel 9. Estimation of long-term relationship between financial stress in the money market and other independent variables with stock returns of the studied industries (Model 3)

Source: Findings of research

نام متغیرها	ضریب	خطاي استاندارد	tآماره	احتمال
شاخص استرس مالی در بازار پول	-۰٫۰۱۷۹۳۵	۰٫۰۰۹٤۱۹	-۱٫۹۰٤۱۳۵	۰٫۰۵۹۷
نرخ بهره	۰٫۰۹۱۲۱۷	۰٫۰۳٤۵۵۵	۲٫٦۳۹۷٦۳	۰٫۰۰۹٦
نرخ تورم	-۰٫۰۰٦۷۹۹	۰٫۰۰۱۲۹۲	-۵٫۲٦٤۱۰۷	۰٫۰۰۰۰
قیمت نفت	۰٫۰۰۲۵۹٦	۰٫۰۰۰٦۱۱	٤٫۲٤۸۰۷٤	۰٫۰۰۰۰

نرخ ارز واقعی	۰/۰۰۰۰۱۵۹	۰/۰۰۰۰۰۵۶۲	۲٫۸۳٤٤۲۱	۰٫۰۰۵۵
R^2	۰٫۸۱٦۰۸۱			
تعدیل شده R^2	۰٫۸۰۹٤٤۰			

جدول ۱۰. برآورد رابطه بلندمدت بین استرس مالی در بازار ارز و سایر متغیرهاي مستقل با بازده سهام صنایع مورد مطالعه (مدل ٤)
مأخذ: یافته‌های پژوهش

Tabel 10. Estimating the long-term relationship between financial stress in the exchange market and other independent variables with stock returns of the studied industries (Model 4)
Source: Findings of research

نام متغیرها	ضریب	خطاي استاندارد	tآماره	احتمال
شاخص استرس مالی در بازار ارز	۰٫۰۳۱۵۱۵	۰٫۰۰٤۹٦۵	٦٫۳٤۷۵۲۷	۰٫۰۰۰۰
نرخ بهره	۰٫۰۸۵۱۲٤	۲٫۷۳۰٤۸۵	۰٫۰۳۱۱۷۵	۰٫۹۷۵۲
نرخ تورم	-۰٫۰۰۰۷۵۰	۰٫۰۰۵٤۲٤	-۰٫۱۳۸۲۷۰	۰٫۸۹۰٤
قیمت نفت	۰٫۰۰٤۲٦۰	۰٫۰۰۰۹۳٦	٤٫۵۵۱۲٤۲	۰٫۰۰۰۰
نرخ ارز واقعی	۰/۰۰۰۰۵۱۷	۰/۰۰۰۰۱٤۱	۳٫٦٦٤۹۷۱	۰٫۰۰۰٤
R^2	۰٫۸٦۸۰۹۲			
تعدیل شده R^2	۰٫۸٤۸۸۰۹			

جداول فوق نتایج حاصل از برآورد رابطه بلندمدت بین بازدهی سهام صنایع را با شاخص استرس مالی، نرخ بهره، نرخ تورم و قیمت نفت در چهار مدل مورد بررسی نشان مي‌دهد. همان طور که در این جداول مشاهده مي‌شود، با توجه به معیارهاي اعتبار سنجي مانند

R^2 و R^2 تعدیل شده و نیز با در نظر گرفتن نتایج احتمال ضرایب برآورد شده، صحت نتایج برآورد در هر چهار مدل جهت تجزیه و تحلیل و اظهار نظر تأیید مي‌گردند.

همان گونه که نتایج جداول فوق نشان می‌دهند در هر چهار مدل برآورد شده، تأثیر شاخص استرس مالی بر بازده سهام صنایع منفی و به لحاظ آماري نیز معني‌دار است. استرس مالی موجود در بازارهای مورد مطالعه شامل بازار سرمایه، بازار پول و بازار ارز تأثیر منفی بر بازده سهام صنایع فعال در بورس اوراق بهادار داشته و منجر به کاهش بازدهی سهام این صنایع می‌شود. وجود استرس در بازارهای مالی از طرق مختلفی نظیر کاهش تمایل برای نگهداری دارایی‌های غیرنقدی و پرریسک، بالا رفتن نااطمینانی نسبت به ارزش بنیادین دارایی‌ها و همچنین نااطمینانی در شرایط اقتصادی، رفتار عاملین اقتصادی را متأثر می نماید و نیز با افزایش عدم تقارن‌اطلاعاتی، بر وضعیت صنایع، تأثیر منفی می‌گذارد. با توجه به این که استرس مالی در بازارهای مالی به وقوع می‌پیوندد و تغییراتی همانند اختلال و آشفتگی در بازار و ورود شوک منفی به بازار مالی، ناتوانی موسسات مالی در انجام تعهدشان و از دست دادن توانایی تخصیص منابع و افزایش نااطمینانی در ارزش دارایی‌های مالی را به دنبال خواهد داشت، نااطمینانی در رابطه با قیمت دارایی‌های مالی را زیاد نموده و منجر به افزایش نوسانات در قیمت دارایی‌ها می-گردد. این نوسانات در قیمت، تصمیمات مهم سرمایه‌گذاری‌ها در بورس اوراق بهادار را تا زمان رفع عدم اطمینان به تاخیر می‌اندازد. همچنین موجب افزایش زیان مالی شده، روند نزولی در اقتصاد ایجاد نموده و رشد اقتصادی را تحت تأثیر قرار می‌دهد و لذا چنان چه بیش از حد طولانی شود، برگشت اقتصاد و بازارهای مالی را به حالت عادی با مشکل مواجه خواهد ساخت. این شرایط موجب می‌گردد که بازده مورد انتظار قرض‌دهندگان جهت سرمایه‌گذاری در بنگاه‌ها افزایش یافته و لذا هزینه‌های بالاتری بر شرکت‌ها تحمیل می‌گردد. از طرف دیگر، ضعیف بودن شرایط اقتصادی منجر به کاهش سود شده، ترازنامه بنگاه را تضعیف نموده و دسترسی بنگاه‌ها به منابع مالی خارجی را محدود می‌نماید و در نتیجه منجر به کاهش فعالیت‌های اقتصادی می‌شود. همچنین بانک‌ها به جهت آن که انتظار دارند، بنگاه‌های بیشتری ورشکسته شوند، هزینه اعتبارات را افزایش می‌دهند که این خود می‌تواند موجب تشدید اثرات منفی استرس مالی گردد. تمامی موارد فوق منجر به این می‌شوند که استرس مالی تاثیر منفی بر سودآوری شرکت گذاشته و بازده سهام آن‌ها را با کاهش مواجه نماید.

بر اساس نتایج ارائه شده در جداول فوق، ضرائب برآورد شده برای متغیر قیمت نفت در هر چهار مدل مثبت می‌باشد که در تمامی مدل‌ها نیز از لحاظ آماری معنی‌دار است. مثبت بودن ضریب مذکور بیانگر وجود یک رابطه‌ی مثبت بین بازده سهام صنایع مورد مطالعه و قیمت جهانی نفت می‌باشد. نوسانات قیمت نفت و در نتیجه تغییر در درآمدهای نفتی کشورهای تولیدکننده و صادرکننده نفت (از جمله ایران)، مسلماً بازار مالی و از جمله بازار سهام این کشورها را تحت تاثیر قرار خواهد داد. افزایش قیمت نفت، درآمدهای نفتی کشورهای صادرکننده نفت را نیز افزایش می‌دهد. این امر منجر به بازتوزیع این درآمد در بخش های مختلف صنعتی کشور می شود که اکثر این صنایع نیز در بازار سهام فعال می‌باشند. از سوی دیگر به دنبال افزایش درآمدهای نفتی، تولید ناخالص داخلی کشور افزایش یافته و انتظارات خوش‌بینانه مبنی بر توسعه و رونق در اقتصاد کشور و در نتیجه رونق در صنایع فعال در بورس اوراق بهادار به وجود خواهد آمد. رونق در اقتصاد کشور موجب افزایش سطح تقاضا برای محصولات صنایع شده و لذا درآمد، سودآوری، شاخص قیمت سهام و در نتیجه بازدهی سهام صنایع را افزایش می‌دهد. با توجه به این که صنایع مورد بررسی در این تحقیق، صنایع مصرف کننده انرژی نیز می‌باشند، در خصوص افزایش هزینه‌های تولید صنایع ناشی از افزایش قیمت نفت به عنوان بخشی از انرژی مصرفی آن‌ها باید توجه داشت که در ایران هزینه‌هاي توليدي صنایع ارتباط مستقیمی با قیمت‌های جهاني نفت ندارد و لذا افزایش قیمت نفت از این جهت منجر به افزایش قابل توجهی در هزینه‌های تولید صنایع نمی‌شود. از سوی دیگر با توجه به این که صنایع منتخب، به عنوان صنایع عمدتاً صادر کننده در ایران مطرح می‌باشند، این افزایش قیمت‌های جهانی نفت با توجه به هزینه‌های نسبتاً ثابت صنایع در مصرف انرژی، منجر به بالا رفتن قدرت رقابت‌پذیری محصولات آن ها شده و لذا به عنوان مزیتی برای صنایع محسوب می شود و در نتیجه، افزایش سودآوری و افزایش بازده سهام را به دنبال خواهد داشت.

ضرایب برآورد شده برای متغیر نرخ تورم در تمامی مدل‌ها دارای علامت منفی بوده و نیز از لحاظ آماری معنی‌دار می‌باشد. افزایش نرخ تورم، با کاهش پس اندازها و در نتیجه کاهش سرمایه گذاري در بورس اورق بهادار، تاثیر منفي بر بازده سهام خواهد گذاشت. از سوي ديگر علیرغم تأثیر مثبت افزایش نرخ تورم بر ارزش اسمي سهام در کوتاه

مدت، به دليل كاهش ارزش ذاتي سهام در بلندمدت، تقاضاي سرمايه گذاران براي سهام كاسته شده و در نهايت بازده سهام در بلند مدت كاهش خواهد يافت.

بر خلاف انتظار، نتايج برآورد بيانگر تأثير پذيري مثبت بازده سهام صنايع مورد مطالعه از نرخ بهره مي باشد. اگرچه بدون ريسک بودن سود سپرده بانكي در ايران، اين متغير را به عنوان يک رقيب سرمايه گذاري در بازار سهام تبديل نموده كه هرگونه افزايش در آن منجر به كاهش تقاضاي سرمايه گذاري در بورس شده و قيمت سهام را كاهش مي-دهد، اما از آنجايي كه طي دوره مورد مطالعه سطح عمومي قيمت‌ها رشد فراواني داشته و افزايش سود بانكي درمقابل نرخ تورم تقريباً ناچيز بوده است، برخي از سپرده گذاران در بلندمدت به اين نكته پي برده و منابع خود را از حالت سپرده‌هاي بانكي خارج نموده و به بازارهايي از جمله سهام انتقال داده‌اند. لذا در بلندمدت افزايش نرخ بهره نه تنها منجر به كاهش بازدهي سهام نشده، بلكه به علت انتقال منابع موجود از اين بخش به بازارهايي از جمله بورس منجر به افزايش تقاضا و افزايش بازده آن گرديده است.

بر اساس نتايج ارائه شده در جداول، نرخ ارز در تمامی مدل‌ها تأثير مثبت (هر چند اندک) بر بازدهي سهام آن‌ها خواهد داشت. از آن جايي كه افزايش نرخ ارز منجر به افزايش صادرات شده و نيز موقعيت رقابتي توليدات داخلي را در مقابل توليدات خارجي بهبود مي‌بخشد، تأثير مثبتي بر بازده سهام داشته و لذا بازده سهام صنايع صادر كننده را افزايش مي دهد.

۶- نتیجه‌گیری و پیشنهاد

در مطالعه حاضر تأثیرات ناشی از رویدادهای استرس‌های مالی، قیمت نفت خام و سایر عوامل موثر بر بازار سهام ده صنعت برتر فعال در بورس اوراق بهادار تهران طی دوره زمانی ۱۳۹۸-۱۳۸٤ با استفاده از الگوهای اقتصادسنجی داده‌های تابلویی، مورد بررسی قرار گرفته است. بدین منظور با توجه به این که داده‌های مربوط به استرس مالی به صورت سری زمانی موجود نبوده و باید محاسبه شود، در این تحقیق پس از محاسبه استرس مالی در بازارهای مالی مورد مطالعه، این شاخص‌ها با استفاده از روش تحلیل مولفه های اصلی (PCA) با هم ترکیب شده و شاخص کل استرس مالی (FSI) برای اقتصاد ایران طی دوره زمانی ۹۸- ۱۳۸٤ محاسبه گردید.

در ادامه به منظور بررسی تأثیر استرس مالی و سایر متغیرهای مستقل بر بازده سهام صنایع مورد مطالعه، از روش پانل دیتای پیشرفته پدرونی[۶۲] (Pedroni, 2000). و مدل تصحیح خطاي پانل (PECM) استفاده شده و رابطه بین استرس مالی و سایر عوامل موثر مورد مطالعه بر بازده سهام صنایع در قالب یک مدل پانل چند متغیره[۶۳] و تجزیه و تحلیل ضرایب بلندمدت و کوتاه‌مدت، مورد بررسی قرار گرفت. بدین منظور ابتدا به بررسي آزمون ریشه واحد متغیرهاي تحقیق و تعیین مرتبه هم انباشتگي آن‌ها پرداخته شد و در مرحله بعد با استفاده از آزمون‌هاي هم‌انباشتگي پانل، وجود و یا عدم وجود رابطه بلندمدت بین متغیرهاي مدل مورد بررسی قرار گرفت. برای تخمین رابطه بلندمدت بین متغیرها در مدل نیز از روش DOLS استفاده شد.

لازم به ذکر است که به منظور تجزیه و تحلیل دقیق‌تر نتایج تأثیر استرس مالی بر بازده سهام صنایع مورد مطالعه، علاوه بر این که از شاخص استرس مالی کل (که شاخصی ترکیبی از استرس مالی در بازارهای سرمایه، ارز و پول می باشد) در برآورد تأثیر استرس مالی و سایر متغیرهای مستقل بر بازده سهام استفاده گردید، متغیر استرس مالی به دست آمده در هر یک از بازارهای پول، سرمایه و ارز به طور جداگانه نیز وارد مدل شده و مدل برآورد گردیده است. به عبارت دیگر چهار مدل به طور جداگانه برآورد گردید که در هر یک از آن‌ها به ترتیب تأثیر استرس مالی کل، استرس مالی بازار سرمایه، استرس مالی بازار پول و استرس مالی بازار ارز در کنار سایر متغیرهای مستقل بر بازده سهام صنایع برتر فعال در بورس مورد بررسی قرار گرفت.

یافته‌های پژوهش حاضر به شرح ذیل می‌باشد:

- در هر چهار مدل برآورد شده، تأثیر شاخص استرس مالی بر بازده سهام صنایع منفی و به لحاظ آماري نیز معني دار است. به عبارت دیگر استرس مالی موجود در بازارهای مورد مطالعه شامل بازار سرمایه، بازار پول و بازار ارز تأثیر منفی بر بازده سهام صنایع داشته و منجر به کاهش بازدهی سهام این صنایع می‌شود. علامت منفی و معنی-دار این ضریب نشان می‌دهد که شاخص استرس مالی در تمامی سال‌های مورد بررسی اثرگذاری منفی بر بازده سهام صنایع مورد مطالعه دارد. استرس مالی بر فضای کسب وکار تاثیر گذاشته و منابع مالی و حاشیه سود شرکت‌های پذیرفته شده در بازار سرمایه را

[62] Pedroni

[63] Multivariate Model

محدود نماید و با متضررکردن سهام‌داران، بر توسعه بازار سرمایه و سودآوری شرکت‌ها اثر گذارد. کاهش سودآوری شرکت‌ها موجب رکود در بورس اوراق بهادار شده و قیمت و حجم معاملات سهام را کاهش داده و بر بازده سهام تأثیر منفی می‌گذارد.

- بر اساس نتایج به دست آمده، ضرائب برآورد شده برای متغیر قیمت نفت در هر چهار مدل مثبت می‌باشد که در تمامی مدل‌ها نیز از لحاظ آماری معنی‌دار است. مثبت بودن ضریب مذکور بیانگر وجود یک رابطه‌ی مثبت بین بازده سهام صنایع مورد مطالعه در ایران و قیمت جهانی نفت می‌باشد.

- یافته ها نشان می‌دهد که ضرایب برآورد شده برای متغیر نرخ تورم در تمامی مدل‌ها منفی و از لحاظ آماری معنی‌دار می‌باشد.

- بر اساس نتایج به دست آمده، در تمامی مدل‌ها، نرخ بهره تأثیر مثبت بر بازده سهام صنایع دارد و از لحاظ آماری نیز معنی‌دار می‌باشد.

- در تمامی مدل‌ها، تأثیر نرخ ارز بر بازدهي سهام در گروه صنایع مورد مطالعه مثبت و معني دار مي‌باشد.

بر اساس نتایج به دست آمده از این تحقیق مبنی بر تأثیرپذیری بازدهی سهام صنایع از متغیرهای مورد بررسی، پیشنهادهای زیر ارائه می‌گردد:

- بر اساس نتایج به دست آمده از این تحقیق مبنی بر تأثیرپذیري منفی بازده سهام صنایع از منابع استرس مالی در بازارهای سرمایه، پول و ارز، درراستاي تقویت بازار سرمایه و افزایش بازدهی سهام، کاهش میزان استرس مالی موجود در بازارهای مالی از طریق کاهش نوسانات موجود در بازارهای پول، سرمایه و ارز ضروري به نظر می‌رسد. بر همین اساس، سیاستگزاران و کارشناسان بورس اوراق بهادار همواره باید به رابطه موجود بین استرس مالی و بازده توجه نموده و میزان تأثیر پذیري بازده سهام صنایع مختلف از تنش و استرس موجود در بازارها را ارزیابی نمایند تا بتوانند ضمن ایجاد یک رابطه‌ي منطقی بین استرس و بازدهی، سرمایه‌گذاران را تشویق به سرمایه‌گذاري بیش‌تر در بورس نموده و از این رهگذر سهمی نیز در رشد اقتصادي کشور داشته باشند. همچنین آن دسته از دست‌اندکاران بورس اوراق بهادار که وظیفه قیمت گذاري سهام شرکت‌هاي پذیرفته شده در بورس را برعهده دارند، باید این نکته را در نظر داشته باشند که نوسانات متغیرهاي موثر در ایجاد استرس در بازارهای مورد مطالعه نیز در قیمت‌گذاري سهام منظور شود.

- با توجه به اثرگذاری منفی نرخ تورم بر بازده سهام صنایع مورد مطالعه، ضرورت توجه به سیاست‌های مربوط به کنترل نرخ تورم افزایش می‌یابد.

- با توجه به نتایج به دست آمده از این مطالعه، سرمایه گذاران فعال در بورس اوراق بهادار و همچنین سرمایه گذاران جدید می‌بایست به تأثیرات بلندمدت متغیرهای استرس مالی و سایر متغیرهای مورد بررسی بر بازده سهام واقف بوده و فقط تغییرات یک باره بازده سهام را ملاک ارزیابی سودآوری و انتخاب سهام جدید قرار ندهند.

Acknowledgments: The authors would like to acknowledge the valuable comments and suggestions of the reviewers, which have improved the quality of this paper.

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

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

Reference

Afonso, A., & Sousa, R. M. (2011). What are the effects of fiscal policy on asset markets?. *Economic Modelling*, *28*(4), 1871-1890.

Ahmadian, Azam., (2016). Analysis of banking stress index in the country's banking network. *Economic News Quarterly*, 144,33-36. Available at: https://t-e.mbri.ac.ir (in persian).

Aloui, C., Nguyen, D.K. & Njeh, H., (2012). Assessing the impacts of oil price fluctuations on stock returns in emerging markets. *Economic Modelling*, 29(6), 2686-2695.

Asadi, Z., & Yavari, K. (2022). The Effect of Sanctions on Financial Instability of Iranian Banks. *Quarterly Journal of Quantitative Economics (JQE)*, *18*(4), 1-35. doi: 10.22055/jqe.2020.30490.2131 [In Persian]

Central Bank of the Islamic Republic of Iran, different years. (In Persian) https://www.cbi.ir/

Breitung, E. M., Shu, C. F., & McMahon, R. J. (2000). Thiazole and thiophene analogues of donor− acceptor stilbenes: molecular

hyperpolarizabilities and structure– property relationships. *Journal of the American Chemical Society*, *122*(6), 1154-1160.

Bollerslev, T., (1986). Generalized autoregressive conditional heteroskedasticity. *Journal of econometrics*, 31(3), 307-327.

Caprio, G. & Klingebiel, D., (1999). Bank insolvencies: cross-country experience. *The World Bank*.

Cevik, E.I., Dibooglu, S. & Kenc, T. (2013). Measuring financial stress. *Journal of Policy Modeling*, 35(2), 370-383.

Caballero, R.J. & Krishnamurthy, A., (2008). Collective risk management in a flight to quality episode. *The Journal of Finance*, 63(5), 2195-2230.

Cardarelli, R., Elekdag, S. & Lall, S., (2009). Financial stress, downturns, and recoveries (No. 2009-2100). *International Monetary Fund*.

Wallace, C. (2013). Financial stress and its impact on economic activity: evidence from Jamaica. *Bank of Jamaica*, Financial Stability

Frankel, J.A. & Rose, A.K., (1996). Currency crashes in emerging markets: An empirical treatment.

dargahi, H., & Nikjoo, F. (2013). A Financial Stress Index for the Economy of Iran and its Impacts on Economic Growth. *Journal of Economic Research (Tahghighat- E- Eghtesadi)*, *47*(4), 19-40. doi: 10.22059/jte.2013.30191. (In Persian)

Davig, T., & Hakkio, C. (2010). What is the effect of financial stress on economic activity. *Federal Reserve Bank of Kansas City, Economic Review*, *95*(2), 35-62.

Hollo, D., Kremer, M. & Lo Duca, M., (2012). CISS-a composite indicator of systemic stress in the financial system.

hamedi ، azimi ، mardi,. (2013). stress management. (In Persian) https://www.sid.ir/FileServer/SF/9451397H0538

Hakkio, C. & Keeton, W., (2009). Financial stress: what is it?. *Economic Review*, 94(2), 5-50.

Hautsch, N. & Hess, D., (2007). Bayesian learning in financial markets. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 42(1), 189-208.

Illing, M. & Liu, Y., (2006). Measuring financial stress in a developed country. *Journal of Financial Stability*, 2(3), 243-265.

Im, Kyung So, M. Hashem Pesaran, and Yongcheol Shin. "Testing for unit roots in heterogeneous panels." *Journal of econometrics*, 115.1(2003): 53-74.

Philippe, J., (2001). Value at risk: the new benchmark for managing financial risk. NY: McGraw-Hill Professional.

Kao, Chihwa. "Spurious regression and residual-based tests for cointegration in panel data." *Journal of econometrics*, 90.1 (1999): 1-44.

Kordloui, Hamid Reza,. & Asian Taheri, Fatemeh (2015). Determining the index of financial stress in the banking, foreign exchange and insurance markets. *Journal of Business Management, 8(30),* 1-18. Available at: https://bmj.ctb.iau.ir/ (in persian)

Levin, A., Lin, C.F. & Chu, C.S.J., (2002). Unit root tests in panel data: asymptotic and finite-sample properties. *Journal of econometrics*, 108(1), 1-24.

Logan, A., (2000). The early 1990s small banks crisis: leading indicators. *Bank of England Financial Stability Review*, 9, 130-45.

Maddala, G.S., Trost, R.P., Li, H. & Joutz, F., (1997). Estimation of short-run and long-run elasticities of energy demand from panel data using shrinkage estimators. *Journal of Business & Economic Statistics*, 15(1), 90-100.

Maddala, G.S. & Wu, S., (1999). A comparative study of unit root tests with panel data and a new simple test. *Oxford Bulletin of Economics and statistics*, 61(S1), 631-652.

Manzoor, D., Rajabi, S., & Ranjbaran, R. (2022). Modeling and Measuring the Effectiveness of Positive Shocks in the Financial Sector of Iran's Economy. *Quarterly Journal of Quantitative Economics (JQE), 19*(2), 1-36. doi: 10.22055/jqe.2021.30929.2142 [In Persian]

Mark, N.C. & Sul, D., (2002). Asymptotic Power Advantages of Long-Horizon Regression Tests. Ohio State University.

Matoufi , alireza. (2019). 'Explaining the characteristics of financial stress in the Iranian capital market', Investment Knowledge, 7 (26), 237-258.

Nelson, W.R. & Perli, R., (2007). Selected indicators of financial stability. Risk Measurement and Systemic Risk, 4, 343-372.

Oet Mikhail, V., Ryan, E., Timothy, B., Dieter, G., & Ong Stephen, J., (2011). The Financial Stress Index: Identification of Systemic Risk Conditions. Federal Reserve Bank of Cleveland, Working Paper 11-30. http://www.clevelandfed.org/research/workpaper/2011/wp1130.pdf.

Ozturk, I., (2010). A literature survey on energy–growth nexus. *Energy policy*, 38(1), 340-349.

Pedroni, P., (2000). Fully modified OLS for heterogeneous cointegrated panels. *Advances in econometrics*, 15, 93-130.

Pesaran, M.H., Shin, Y. & Smith, R.P., (1999). Pooled mean group estimation of dynamic heterogeneous panels. *Journal of the american statistical association*, 94(446), 621-634.

Park, C. Y., & Mercado Jr, R. V. (2014). Determinants of financial stress in emerging market economies. *Journal of Banking & Finance*, 45, 199-224.

Fernandez, R.M. & Fernandez-Mateo, I., (2006). Networks, race, and hiring. *American sociological review*, 71(1), 42-71.

Reboredo, J.C. & Uddin, G.S., (2016). Do financial stress and policy uncertainty have an impact on the energy and metals markets? A quantile regression approach. *International Review of Economics & Finance*, 43, 284-298.

Shajari, Parasto., & Mohebkhah, Bita (2010). Early Warning System for Currency and Banking Crisis in Iran (KLR- Signaling Approach). *Journal of Monetary & Banking Research*, 2(4), 115- 152. Available at: https://jmbr.mbri.ac.ir/browse.php?a_id=48&sid=1&slc_lang=en (In Persian)

Salimifar, M., Razmi, M. J., & Abou - Torabi, M. (2010). The Survey of the Financial Development Indicators Causality Relationship with Economic Growth in Iran. *Quarterly Journal of Quantitative Economics*, *7*(1), 75-103. doi: 10.22055/jqe.2010.10659 (in persian)

Theriou, N., Maditinos, D., & Theriou, G. (2010). Knowledge Management Enabler Factors and Firm Performance: An empirical research of the Greek medium and large firms. *Paper presented at the International Conference on Applied Business and Economics*, Technological Educational Institute of Kavala, Kavala, Greece, 1-20

Van Roye, B., (2011). Financial stress and economic activity in Germany and the Euro Area (No. 1743). Kiel Working Paper.

Sandahl, J.F., Holmfeldt, M., Rydén, A. and Strömqvist, M., (2013). An index of financial stress for Sweden. S v ER ig ESR ik S bank, p.2.

Wallace, C., (2013). Financial stress and its impact on economic activity: evidence from Jamaica. Bank of Jamaica, Financial Stability.

Vila, A., (2000), March. Asset price crises and banking crises: some empirical evidence. *BIS conference papers* (Vol. 8, No. March, 232-252).

Westerlund, J., (2007). Testing for error correction in panel data. *Oxford Bulletin of Economics and statistics*, 69(6), 709-748.

فصلنامه‌ی اقتصاد مقداری (بررسی‌های اقتصادی سابق) بهار ۱۴۰۲ ۲۰(۱) ۹۸-۷۴

فصلنامه‌ی اقتصاد مقداری

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

پاسخ رفتار مصرفی به نااطمینانی اقتصاد کلان (مطالعه موردی: کشورهای عضو اوپک)

محمد طاهر احمدی شادمهری*، تقی ابراهیمی سالاری**، زینب شعبانی کوشالشاهی***، امیر عباس آجری آیسک****

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

*** دانشیار اقتصاد، دانشکده علوم اداری و اقتصادی، دانشگاه فردوسی مشهد، مشهد، ایران.*

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

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

اطلاعات مقاله

تاریخ دریافت: ۱۴ دی ۱۳۹۹
تاریخ بازنگری: ۳۰ اردیبهشت ۱۴۰۰
تاریخ پذیرش: ۰۵ تیر ۱۴۰۰

طبقه‌بندی JEL: E21, E52, O53

واژگان کلیدی:
رفتار مصرفی، نااطمینانی اقتصاد کلان، شاخص بی‌ثباتی اقتصاد (MII)، کشورهای عضو اوپک، الگوی رگرسیون آستانه‌ای، پانل (PTR).

ارتباط با نویسنده (گان) مسئول:
ایمیل: shadmhri@um.ac.ir
0000-0003-2860-2866

آدرس پستی:
مشهد، میدان آزادی، دانشگاه فردوسی مشهد، دانشکده علوم اداری و اقتصادی، گروه اقتصاد، کد پستی: ۹۱۷۷۹۴۸۹۷۴

قدردانی : نویسندگان از نظرات و پیشنهادات ارزشمند داوران که کیفیت این مقاله را بهبود بخشیده اند تشکر و قدردانی می‌نمایند.

تضاد منافع: نویسندگان مقاله اعلام می‌کنند که در انتشار مقاله ارائه شده تضاد منافعی وجود ندارد.

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

چکیده

رشد اقتصادی، عوامل مؤثر و چگونگی ارتقای آن همواره یکی از مسائل چالش برانگیز اقتصاد بوده است. در این بین، از ثبات اقتصادی به عنوان یکی از الزامات تحقق رشد اقتصادی پایدار یاد می‌شود. در مقابل، وجود بی‌ثباتی، موجب تغییر چشم‌اندازها و غیر قابل پیش بینی نمودن نتایج فعالیت‌های اقتصادی خواهد شد. نااطمینانی از جمله مفاهیم مرتبط با بی‌ثباتی است. با عنایت به ابعاد وسیع اثرگذاری نااطمینانی، پرداختن به امر تأثیرپذیری متغیرهای کلیدی اقتصاد از مسأله نااطمینانی از اهمیت به سزایی برخوردار است. نظر به اهمیت موضوع، در این پژوهش، تلاش گردید تا تأثیر مستقیم و غیرمستقیم نااطمینانی بر رفتار مصرفی مورد بررسی قرار گیرد. بدین منظور از اطلاعات سری زمانی مخارج مصرفی (به عنوان جایگزین میزان مصرف)، درآمد و حجم پول کشورهای عضو اوپک، در فاصله سال‌های ۲۰۰۶ تا ۲۰۱۸، براساس حداکثر اطلاعات در دسترس، استفاده شد. شاخص نااطمینانی اقتصادی نیز به روش MII محاسبه گردید. تمامی متغیرها در فرم لگاریتمی و سرانه در نظر گرفته شدند. همچنین، با توجه به ماهیت الگو و داده‌های مورد استفاده، به منظور برآورد، از روش رگرسیون آستانه‌ای پانل (PTR) استفاده گردید. در این الگو، اثر مستقیم نااطمینانی با معرفی شاخص نااطمینانی در معادله، و اثر غیرمستقیم، با بررسی نقش شاخص نااطمینانی در اثرگذاری سایر متغیرهای توضیحی سنجیده شد. همچنین، به منظور بررسی وجود مقدار آستانه برای متغیر نااطمینانی، از آزمون اثر آستانه استفاده گردید. مطابق نتایج این آزمون، وجود یک حد آستانه برای متغیر مذکور به تأیید رسید. نتایج پژوهش حاکی از آن بود که در دوره‌ی مورد بررسی، نااطمینانی، به صورت مستقیم، تأثیر منفی و معنی‌داری بر مخارج مصرفی در کشورهای عضو اوپک دارد. در مقابل، همبستگی مثبت و معنی‌داری بین متغیرهای درآمد سرانه و ثروت با مخارج مصرفی دوره جاری برقرار است. هر چند، اثرگذاری متغیرهای مذکور، در سطوح مختلف نااطمینانی نامتقارن بود. به طوری که در سطوح بالای نااطمینانی، از اثرگذاری هر دو متغیر بر مخارج مصرفی کاسته شد. بنابراین، می‌توان گفت نااطمینانی به صورت غیر مستقیم و از طریق اثرگذاری بر درآمد و ثروت نیز تأثیر منفی بر مخارج مصرفی برجای خواهد گذاشت. با عنایت به نتایج حاصل از پژوهش و نظر به ابعاد وسیع قابل تصور برای نااطمینانی، تعهد به سیاست‌های اعلام شده و احتیاط در اجرای سیاست‌های صلاحدیدی و غافلگیرانه (هر چند با اهداف خیرخواهانه)، از جمله پیشنهادهای سیاستی این پژوهش به سیاست‌گذاران خواهد بود. همچنین، پیشنهاد می‌شود بررسی پیامدهای آتی نااطمینانی با استفاده از روش‌های آینده پژوهانه، مورد توجه بیشتر محققین قرار گیرد.

ارجاع به مقاله:
احمدی شادمهری، محمد طاهر.، ابراهیمی سالاری، تقی.، شعبانی کوشالشاهی، زینب و آجری آیسک، امیرعباس. (۱۴۰۲). پاسخ رفتار مصرفی به نااطمینانی اقتصاد کلان (مطالعه موردی: کشورهای عضو اوپک). *فصلنامه‌ی اقتصاد مقداري (بررسي‌هاي اقتصادي سابق)*، ۲۰ (۱)، ۹۸-۷۴.
doi 10.22055/jqe.2021.36248.2324

© 2023 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

رشد اقتصادی، عوامل مؤثر و چگونگی ارتقای آن همواره از مسائل چالش برانگیز مورد توجه محققان، اقتصاددانان، و به طور ویژه، برندگان جایزه نوبل بوده است (Boldeanu & Constantinescu, 2015). شروع مطالعات در این حوزه به زمان آدام اسمیت بر می-گردد. از آن زمان تاکنون، نزدیک به دو قرن است که اقتصاددانان در جستجوی پاسخ به علل تفاوت در سطح رشد و توسعه‌یافتگی کشورها هستند. ولی علی رغم تمام بررسی‌های صورت گرفته، معمای رشد اقتصادی هنوز هم به طور کامل پاسخ داده نشده است (Alper, 2018). این مساله موجب گردید تحقق رشد اقتصادی بالا و شناسایی عوامل مؤثر بر آن، به یکی از مهم‌ترین اهداف سیاست‌ها و نظام‌های اقتصادی مبدل گردد.

در ادبیات اقتصادی، از مصرف به عنوان یکی از مهم‌ترین عوامل مؤثر بر رشد اقتصادی یاد شده است. رفتار مصرفی افراد تأثیر به سزایی بر نوسانات فعالیت‌های اقتصادی دارد. چرا که تولید کالاها و خدمات با هدف پاسخگویی به تقاضای مصرفی مردم صورت می‌گیرد. علاوه بر آن، رفتار مصرفی نیز مطابق با درآمد افراد تعیین می‌گردد (Rafiy, Adam, Bachmid & Saenong, 2018). از زمانی که کینز مصرف را تابعی از درآمد معرفی نمود، این متغیر به جزیی لاینفک از مجموعه عوامل مؤثر بر مصرف در تمامی مکاتب مبدل شد[۱]. از آن زمان تاکنون اقتصاددانان از عوامل مختلفی به عنوان محرک‌های مصرف یاد کردند، اما تمامی آن‌ها در برابر درآمد از درجه اهمیت پایین‌تری برخوردارند. درآمد لازم برای تأمین مالی مصرف نیز، مستلزم رشد اقتصادی بالا و مستمر است.

به عقیده اقتصاددانان، یکی از شروط لازم جهت تحقق نرخ‌های بالای رشد اقتصادی، ثبات اقتصادی است. در مقابل، بی‌ثباتی، افق رشد اقتصادی را با محدودیت

[۱] برگرفته از Mankiw (2005)

مواجه می‌کند (Dehghan Menshadi & Pourrahim, 2013). از جمله‌ی عوامل ایجاد بی‌ثباتی در اقتصاد، می‌توان به ریسک و نااطمینانی اشاره کرد. دنیای در حال تغییر امروزی موجب گردید نااطمینانی به یک واقعیت در اقتصاد مبدل شود. از این رو، توجه و نگرانی همیشگی محققان را به خود می‌طلبد. ایده‌ی وارد نمودن این مفهوم در تحلیل‌های اقتصادی، نخستین بار توسط نایت[۲] در سال ۱۹۲۱ مطرح شد (Toma, Chitita & Sarpe, 2012). هر چند در ادبیات اقتصادی، مفهوم نااطمینانی با نام کینز نیز قرین شده است. کینز با اشاره به جدایی عین از ذهن، بر نااطمینانی حاکم بر فضای اقتصاد تأکید می‌کند. با عنایت به ارتباط بین مصرف و رشد اقتصادی، می‌توان انتظار داشت نااطمینانی رفتار مصرفی خانوارها را نیز متأثر نماید.

بررسی تأثیر نااطمینانی بر رفتار مصرف و پس انداز خانوار با تمرکز بر انگیزه‌ی پس‌انداز احتیاطی، از جمله موضوعاتی می‌باشد که طیف وسیعی از ادبیات اقتصادی را به خود اختصاص داده است (Masayuki, 2017). در ادبیات اقتصادی، پس انداز احتیاطی که از آن با عنوان سپر پس اندازی نیز یاد می‌شود، به نوعی خانوارها را در برابر آینده نامطمئن بیمه می‌سازد. کاهش در مصرف نیز غالباً نخستین منبع تأمین این سپر پس-اندازی محسوب می‌شود. با عنایت به اهمیت موضوع، پژوهش حاضر به بررسی اثرات مستقیم و غیر مستقیم نااطمینانی بر رفتار مصرفی می‌پردازد. برای این منظور، مقاله در ۵ بخش ساماندهی شده است. در ادامه، ادبیات موضوع به صورت نظری و تجربی بررسی می‌گردد. در بخش سوم، روش پژوهش توضیح داده می‌شود. بخش چهارم به نتایج حاصل از برآورد اختصاص می‌یابد. در نهایت نیز جمع‌بندی و پیشنهادها ارائه می‌شوند.

۲- ادبیات موضوع

۲-۱- مبانی نظری

در این بخش، با رجوع به تعریف نااطمینانی، جایگاه و اهمیت آن در اقتصاد مورد بررسی قرار می‌گیرد:

---

[2] Knight

"نااطمینانی پدیده‌ای غیرقابل پیش‌بینی است که عوامل اقتصادی با تکیه بر مشاهدات گذشته و احتمالات ذهنی قادر به مدیریت آن نیستند".

در استدلال کینز، با صرف نظر کردن از ریسک قابل اندازه‌گیری، به دو سطح از نااطمینانی اشاره می‌شود. یک سطح، نااطمینانی بنیادیست که از آن با عنوان نااطمینانی کینزی یاد شده است. و سطح دیگر، نااطمینانی اصلی[3] و یا جریان اصلی نااطمینانی نام دارد. بازارها در مدیریت نااطمینانی اصلی خوب عمل می‌کنند. بنابراین، آنچه به عنوان نااطمینانی غیرقابل کنترل عمل می‌کند، در واقع همان نااطمینانی کینزی است. مدیریت این سطح از نااطمینانی در عملکرد سیستم اقتصادی، اهمیت به سزایی دارد. این در شرایطی است که ارتباط دو سویه عوامل اقتصادی موجب می‌گردد اقدامات یک فرد، علاوه بر آینده خویش، بر آینده سایرین نیز گذاشته و از آن، تأثیر بپذیرد. در این شرایط، مدیریت ناطمینانی کینزی برای مصرف کننده و تولید کننده، حتی با بدست اوردن اطلاعات بیشتر نیز امکان‌پذیر نیست (Larson, 2010).

نایت نیز در کتاب خود با عنوان ریسک، نااطمینانی و سود (۱۹۲۱)، ریسک و نااطمینانی را تعریف نموده و به بررسی تفاوت بین این دو مفهوم پرداخت. و علی رغم اینکه اشارات کینز به مفهوم نااطمینانی، در سایه کتاب مشهورش با عنوان تئوری عمومی پول، بهره و اشتغال (۱۹۳۶)، به حاشیه رفت، تعاریف ارائه شده توسط نایت توسط بسیاری از اقتصاددانان مورد پذیرش و اقبال قرار گرفت (Sakai, 2016). اما نکته حایز اهمیت در این زمینه، وجه مشترک تمامی تألیفات انجام گرفته تاکنون است. یعنی همان غیر قابل اندازه‌گیری بودن و ناشناخته بودن پدیده‌ی نااطمینانی، خواه در مقایسه با نااطمینانی قابل مدیریت توسط بازار (کینز) و یا در مقایسه با ریسک قابل اندازه‌گیری (نایت). تعاریف جدیدی که امروزه از علم اقتصاد ارائه می‌گردد، توجه به مفهوم نااطمینانی را در تمامی ابعاد و زوایا می‌طلبد. اقتصاد امروزه از علم تخصیص بهینه منابع، به علم انتخاب بهینه و یا علم بررسی انگیزه‌ها تفسیر می‌شود. همچنین، بیشتر از آنکه تعادلی باشد، تکاملی است. از این رو، همواره بشر شاهد پدیده‌هایی خواهد بود که پیش از آن نبوده و سابقه‌ی تاریخی ندارد.

[3] Mainstream Uncertainty

نااطمینانی، ویژگی استاندارد بیشتر مدل‌های اقتصاد کلان است. در این مدل‌ها، مصرف‌کنندگان و بنگاه‌ها، تصمیات امروز خود را بر پایه انتظارات از آینده نامشخص (و بنابراین نامطمئن) می‌گیرند. از این‌رو، آشکار نمودن پدیده‌های دنیای واقعی، توجه و بررسی بیشتر محققان را در ارتباط با نقش نااطمینانی در اقتصاد می‌طلبد (Knotek & Khan, 2011). ماهیت غیرقابل مشاهده بودن نااطمینانی در کنار بدیهی بودن آن در اقتصاد موجب گردید که مطالعات بسیاری به محاسبه‌ی نااطمینانی و چگونگی تأثیر آن بر اقتصاد بپردازند (Moore, 2016). این مطالعات در حوزه‌ها و ابعاد مختلفی به بررسی نااطمینانی پرداختند. این مطالعات، کانال‌های متعددی برای اثرگذاری نااطمینانی یاد کرده‌اند.

یکی از مهم‌ترین کانال‌های تأثیرگذاری نااطمینانی بر اقتصاد کلان، متوجه مصرف کننده است. در شرایطی که نااطمینانی بالاست، افراد ممکن است در ارتباط با جریان آتی درآمد حاصل از کار تردید داشته باشند. بنابراین، ترجیح می‌دهند در دوره جاری مصرف خویش را کاهش دهند (Cosar & Sahinoz, 2018). با در نظر گرفتن برخی از ویژگی-های خاص تابع مطلوبیت، نااطمینانی موجب پس‌انداز اضافی مثبت خواهد شد که پس-انداز احتیاطی نامیده می‌شود (Lugilde, 2018). مدل‌های تئوریکی پس‌انداز احتیاطی پیش بینی می‌کند که مصرف خانوارها در مواجهه با تکانه‌های نااطمینانی کاهش یافته و نرخ پس‌انداز افزایش می‌یابد. بنابراین، ثروت خالص شروع به افزایش می‌کند. پس از این تعدیل اولیه، مصرف به آهستگی افزایش یافته و نرخ پس‌انداز به وضعیت یکنواخت بلندمدت خود کاهش می‌یابد. در وضعیت یکنواخت جدید، نرخ مصرف کمی پایین‌تر از مقدار قبل از تکانه، و نرخ پس‌انداز و نرخ ثروت بالاتر هستند (Aaberge, Liu & Zhu, 2016).

همان‌گونه که بانک مرکزی اروپا (۲۰۱۶) تأکید کرده، انگیزه پس‌انداز احتیاطی یا پیش‌گیرانه، احتمالاً در کوتاه‌مدت، مصرف و رشد را کاهش می‌دهد، ولی اثر آن در بلندمدت مبهم است. اگر افراد پس‌انداز خویش را در اقتصاد داخلی حفظ نمایند، انتظار می‌رود این افزایش پس‌انداز، با کاهش هزینه‌های تأمین مالی، سرمایه‌گذاری را افزایش - دهد. ولی اگر در خارج از کشور سرمایه‌گذاری شود، بدان معناست که نااطمینانی بالا، تقاضای داخلی را کاهش می‌دهد (Cosar & Sahinoz, 2018). بنابراین، این امکان

وجود دارد که در بلندمدت، علی‌رغم پس‌انداز انجام گرفته، رشد اقتصادی کاهش یافته و مصرف، مطابق انتظار، افزایش نیابد.

مساله‌ی تصمیم‌گیری افراد در ارتباط با تخصیص درآمد بین مصرف و پس انداز، سوال ریشه‌داری در اقتصاد خرد، با پیامدهایی در سطح کلان، در زمینه‌ی تحریک رشد اقتصادی و تقاضای داخلی است (Mamkiw, 2005). از این‌رو، تعریف توابع مصرف همواره یکی از دغدغه‌های مکاتب مختلف به شمار می‌رفت. در ادبیات اقتصادی، از فرضیه درآمد مطلق کینز[4] (۱۹۳۶)، فرضیه درآمد دائمی فریدمن[5] (۱۹۵۷) و فرضیه چرخه‌ی زندگی مودیگلیانی[6] (۱۹۴۹) به عنوان سه مدل بنیادی در زمینه‌ی مصرف یاد شده است (Fernandez, 2004). می‌توان گفت نخستین گام‌ها در این زمینه، به کینز برمی‌گردد. وی با ارائه‌ی فرضیه‌ی درآمد مطلق، مصرف را تابعی از درآمد قابل تصرف جاری معرفی نمود. علاوه بر آن، وجود نااطمینانی در فضای اقتصاد را امری بدیهی می‌دانست که موجب راکد شدن بخشی از درآمد خانوارها می‌گردد. از این‌رو، نااطمینانی این قابلیت را داشت که بخشی از درآمد را از چرخه‌ی تأمین مالی مصرف و پس انداز برای مصرف آتی خارج نماید. نظریات کینز به دلیل کاستی‌های فراوان، بعدها مورد بازنگری اساسی قرار گرفت. اما، درآمد به اشکال مختلف آن، همواره یکی از اجزای اصلی توابع مصرف مکاتب مختلف بود.

مودیگلیانی[7] با معرفی فرضیه‌ی چرخه زندگی، مصرف را تابعی از منابع دوران زندگی افراد معرفی نمود. در واقع، فرد درآمدی که انتظار می‌رود در دوران زندگی‌اش بدست آورد را در طول سال‌های باقی مانده از عمر خویش، تقسیم می‌کند. این تفسیر به نوعی به هموارسازی مسیر مصرف تأکید دارد. فریدمن نیز علی‌رغم معرفی تابع مصرفی متفاوت از سایرین، به نقش انتظارات در این زمینه تأکید می‌کند. در فرضیه درآمد دائمی فریدمن، مصرف کنندگان آینده نگر، تصمیمات مصرفی خود را نه تنها براساس درآمد

[4] The Absolute Income Hypothesis

[5] Permanent Income Hypothesis

[6] Life – Cycle Hypothesis

[7] Modigliani

فعلی، بلکه برپایه‌ی انتظار از درآمد آتی، بنا می‌کنند (Mamkiw, 2005). فریدمن، درآمد و مصرف جاری را به دو جزء دائمی و گذرا (موقتی) تقسیم می‌کند. جزء دائمی مصرف تنها به درآمد دائمی بستگی دارد. اما انتظارات مصرف کننده در این زمینه نقش حیاتی ایفا می‌کند. ورود انتظارات به تحلیل، این امکان را فراهم می‌سازد که تکانه‌ها مجال نقش آفرینی بر مصرف را داشته باشند. در تابع مصرفی که فریدمن ارائه داد، تفکیک موقت و دائمی بودن، در ارتباط با تکانه‌ها نیز دارای اهمیت است. به طوری که مصرف‌کنندگان در برابر تکانه‌های دائمی واکنش قوی‌تری نسبت به تکانه‌های موقتی از خود نشان می‌دهند (Fernandez, 2004).

بعدها این دیدگاه با فرض انتظارات عقلایی نیز ترکیب شد. هال[8] (۱۹۷۸) روابط ساختاری برای مصرف را به رجحان بین زمانی مرتبط می‌کند. در این راستا،آنچه برای فرد اهمیت دارد، مطبوبیت دوران زندگی خواهد بود. در واقع، وی به دنبال برنامه‌ی مصرفی است که ارزش انتظاری تابع مطلوبیت دوران زندگی خویش را با توجه به قید بودجه حداکثر نماید. در این الگو، مطلوبیت در هر دوره به مصرف بستگی داشته و قید بودجه نیز مصرف انتظاری را به ثروت دوران زندگی (مجموع درآمدی که فرد انتظار دارد در طول زندگی‌اش بدست آورد به علاوه‌ی دارایی اولیه) محدود می‌کند (Fernandez, 2004).

$$max\, V(c_t, c_{t+1}, \dots, c_{t+T}) = E_t \sum_{\tau=0}^{T-t}(1+\delta)^{-T} u(c_{t+\tau}) \qquad (۱)$$

s. t.

$$\sum_{\tau=0}^{T-t} R^{-T} u(c_{t+\tau} - w_{t+\tau}) = A_t$$

که در آن، V تابع مطلوبیت دوران زندگی، C مصرف، T تعداد سال‌های عمر اقتصادی (مورد انتظار)، U(.) تابع مطلوبیت در هر دوره، E_t عملگر انتظارات، δ نرخ تنزیل ذهنی، R=1+r نرخ بازدهی، r نرخ بهره و A دارایی اولیه است. r در طول زمان ثابت فرض شد. در اینجا نیز آنچه اهمیت دارد، انتظار از درآمد آتی و هموار سازی مسیر مصرف در طول دوران زندگی است. با این تفاوت که این‌بار، انتظارات به صورت عقلایی و با استفاده از حداکثر اطلاعات در دسترس در زمان تصمیم‌گیری (t) شکل می‌گیرند. در

[8] Hall

نتیجه‌ی بهینه‌یابی، مصرف تابعی از تنها منبع نااطمینانی، یعنی درآمدهای آتی بدست می‌آید. افزایش نااطمینانی، سطح مصرف را کاهش داده و در مقابل، به پس انداز احتیاطی منجر خواهد شد (Fernandez, 2004).

مطابق آنچه تا بدین جا بیان گردید می‌توان گفت نااطمینانی تأثیر غیرقابل انکاری بر رفتار مصرفی مردم خواهد گذاشت. چرا که هموار سازی مسیر مصرف برای افراد، نسبت به مصرف جاری، از درجه‌ی اهمیت بالاتری برخوردار است. از این‌رو، مردم در زمان شکل‌دهی انتظارات از درآمد آتی، نااطمینانی را لحاظ نموده و رفتار مصرفی خویش را به گونه‌ای تنظیم می‌کنند که احتمال کاهش شدید مصرف در آینده، تا حد امکان کاهش یابد. به همین خاطر، احتیاط بیشتری در مصرف نمودن درآمد خویش داشته و ترجیح می‌دهند آن را برای آینده نامطمئن، ذخیره نمایند. در نتیجه، کاهش در مصرف جاری می‌تواند نخستین واکنش در برابر نااطمینانی باشد.

۲-۲- پیشینه پژوهش

نظر به اهمیت موضوع، مطالعات قابل توجهی در خارج از کشور به بررسی نااطمینانی اقتصادی و اثرات آن پرداختند. از جمله‌ی این مطالعات می‌توان مقاله‌ی کویبن و همکاران (۲۰۲۱) را نام برد. این پژوهشگران اثرات نااطمینانی اقتصاد کلان را بر مخارج خانوارها در جامعه اروپایی مورد بررسی قرار دادند. در این پژوهش از برآوردگر Huber-robust استفاده شد. نتایج نشان داد نااطمینانی بالاتر موجب می‌گردد خانوارها مخارجشان روی کالاها و خدمات بی‌دوام را کاهش دهند. همچنین، تمایل به سرمایه‌گذاری در صندوق‌های سرمایه‌گذاری با کاهش مواجه شد. این نتایج حاکی از آن بود که نااطمینانی اقتصاد کلان می‌تواند با اثرات منفی زیادی در زمینه‌ی تصمیم‌های خانوار و به تبع آن، بر اقتصاد همراه باشد (Coibion, Georgarakos, Gorodnichenko, Kenny & Weber, 2021).

یان و جانگ (۲۰۲۰) در مطالعه‌ی خود به بررسی تأثیر تکانه‌های نااطمینانی بر مصرف و ساعات کاری خانوارهای کشور کره جنوبی در فاصله‌ی سال‌های ۲۰۰۶ تا ۲۰۱۶ پرداختند. این پژوهشگران با استفاده از منطق فازی نشان دادند که به دنبال وقوع تکانه نااطمینانی، مصرف و ساعات کار خانوار کاهش می‌یابند (Yun & Jung, 2020). ایک و

هو (۲۰۱۹) به بررسی نااطمینانی در نرخ ارز و مصرف در منتخبی از کشورهای آسیایی در فاصله‌ی سال‌های ۲۰۱۷-۱۹۹۳ پرداختند. در این پژوهش از روش پنل پویا استفاده شد. نتایج حاکی از آن بود که نااطمینانی در کوتاه مدت و بلندمدت اثرات نامتقارنی بر مصرف برجای می‌گذارد. همچنین، نااطمینانی دائمی نرخ ارز در طولانی مدت تأثیر بیشتری بر مصرف دارد (Iyke & Ho, 2019).

در داخل کشور نیز مطالعات متعددی به بررسی تأثیر نااطمینانی بر متغیرهای اقتصاد کلان پرداخته‌اند. از جمله می‌توان به مطالعه پردل و اسفندیاری (۱۴۰۱) اشاره کرد. این پژوهشگران با عنایت به اهمیت نفت در جهان و جایگاه اوپک، به بررسی عوامل مؤثر بر تعیین قیمت نفت اوپک درفاصله سال‌های ۲۰۱۷-۲۰۰۳ پرداختند. در این پژوهش، بر نقش و تأثیر عدم قطعیت سیاست اقتصادی نیز تأکید شد. همچنین، از رگرسیون ناپارامتریک استفاده گردید. نتایج حاکی از ثابت بودن شاخص‌های انرژی جایگزین و نرخ بهره با یک وقفه پایدار و تأثیر شاخص ارزش افزوده بخش صنعت با وقفه، بر قیمت واقعی نفت، در اکثر کشورهای مورد مطالعه بود (Pordel & Esfandiari, 2022).

سیف اللهی (۱۳۹۷) در مطالعه‌ی دیگری به بررسی اثرات نامتقارن نااطمینانی قیمت نفت بر رشد اقتصادی کشورهای صادرکننده و واردکننده‌ی نفت طی دوره زمانی ۲۰۱۵-۱۹۶۱ پرداخت. در این پژوهش، از الگوی GARCH نمایی و GMM، به ترتیب به منظور محاسبه شاخص نااطمینانی و برآورد الگوی مورد بررسی استفاده شد. نتایج نشان داد تأثیر نااطمینانی قیمت نفت بر رشد اقتصادی در کشورهای صادرکننده و وارد کننده نفت، منفی و در عین حال، نامتقارن است. به طوری که تکانه‌های مثبت، تأثیر به مراتب بیشتری نسبت به تکانه‌های منفی دارد (Seyfollahi, 2018).

اما تنها تعداد معدودی از مطالعات تأثیر منابع متفاوت نااطمینانی بر مصرف را مورد بررسی قرار داده‌اند. از جمله مطالعه زارعی و همکاران (۱۳۹۸) که تأثیر تکانه‌های متغیرهای مالی دولت را بر مخارج مصرفی بخش خصوصی در چرخه‌های تجاری بررسی نمودند. در این پژوهش، از اطلاعات آماری ۱۳۷۰ تا ۱۳۹۳ و الگوی VECMX استفاده شد. نتایج نشان داد مخارج جاری دولت در رکود و رونق و مخارج عمرانی دولت تنها در دوران رکود، تأثیر مثبتی بر رشد مخارج مصرفی دارد. در حالی که تأثیر تکانه‌ی درآمدهای مالیاتی بر رشد مخارج مصرفی معنی‌دار نبود (Zarei, Ebrahimi & Hematy, 2019).

لطفعلی‌پور و همکاران (۱۳۹۷) که اثر تکانه‌ی منابع مالی متأثر از هراس بانکی، بر مصرف و سرمایه‌گذاری را در فاصله سال‌های ۱۳۹۶-۱۳۶۰ مورد بررسی قرار دادند. در این پژوهش از الگوی تعادل عمومی پویای تصادفی (DSGE) استفاده شد. نتایج نشان داد که تکانه ایجاد شده به دنبال برداشت سپرده توسط مردم، توان اعطای تسهیلات توسط بانک‌ها را کاهش می‌دهد. این مساله نیز موجب افزایش مصرف و کاهش سرمایه‌گذاری و تولید خواهد شد (Lotfalipour, Karimzadeh & Enami, 2018). شفیعی و همکاران (۱۳۹۶) در مطالعه‌ی خود به بررسی تأثیر نااطمینانی نسبت به مخارج دولت بر مخارج مصرفی خانوارها در ایران پرداختند. این پژوهش در فاصله‌ی سال‌های ۱۳۹۱-۱۳۵۷ و برای کشور ایران انجام شد. همچنین، از الگوی GARCH نمایی استفاده گردید. نتایج نشان داد که نااطمینانی نسبت به هزینه‌های دولت، تأثیر منفی و معنی‌داری بر رشد مخارج مصرفی خانوارها دارد. همچنین، اثر نااطمینانی بر رشد مخارج مصرفی کالاهای بادوام مثبت است (Shafiei, Yavari & Sahabi, 2017).

وجه تمایز پژوهش حاضر با مطالعات یاد شده، بررسی تأثیر مستقیم و غیرمستقیم نااطمینانی اقتصاد کلان بر رفتار مصرفی خانوارها است. همچنین، با به کارگیری الگوی رگرسیونی آستانه‌ای پانل[9] (PTR)، اثر آستانه‌ای نااطمینانی، در ارتباط بین درآمد و ثروت با مصرف نیز مورد بررسی قرار می‌گیرد

۳- روش پژوهش

در این بخش، نخست توضیحی اجمالی در مورد الگوسازی نااطمینانی کلان اقتصادی ارائه و در ادامه، به روش و الگوی مورد استفاده پرداخته خواهد شد.

۳-۱- الگوسازی نااطمینانی

این مساله که نااطمینانی، متغیری غیرقابل مشاهده است، موجب گردیده که تاکنون، روش‌های متعددی برای محاسبه آن معرفی شود. روند پیشرفت مطالعات انجام شده در این راستا، ادبیاتی غنی در ارتباط با روش‌های اندازه‌گیری نااطمینانی ایجاد نمود.

[9] Panel Threshold Regression (PTR)

قدیمی‌ترین اندازه‌گیری از این مفهوم، منحصر به نااطمینانی مالی بود. اما به مرور زمان، محاسبه نااطمینانی در سه سطح خرد، اقتصاد کلان و نااطمینانی سیاست اقتصادی (EPU) صورت پذیرفت (Ferrara, Lhuissier, & Tripier, 2017). بیشتر مطالعات انجام گرفته در حوزه نااطمینانی، به مسأله نااطمینانی در متغیرهای اقتصادی پرداخته‌اند. اما می‌توان گفت در نظر گرفتن نااطمینانی در سطح اقتصاد کلان از اهمیت بالاتری برخوردار است. چرا که علاوه بر نااطمینانی در سطح کلان، برهم کنش بین متغیرهای ایجاد کننده و متغیرهای تأثیرپذیر از نااطمینانی را نیز در بر می‌گیرد. از این رو در پژوهش حاضر، نااطمینانی اقتصاد کلان مد نظر قرار گرفت.

در مطالعات مختلف، از متغیرهای نرخ ارز، نرخ بهره، رابطه مبادله، کسری بودجه دولت و نرخ تورم، به عنوان عوامل اصلی ایجاد نااطمینانی یاد شده است (از جمله Gaskari, Hadjimichael, Ghura, Muhleisen, Nord & Ucer (1994); Ghanbari & Eghbali (2007); Elyaspour, Dashtban Farouji & Dashtban Farouji (2018); Dehghan Menshadi & Pourrahim (2013). در این پژوهش به تبعیت از Rahmani, Pourrahim & Dehghan Menshadi (2012) و Dehghan Menshadi & Pourrahim (2013) از شاخص بی‌ثباتی اقتصاد کلان[10] (MII) استفاده گردید. شاخص نااطمینانی MII از میانگین عوامل یاد شده به عنوان منابع نااطمینانی بدست می‌آید[11]. مشکل موجود، همگن نبودن داده‌های آماری مربوط به متغیرهای مذکور است. از این‌رو، نخست با استفاده از فرمول زیر، تمامی متغیرها به عددی بین ۰ و ۱ نرمال شده، سپس، میانگین آن‌ها مورد محاسبه قرار می‌گیرد.

[10] Macroeconomic Instability Index

[11] در صورتی که اطلاعات آماری یکی از متغیرهای مذکور در دسترس نباشد، از شاخص نرمال شده متغیرهای دیگر استفاده می‌گردد (Rahmani et al. 2012).

$$I_t = \frac{X_t - X_{min}}{X_{max} - X_{min}} \quad (۲)$$

که در آن، I شاخص متغیر X، X_t ارزش حقیقی شاخص در زمان t و max و min نیز حداکثر و حداقل مقدار متغیر مذکور هستند.

۲-۳- معرفی الگو و متغیرهای مورد استفاده

در این پژوهش، به تبعیت از Lugilde (2018) از الگویی به صورت زیر برای بررسی پاسخ رفتار مصرفی به نااطمینانی در اقتصاد استفاده می‌شود:

$$logC_{it} = \beta_0 + \beta_1 log\bar{Y}_{it} + \beta_2 UN_{it} + \beta_3 logZ_{it} + u_{it} \quad (۳)$$

که در آن C، مصرف، UN شاخص نااطمینانی اقتصاد، Y درآمد، u عبارت خطا و Z نیز سایر عوامل مؤثر بر مصرف افراد است. در این پژوهش، مطابق آموزه‌های اقتصادی، همچنین، به پیروی از Lugilde (2018)، متغیر ثروت (w) در نظر گرفته شد.

به پیروی از کامپوس و اریکسون (۲۰۰۰) می‌توان از نقدینگی به عنوان شاخصی برای اندازه‌گیری متغیر ثروت استفاده کرد. زیرا نقدینگی مشخص‌ترین جزء سبد دارایی افراد بوده که به راحتی قابل محاسبه در سطح کلان است (Doustjavid & Tehranchian, 2017). همچنین، می‌توان از آمار هزینه‌های مصرفی به عنوان جایگزین میزان مصرف استفاده کرد (Molaei & Ali, 2019). در این پژوهش نیز متغیرهای حجم پول و مخارج مصرفی نهایی (هر دو به قیمت ثابت سال ۲۰۱۰)، بدین منظور به کار گرفته شد. پیش از برآورد، تمامی متغیرها لگاریتم‌گیری شده و به صورت سرانه محاسبه شدند. همچنین، تأثیر نااطمینانی به دو صورت مستقیم و تعاملی مورد بررسی قرار گرفت.

هدف اصلی در پژوهش حاضر، بررسی اثرات مستقیم و غیر مستقیم نااطمینانی بر رفتار مصرفی است. در این راستا، به دلیل عضویت ایران در اوپک و نقش به سزای درآمدهای نفتی در ثبات اقتصادی کشور، حداکثر اطلاعات در دسترس کشورهای عضو اوپک در بازه زمانی ۲۰۱۸-۲۰۰۶ در نظر گرفته شد. بررسی تأثیر تعاملی نااطمینانی و سایر متغیرهای توضیحی موجب می‌گردد الگو فرم غیرخطی به خود بگیرد. در بین مجموعه الگوهای غیرخطی موجود که در آن‌ها امکان بررسی ضرایب وجود دارد، همچنین، با توجه

به ماهیت الگو و هدف پژوهش، الگوی رگرسیونی آستانه‌ای پانل (PTR) الگوی مناسبی به نظر می‌رسید. برای اطمینان، از آزمون اثر آستانه استفاده می‌شود. فرضیه صفر در این آزمون، خطی بودن الگو است. در صورتی که فرضیه صفر رد شود، در الگو اثر آستانه وجود دارد. از این‌رو، نمی‌توان از تکنیک‌های خطی به منظور برآورد استفاده نمود.

الگوی رگرسیونی آستانه‌ای پانل هانسن (۱۹۹۹) جهش یا شکست ساختاری در ارتباط بین متغیرها را نشان می‌دهد. این الگو می‌تواند برای توضیح رفتار پدیده‌های اقتصادی بسیاری مورد استفاده قرار گیرد (Wang, 2015). در این الگوها، پس از تعیین حد آستانه، وضعیت متغیرها با استفاده از الگویی به شکل زیر توضیح داده می‌شود:

$$y_{it} = \mu + \beta_1 x_{it} I(q_{it} \le \gamma) + \beta_2 x_{it} I(q_{it} > \gamma) + e_{it} \qquad (۴)$$

در این الگو، q متغیر آستانه و γ پارامتر آستانه است. مقادیر q پایین‌تر و مساوی γ، وضعیت نخست و مقادیر بالاتر از γ، وضعیت دوم متغیر آستانه را نشان می‌دهند. طبیعی است که با افزایش تعداد حد آستانه، تعداد وضعیت‌های موجود افزایش خواهد یافت. متغیر X در مقادیر بالا و پایین‌تر از حد آستانه متغیر q، تأثیر متفاوتی بر y داشته و این اثرات، با پارامترهای β اندازه‌گیری می‌شوند (Wang, 2015). بیان ریاضی این مطلب را می‌توان در قالب رابطه‌ی (۵) نشان داد:

$$y_{it} = \begin{cases} \mu_i + \beta_1 x_{it} + e_{it}, & q_{it} \le \gamma, \\ \mu_i + \beta_2 x_{it} + e_{it}, & q_{it} > \gamma. \end{cases} \qquad (۵)$$

در واقع، متغیر شاخص به صورت زیر تعیین شده و باجایگزینی در رابطه‌ی (۴)، معادلات (۵) حاصل می‌شوند:

$$I(q_{it} \le \gamma) = \begin{cases} 1, & q_{it} \le \gamma \\ 0, & q_{it} > \gamma \end{cases}$$

$$I(q_{it} > \gamma) = \begin{cases} 1, & q_{it} > \gamma \\ 0, & q_{it} \leq \gamma \end{cases} \quad (۶)$$

با توصیفات ارائه شده از الگوی PTR، رگرسیون (۳) را می‌توان به فرم زیر نوشت:

(۷)

$$logC_{it} = \mu + log\bar{Y}_{it}I(UN_{it} \leq \gamma)\beta_1 + log\bar{Y}_{it}I(UN_{it} > \gamma)\beta_2 + logZ_{it}I(UN_{it} \leq \gamma)\varphi_1 + logZ_{it}I(UN_{it} > \gamma)\varphi_2 + \alpha UN_{it} + e_{it}$$

متغیر آستانه در این پژوهش، شاخص نااطمینانی (UN) است. با مشخص شدن تعداد آستانه‌ی شاخص مذکور، تعداد پارامترهای متغیرهای توضیحی (درآمد و ثروت) مشخص خواهد شد. همانگونه که پیش‌تر نیز توضیح داده شده بود، مقادیر نااطمینانی کوچکتر مساوی γ، وضعیت نخست نااطمینانی و مقادیر بالاتر از γ، وضعیت دوم این شاخص را نشان می‌دهند. می‌توان وضعیت نخست را نااطمینانی پایین و وضعیت دوم را نااطمینانی بالا نامید. به منظور تعیین تعداد حد آستانه‌ی این شاخص، از آزمون اثر آستانه استفاده می‌گردد. فرضیه‌ی صفر در این آزمون، خطی بودن رابطه بین متغیرها و فرضیه‌ی مقابل، وجود حد آستانه برای متغیر آستانه و برقراری رابطه‌ی غیرخطی است. در این آزمون، مقادیر مختلفی برای γ در نظر گرفته شده و مجموع مربعات پسماندهای حاصل از برآورد رگرسیون محاسبه می‌شود. کمترین میزان مجموع مربعات پسماند، تعیین کننده‌ی حد آستانه خواهد بود.

۴- نتایج برآورد

در این بخش و پیش از برآورد الگو، مانایی متغیرها مورد بررسی قرار می‌گیرد. برای این منظور از آزمون‌های لوین، لین و چو[۱۲] و فیلیپس-پرون و فیشر[۱۳] (PP - Fisher) استفاده شد. نتایج آزمون‌های یاد شده در جدول ۱ ارائه شده است.

جدول ۱ . نتایج آزمون مانایی
مأخذ: محاسبات تحقیق

Table 1. The Results of Stability Tests
Source: Research Calculations

متغیر	آزمون لوین، لین و چو		آزمون فیلیپس-پرون-فیشر		نتیجه مانایی
	آماره آزمون	احتمال معنی‌داری	آماره آزمون	احتمال معنی‌داری	
لگاریتم مخارج مصرفی	-۲/۸۹۲	۰/۰۰	۴۲/۷۵	۰/۰۰	I(0)
لگاریتم درآمد	-۲۷/۶	۰/۰۰	۳۵/۸۴	۰/۰۰	I(0)
لگاریتم موجودی پول	-۳/۹۸۴	۰/۰۰	۳۱/۴۶	۰/۰۰	I(0)
شاخص نااطمینانی	-۸/۶۱	۰/۰۰	۷۷/۹۱	۰/۰۰	I(0)
احتمال معنی‌داری آماره آزمون کائو[۱۴] (Kao)			-۳٫۰۸	۰/۰۰	

براساس نتایج آزمون لوین، لین و چو تمامی متغیرها در سطح ۵ درصد مانا هستند. نتایج آزمون PP-F نیز مؤید این نتیجه است. با عنایت به اینکه متغیرها پیش از این، به صورت لگاریتمی و سرانه محاسبه شدند، این امر طبیعی به نظر می‌رسید. ولی به منظور اطمینان بیشتر از یکسان بودن درجه‌ی انباشتگی متغیرها، از آزمون هم انباشتگی نیز استفاده شد. نتایج این آزمون (آماره کائو) حاکی از برقراری بلندمدت بین متغیرهاست. از این رو می‌توان استنباط‌های پیش رو را معتبر دانست. در ادامه، پانل یا تلفیقی بودن داده‌ها، همچنین، خطی یا غیر خطی بودن رابطه بین متغیرها مورد بررسی قرار می‌گیرد. این امر برای انتخاب برآوردگر بهینه ضرورت دارد.

---

[12] Levin, Lin and Chu

[13] Phillips-Perron – Fisher (PP- Fisher) Test

[14] Kao Residual Co-integration Test

به منظور مشخص نمودن ماهیت داده‌ها از آزمون F لیمر استفاده شد. خلاصه‌ی نتایج در جدول ۲ آورده شده است. نتایج نشان می‌دهد که داده‌های مورد استفاده ماهیت پانل دارند. احتمال معنی‌داری آماره‌ی آزمون هاسمن نیز ۰/۰۰ بوده و نشان می‌دهد الگوی پانلی، باید به روش اثرات ثابت مورد برآورد قرار گیرد. این نتایج در واقع، مجوزهای اولیه‌ای هستند که امکان استفاده از الگوی PTR را فراهم می‌آورند. گام بعدی، تعیین خطی یا غیرخطی بودن رابطه بین متغیر وابسته و سایر متغیرهاست. ماهیت پژوهش گواه آن است که روابط بین متغیرها از یک الگوی غیرخطی تبعیت می‌کند. برای اطمینان از این امر، از آزمون اثر آستانه‌ای استفاده می‌شود. در صورتی که برقراری یک یا چند حد آستانه به تأیید برسد، الگو از حالت خطی خارج می‌گردد. نتایج حاصل از این آزمون و حد آستانه‌ی تعیین شده، در جدول ۳ قابل مشاهده است.

جدول ۲ . نتایج آزمون‌های F لیمر و هاسمن
مأخذ: محاسبات تحقیق

Table 2 . The Results of F Limer and Hausman Tests
Source: Research Calculations

آزمون	آماره‌ی آزمون	احتمال معنی-داری	نتیجه
F لیمر	۲۲۹/۷۵	۰/۰۰	فرضیه‌ی صفر رد می‌شود. داده‌ها ماهیت پانل دارند.
Null Hypothesis: Pooled Models Are Appropriate for Estimating the Regression (Cross-Section Effects Are Redundant)			
هاسمن	۲۱/۰۲	۰/۰۰	فرضیه‌ی صفر رد می‌شود. روش اثرات ثابت برای برآورد مناسب است.
Null Hypothesis: Randomized-Effects Estimators Are Appropriate for Estimating the Regression			

جدول ۳ . نتایج آزمون اثر آستانه و حد آستانه موجود
مأخذ: محاسبات تحقیق

Table 3 . The Results of Threshold Effect Test and Threshold Value
Source: Research Calculations

آستانه (Threshold)	مقدار آماره F	احتمال معنی-داری	مقدار بحرانی در سطح ۱۰ درصد (Crit10)	مقدار بحرانی در سطح ۵ درصد (Crit5)
Single	۲۶/۶۰	۰/۰۰	۱۱/۱۶	۱۳/۷۹
Double	۱۰/۴۸	۰/۳۰	۱۵/۳۹	۱۷/۳۱
Threshold Value	۰/۲۹۵۴			

متغیر آستانه در پژوهش حاضر، شاخص نااطمینانی است. احتمال معنی‌داری آزمون اثر نشان می‌دهد یک حد آستانه برای نااطمینانی وجود دارد. سطح آستانه نااطمینانی ۰/۲۹ برآورد شد. سطح نااطمینانی بالاتر از ۰/۲۹ سطح بالای نااطمینانی و سطوح پایین‌تر، سطح پایین نااطمینانی شناخته می‌شود. در ادامه، الگو به روش آستانه‌ای پانل برآورد و خلاصه نتایج در جدول ٤ ارائه گردید.

جدول ۴ . نتایج حاصل از برآورد الگو
مأخذ: محاسبات تحقیق

Table 4 . The Results of Estimation
Source: Research Calculations

متغیر		ضریب	احتمال معنی‌داری
شاخص نااطمینانی		-۰/۰۵۵	۰/۰۵
لگاریتم درآمد	نااطمینانی پایین	۰/۰۶۹	۰/۰۰
	نااطمینانی بالا	۰/۰۵۱	۰/۰۰
لگاریتم موجودی پول	نااطمینانی پایین	۰/۱۳۸	۰/۰۰
	نااطمینانی بالا	۰/۱۲	۰/۰۰
عرض از مبدأ		۴/۱۴	۰/۰۰

احتمال معنی‌داری ضرایب در جدول ٤ حاکی از آن است که تمامی متغیرها تأثیر معنی‌داری بر متغیر وابسته دارند. بنابراین، می‌توان به تفسیر بزرگی و علامت ضرایب پرداخت. متغیر نااطمینانی، مطابق انتظار، تأثیر منفی بر لگاریتم مخارج مصرفی سرانه دارد. با افزایش نااطمینانی، نیاز به پس انداز احتیاطی و عدم اطمینان از درآمد موجود در تأمین مالی نیازهای مصرفی، از مخارج مصرفی جاری خواهد کاست. متغیر حجم پول سرانه (به عنوان نماینده ثروت فرد) در هر دو وضعیت تأثیر مثبتی بر لگاریتم مخارج مصرفی سرانه دارد. اما بزرگی ضرایب حاکی از آن است که کشش‌پذیری مخارج نسبت به ثروت، در نااطمینانی بالا، کاهش می‌یابد. لگاریتم درآمد سرانه نیز در هر دو وضعیت تأثیر مثبتی بر لگاریتم مخارج مصرفی سرانه دارد. اما با افزایش نااطمینانی از این اثرگذاری کاسته می‌شود.

علی رغم اینکه تفاوت ضرایب درآمد و ثروت در دو وضعیت نااطمینانی بالا و پایین چندان چشم گیر نبود، اما لحاظ نمودن دو نکته خالی از لطف نیست. نخست آنکه ضرایب در حالت لگاریتمی، کشش‌پذیری متغیر وابسته نسبت به متغیر توضیحی مدنظر را نشان می‌دهند. از این رو، تغییرات هرچند ناچیز هم قابل ملاحظه خواهند بود. همچنین، الگوهایی که در آن‌ها از لگاریتم متغیرها استفاده شده، در واقع الگوهایی هستند که نوسانات کوتاه مدت را نادیده گرفته و روند بلندمدت متغیر را مد نظر قرار داده‌اند. تئوری‌های موجود، به کاهش کوتاه مدت مصرف و مخارج مصرفی با افزایش نااطمینانی اشاره داشتند، حال آنکه وضعیت بلندمدت متغیر به دنبال کاهش نااطمینانی در هاله‌ای از ابهام قرار دارد. در بلندمدت، با لحاظ نااطمینانی در شکل‌گیری انتظارات کارگزاران اقتصادی و به دنبال پس انداز شکل گرفته، انتظار بر افزایش مخارج مصرفی است. اما این امکان نیز وجود دارد که نرخ مصرف، کمی پایین‌تر از مقدار قبل از وقوع نااطمینانی باشد. نتایج بدست آمده نیز با این دیدگاه سازگار است.

۵- نتیجه‌گیری و ارائه پیشنهاد

در پژوهش حاضر، تلاش بر آن بود تا تأثیر مستقیم و غیرمستقیم نااطمینانی بر رفتار مصرفی بررسی گردد. در تئوری موجود، این اثرگذاری منفی ذکر شده است. بدین منظور

از اطلاعات سری زمانی مخارج مصرفی (به عنوان جایگزین میزان مصرف)، درآمد و حجم پول کشورهای عضو اوپک، در فاصله سال‌های ۲۰۰۶ تا ۲۰۱۸، براساس حداکثر اطلاعات در دسترس، استفاده شد. شاخص نااطمینانی اقتصادی نیز به روش MII محاسبه گردید. تمامی متغیرها در فرم لگاریتمی و سرانه در نظر گرفته شدند. پیش از برآورد، ماهیت داده‌ها، نوع روابط بین متغیرها و برآوردگر مناسب، با استفاده از آزمون‌های F لیمر، هاسمن و اثر آستانه بررسی گردید. نتایج آزمون‌های F لیمر و هاسمن حاکی از آن بود که داده‌ها ماهیت پانل داشته و باید به روش اثرات ثابت مورد برآورد قرار گیرند. مطابق نتایج آزمون اثر آستانه نیز وجود یک حد آستانه برای نااطمینانی به تأیید رسید. در نهایت، با عنایت به ماهیت الگو و داده‌های مورد استفاده، از روش آستانه‌ای پانل (PTR) به منظور برآورد الگو استفاده گردید. در این الگوی مورد بررسی، اثر مستقیم نااطمینانی با معرفی شاخص نااطمینانی در معادله، و اثر غیرمستقیم، با بررسی نقش شاخص نااطمینانی در اثرگذاری متغیرهای توضیحی سنجیده شد.

نتایج پژوهش حاکی از آن بود که در دوره‌ی مورد بررسی، نااطمینانی، به صورت مستقیم، تأثیر منفی و معنی‌داری بر مخارج مصرفی در کشورهای عضو اوپک دارد. این نتیجه براساس مبانی نظری، مورد انتظار بود. در شرایط نااطمینانی، افراد احتیاط بیشتری را در برنامه‌ریزی خود لحاظ خواهند نمود. در واقع، با افزایش نااطمینانی به صورت احتیاطی پس‌انداز بیشتری انجام می‌دهند تا از کاهش مصرف آتی خویش جلوگیری نمایند. طبیعی است که نخستین متغیر تحت کنترل افراد در این شرایط، مخارج مصرفی (بی دوام) جاری خواهد بود. هر چند ذکر این نکته حائز اهمیت است که نتایج، تنها کاهش مخارج مصرفی در دوره‌ی مورد بررسی را نشان می‌دهند. ولی برای قضاوت در مورد اینکه منابع مالی آزاد شده به صورت پول، پس انداز در بانک و یا دارایی بادوام نگهداری می‌شوند کفایت نمی‌کند.

در بررسی اثر تعاملی، نتایج الگوی برآوردی نشان داد متغیرهای درآمد سرانه و ثروت در سطوح مختلف نااطمینانی، تأثیر مثبت و در عین حال، نامتقارنی بر مخارج مصرفی داشتند. در سطوح بالای نااطمینانی، از اثرگذاری هر دو متغیر بر مخارج مصرفی کاسته شد. بنابراین، می‌توان گفت نااطمینانی به صورت غیر مستقیم و از طریق اثرگذاری بر درآمد و ثروت نیز تأثیر منفی بر مخارج مصرفی برجای خواهد گذاشت. اگر بتوان حد

پایین نااطمینانی را شرایط عادی و حد بالای آن را شرایط بی‌ثبات اقتصادی تعریف کرد، می‌توان گفت در شرایط عادی، افراد با افزایش منابع در دسترس (درآمد و ثروت)، مخارج مصرفی خویش را افزایش می‌دهند. اما آنچه اهمیت بیشتری دارد، هموار سازی مسیر مصرف است. از این‌رو، با افزایش نااطمینانی احتیاط بیشتری در مصرف درآمد و منابع مالی خویش خواهند نمود. نکته‌ی حایز اهمیت دیگر در این راستا، تأثیر نااطمینانی بر انتظارات تورمی و به تبع آن، تورم قیمت‌ها است. طبیعی است که در شرایط نااطمینانی، به طور ویژه، نااطمینانی در سطح کلان اقتصادی، افراد انتظارات تورمی خویش را در سطح بالاتری تعیین می‌نمایند. از این‌رو، برآورد آن‌ها از قدرت خرید در آینده‌ی پیش رو تغییر می‌کند. در نتیجه، ممکن است از محل کاهش مخارج مصرفی قابل چشم‌پوشی، اقدام به پس انداز محتاطانه نمایند.

در یک جمع‌بندی نهایی می‌توان گفت نااطمینانی به صورت مستقیم و غیر مستقیم از مخارج مصرفی خواهد کاست. از آن‌جا که مخارج مصرفی در این پژوهش جایگزینی از رفتار مصرفی بود، می‌توان گفت نااطمینانی با مصرف رابطه معکوس داشته و این تأثیر، قابل تعمیم به سایر متغیرهای اثرگذار بر مصرف (درآمد و ثروت) نیز خواهد بود. نتایج پژوهش منطبق با مطالعات کویبن و همکاران (۲۰۲۱)، یان و جانگ (۲۰۲۰) و شفیعی و همکاران (۱۳۹۶) است. از آن‌جا که سیاست‌های دولت و انتظارات مردم، از جمله مهم‌ترین منابع ایجاد نااطمینانی در اقتصاد هستند، به نظر می‌رسد قاعده محور بودن سیاست‌های دولت بتواند تا حد قابل توجهی از نااطمینانی در سطح اقتصاد بکاهد. در نظر گرفتن منابع نااطمینانی داخلی و بین‌المللی در سیاست‌گذاری، تعهد به سیاست-های اعلام شده و احتیاط در اجرای سیاست‌های صلاحدیدی و غافلگیرانه (هر چند با اهداف خیرخواهانه)، از جمله پیشنهادهای این پژوهش به سیاست‌گذاران خواهد بود. همچنین، با توجه به اینکه مطالعات انجام شده تاکنون، با بهره‌گیری از روش‌های مختلفی وضعیت فعلی و گذشته‌ی مصرف در پاسخ به نااطمینانی را مورد بررسی قرار داده‌اند، پیشنهاد می‌شود پیامدهای اقتصادی نااطمینانی با استفاده از متدهای آینده‌پژوهانه نیز مورد توجه محققان قرار گیرد.

Acknowledgments: The authors would like to acknowledge the valuable comments and suggestions of the reviewers, which have improved the quality of this paper.

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

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

References

Aaberge, R., Liu, K., & Zhu, Y. (2016). Political Uncertainty and Household Savings. *Journal of Comparative Economics*, *2*(26), 1-17. Doi: 10.1016/j.jce.2015.12.011.

Alper, A. E. (2018). The Relationship of Economic Growth with Consumption, Investment, Unemployment Rates, Saving Rates and Portfolio Investments in The Developing Countries. *Gaziantep University Journal of Social Sciences*, 980-987.

Boldeanu, F. T., & Constantinescu, L. (2015). The Main Determinants Affecting Economic Growth. *Bulletin of the Transilvania University of Braşov Series V: Economic Sciences*, *5*(57), 2, 329-338.

Coibion, O., Georgarakos, D., Gorodnichenko, Y., Kenny, G., & Weber, M. (2021). The Effect of Macroeconomic Uncertainty on Household Spending. *IZA Institute of Labor Economics*, *Discussion Paper Series*, *14213*. Retrieved from: http://ftp.iza.org/dp14213.pdf.

Cosar, E. E., & Sahinoz, S. (2018). Quantifying Uncertainty and Identifying its Impacts on the Turkish Economy. *Central Bank of the Republic of Turkey*, *18/06*. Retrieved from: http://www.tcmb.gov.tr/wps

Dehghan Menshadi, M., & Pourrahim, P. (2013). The Examination of the Relationship between Macroeconomic Instability and Economic Growth in Iran. *Quarterly Journal of Economic Research and Policy, 21*(67), 171-192 (in Persian). Retrieved from http://qjerp.ir/article-1-535-fa.html

Doustjavid, M., & Tehranchian, A. M. (2017). Asymmetric Effects of the Real Exchange Rate Shocks on Private Consumption Expenditures in Iran. *Journal of Monetary and Banking Research, 10*(34), 533-558 (in Persian). Retrieved from: https://jmbr.mbri.ac.ir/article-1-678-fa.html

Elyaspour, B., Dashtban, M., & Dashtban Farouji, S. (2018). The Effect of Public Expenditure and Macroeconomic Uncertainty on the Private

Sector Investment in Iran. *Journal of Economics and Modelling*, *9*(2), 67-99. Doi: 20.1001.1.24765775.1397.9.2.3.0

Fernandez Corugedo, E. (2004). *Consumption Theory*. Handbooks in Central Banking, Bank of England.

Ferrara, L.; Lhuissier, S., & Tripier, F. (2017). Uncertainty Fluctuations: Measures, Effects and Macroeconomic Policy Challenges. *CEPII*, Research and Expertise on the World Economy, Policy Brief, *20*, 1-16.

Gaskari, R., Ghanbari, H., & Eghbali, A. (2007). Instability in Macroeconomic and Private Sector Investment in Iran. *Economic Research Journal*, 6(23), 113-131 (in Persian). Retrieved from: https://joer.atu.ac.ir/article_2965.html

Hadjimichael, M. T., Ghura, D., Muhleisen, M., Nord, R., & Ucer, E. M. (1994). Effects of Macroeconomic Stability on Growth, Savings, and Investment. *International Monetary Fund*, African Department, *98*, 1-113.

Iyke, B. N., & Ho, S. Y. (2019). Consumption and Exchange Rate Uncertainty: Evidence from Selected Asian Countries. *Wiley*, World Econ., 1-26. Retrieved from: https://onlinelibrary.wiley.com/doi/abs/10.1111/twec.12900.

Knotek II, E. S., & Khan, Sh. (2011). How Do Households Respond to Uncertainty Shocks?. *Economic Review*, Second Quarter Federal Reserve Bank of Kansas City, 5-34.

Larson, S. R. (2002). Uncertainty and Consumption in Keynes's Theory of Effective Demand. *Review of Political Economy*, *14*(2), 241-258.

Lotfalipour, M. R., Karimzadeh, M., & Enami, A. (2018). Investigating the Effects of Banking Resources Shock on Consumption and Investment in IRAN, by DSGE Approach. *Journal of Econometric Modelling*, *3*(10), 113-146 (in Persian). Doi: 10.22075/JEM.2019.16941.1265

Lugilde, A. (2018). Does Income Uncertainty Affect Spanish Household Consumption?. *MPRA Paper*, *87110*. Retrieved from: https://mpra.ub.uni-muenchen.de/87110/

Mamkiw, N. G. (2005). *Macroeconomics*. Worth Publishers.

Masayuki, M. (2017). Impact of Policy Uncertainty on Consumption and Saving Behavior: Evidence from a Survey on Consumers. *RIETI Discussion Paper Series*, *17-E-075*.

Molaei, M., & Ali, A. (2019). The Effects of Oil Revenues Shocks on Households' Consumption Expenditures in Iran. *Economic research*, *54*(1), 233-250 (in Persian). Doi: 10.22059/JTE.2019.264462.1007993.

Moore, A. (2016). Measuring Economic Uncertainty and Its Effects. Reserve Bank of Australia, *Research Discussion Paper*, *1*, 1-43.

Pordel, P. & Esfandiari, M. (2022). The Effect of Economic Policy Uncertainty on Oil Prices (Case Study: OPEC Countries). *Quarterly Journal of Quantitative Economics (JQE).* Doi: 10.22055/jqe.2022.39326.2441 [In Persian]

Rafiy, M., Adam, P., Bachmid, G., & Saenong, Z. (2018). An Analysis of the Effect of Consumption Spending and Investment on Indonesia's Economic Growth. *Iran. Econ. Rev.*, *22*(3), 757-770.

Rahmani, T., Pourrahim, P., & Dehghan Menshadi, M. (2012). The Examination of the Relationship between Macroeconomic Policies Instability and Income Distribution in Developing Countries. *Journal of Economic Policy*, *4*(8), 181-201 (in Persian). Doi: 20.1001.1.26453967.1391.4.8.7.7.

Sakai, Y. (2016). J.M. Keynes versus F.H. Knight: How to Deal with Risk, Probability and Uncertainty. *CRR Discussion Paper Series* A: General 15. Retrieved from: https://ideas.repec.org/p/shg/dpapea/15.html

Seyfollahi, N. (2018). Investigating the Asymmetric Uncertainty Impact of Oil on Economic Growth by GMM. *Quarterly Journal of Quantitative Economics (former Economic Studies)*, *15*(3), 1-20 (in Persian). Doi:10.22055/jqe.2018.21549.1650.

Shafiei, S., Yavari, K., & Sahabi, B. (2017). The Effects of Government Expenditure Uncertainty on Households Consumption Expenditure in Iran. *Quarterly Journal of Economic Research (Sustainable growth and development)*, *17*(2), 25-47 (in Persian). Doi: 20.1001.1.17356768.1396.17.2.6.8.

Toma, S. V., Chitita, M., & Sarpe, D. (2012). Risk and Uncertainty. *Procedia Economics and Finance*, *3*, 975-980.

Wang, Q. (2015). Fixed-Effect Panel Threshold Model Using Stata. *The Stata Journal*, *15*, 121-134.

Yun, Y., & Jung, H. Y. (2020). Effects of Uncertainty Shocks on Household Consumption and Working Hours: A Fuzzy Cognitive Map-Based Approach. *Mathematics*, *8*(889), 1-13.

Zarei, Z., Ebrahimi, I. & Hematy, M. (2019). The Effects of Government Current and Development Expenditures on Private SectorConsumption

Expenditures in Business Cycles. *Quarterly Journal of Quantitative Economics (former Economic Studies), 16*(3), 1-31 (in Persian). Doi: 10.22055/jqe.2019.19694.1495

فصلنامه‌ی اقتصاد مقداری (بررسی‌های اقتصادی سابق) بهار ۱۴۰۲ ۲۰(۱) ۱۳۸-۹۹

فصلنامه‌ی اقتصاد مقداری

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

مقایسه عملکرد میانگین با میانه و دیگر شاخص‌های ریسک در بهینه‌سازی سبد سهام

عباس خندان*

* استادیار اقتصاد، گروه اقتصاد امور عمومی، دانشکده اقتصاد، دانشگاه خوارزمی، تهران، ایران (نویسنده مسئول)

اطلاعات مقاله

تاریخ دریافت: ۹ اسفند ۱۳۹۹
تاریخ بازنگری: ۲۵ شهریور ۱۴۰۰
تاریخ پذیرش: ۳ آبان ۱۴۰۰

طبقه‌بندیJEL: C61، G11، C63

واژگان کلیدی:
بهینه‌سازی سبد دارایی، میانگین، میانه، متنوع‌سازی

ارتباط با نویسنده (گان) مسئول:
ایمیل:
Khandan.abbas@khu.ac.ir
0000-0002-4558-6653

آدرس پستی:
تهران، دانشگاه خوارزمی، دانشکده اقتصاد، گروه اقتصاد امور عمومی

قدردانی: نویسندگان از نظرات و پیشنهادات ارزشمند داوران که کیفیت این مقاله را بهبود بخشیده‌اند تشکر و قدردانی می‌کنند.

تضاد منافع: نویسنده مقاله اعلام می‌کند که در انتشار مقاله ارائه شده تضاد منافعی وجود ندارد.

منابع مالی: نویسنده هیچگونه حمایت مالی برای تحقیق، تألیف و انتشار این مقاله دریافت نکرده‌است.

چکیده

مدل بهینه‌سازی سبد سهام مارکویتز دارای نواقصی است که از مهمترین آنها فرض نرمال بودن بازده سهام در بازار است. نرمال بودن بازده سهام بازارها در بسیار از مطالعات رد و نشان داده شده که در این صورت دیگر میانگین شاخص خوبی برای بیشینه‌سازی نیست. میانگین تا حد زیادی تحت تأثیر مقادیر پرت با بازده خیلی بالا قرار دارد. یکی از راه‌حل‌هایی که برای این مسئله ارائه شده بکارگیری میانه به جای میانگین در بهینه‌سازی سبد سهام است. هدف اصلی این مقاله مقایسه عملکرد مدل‌های بهینه‌سازی میانگین و میانه است. در این راستا مدل‌های متعددی از بیشینه‌سازی میانه یا میانگین در کنار شاخص‌های مختلف ریسک ارائه و با داده‌های واقعی بیست شرکت بورسی ایران از ابتدای سال ۲۰۱۶ تا انتهای سال ۲۰۱۹ مورد آزمون و مقایسه قرار گرفتند. مهمترین نتیجه بدست آمده حاکی از عملکرد بهتر میانه از نظر بازده است. مدل بیشینه‌سازی میانه در بیشتر از ۷۱ درصد موارد بازده‌های بالاتری کسب کرده و متوسط بازده سبد بهینه آن نیز بیشتر بوده است. این بدان معنی است که با بکارگیری میانه در بهینه‌سازی و انباشت دارایی در طی زمان ارزش سبد بیشتری بدست خواهد آمد. علاوه بر این و به عنوان نتیجه دوم، مشاهده شد که مدل بهینه‌سازی میانه از نظر متنوع‌سازی نیز عملکرد بسیار خوبی دارد. درجه متنوع‌سازی سبد در مدل‌های مختلفی که با قیود ریسک مختلف یا بدون آن بدست آمده نشان می‌دهد که بطور کل بهینه‌سازی میانه به جای میانگین سبد متنوع‌تری بدست خواهد داد. علاوه بر این، بکارگیری شاخص‌های مختلف ریسک نیز به ما امکان داد تا عملکرد آن را از منظر کنترل ریسک و متنوع‌سازی مورد مقایسه قرار دهیم. به عنوان نتیجه‌ای دیگر نیز مشاهده شد که دو شاخص متوسط ارزش در معرض ریسک (CVaR) و انحرافات مطلق (MAD) در مقایسه با دیگر شاخص‌های ریسک از لحاظ کنترل ریسک در دامنه پایین توزیع یعنی مقادیر زیان و همچنین به لحاظ متنوع‌سازی عملکرد بسیار بهتری به همراه داشته‌اند.

ارجاع به مقاله:

خندان، عباس. (۱۴۰۲). مقایسه عملکرد میانگین با میانه و دیگر شاخص‌های ریسک در بهینه‌سازی سبد سهام. فصلنامه‌ی اقتصاد مقداری (بررسی های اقتصادی سابق)، ۲۰(۱)، ۱۳۸-۹۹.

10.22055/jqe.2021.36778.2349

© 2023 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

بهینه‌سازی سبد دارایی‌ها تلاشی است برای یافتن نسبت‌های بهینه از ثروت که باید به سهام‌ها و دارایی‌های مختلف اختصاص یابد. بهینه‌سازي نیز فرایندي است که طي آن با توجه به محدوديتهاي موجود در هر تصميم‌گيري، مطلوبترين توازن ميان علايق متضاد مشخص مي‌شود (Taghizadeh Yazdi, Fallahpour & Ahmadi Moghaddam, 2017). مارکویتز (۱۹۵۲) به عنوان پیشگام این حوزه توازن بین دو معیار بازده انتظاری و ریسک در سرمایه‌گذاری‌ها را ضروری بر می‌شمارد (Markowitz, 1952). در مدل مارکویتز مقادیر بازده انواع دارایی‌ها به عنوان متغیرهایی تصادفی نرمال در نظر گرفته

می‌شوند که توزیع آنها را می‌توان با دو گشتاور مرتبه اول و دوم نمایش داد. در کاربردهای واقعی، امید انتظاری مقادیر آتی بازده، معیار نخست، از میانگین مقادیر تاریخی بازده در گذشته بدست می‌آید و معیار دوم یعنی ریسک نیز توسط واریانس اندازه گرفته می‌شود. این مدل‌ها که به مدل‌های میانگین-واریانس نیز شهرت دارند به دلیل ویژگی تحدب ساده و به آسانی قابل مدل‌سازی و حل هستند. در طول بیش از نیم قرن گذشته، این مدل بهینه‌سازی سبد میانگین-واریانس[1] (MVPO) خیلی سریع به عنوان مدل استاندارد در مدیریت پورتفولیو و قیمت‌گذاری دارایی‌ها شناخته شد و واریانس نیز به مهمترین و پرکاربردترین شاخص ریسک بدل گشت. همین مدل بود که پایه‌های نظریه مدرن پورتفولیو[2] را فراهم آورد و اساس مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای[3] (CAPM) قرار گرفت. با این وجود، مطالعات اخیر نشان داده‌اند که کاربرد مدل بهینه‌سازی میانگین-واریانس مارکویتز در دنیای واقعی با اشکالاتی همراه است. مرکوریو و همکاران (۲۰۲۰) پنج اشکال عمده در ارتباط با کاربرد این مدل بر می‌شمارد. (۱) در نتایج بهینه بدست آمده وزن بسیار زیادی به دارایی‌ها با ریسک بالا اختصاص می‌یابد، (۲) اختلال در ساختار وابستگی دارایی‌ها[4]، (۳) تغییرات بسیار شدید در نتایج بهینه با تغییر کوچکی در ورودی‌ها، (٤) ناکارایی در بکارگیری

---

[1] Mean-Variance Portfolio Optimization

[2] Modern portfolio theory

[3] Capital Asset Pricing Model

[4] Assets' dependence structure

مقادیر بازده غیرنرمال و نامتقارن، و (۵) برآورد ماتریس کواریانس و بازده‌های مورد انتظار مشکل است (Mercurio, Wu & Xie, 2020).

یکی از مهمترین اشکالات در موارد مطرح شده، ناکارایی مدل‌های بهینه‌سازی میانگین-واریانس (MVPO) در بکارگیری مقادیر بازده غیرنرمال و نامتقارن است. همانطور که گفته شد مدل مارکویتز بر فرض نرمال بودن مقادیر بازده تحقق یافته در گذشته پایه‌گذاری شده در حالی که نمونه‌های زیادی از بازارها می‌توان یافت که این فرض نرمال بودن در آن‌ها مورد تردید است. غیرنرمال بودن باعث می‌شود که دیگر نتوان در بهینه‌سازی صرفاً بر میانگین و واریانس تکیه کرد. میانگین برآوردگر ضعیفی است که تا حد بسیار زیادی از مقادیر پرت[۵] تأثیر می‌گیرد. حتی برخی روش بهینه‌سازی میانگین-واریانس را روش حداکثرسازی خطا نامیده‌اند (Broadie, 1993). علاوه بر این و صرف نظر از ناکارآمدی میانگین، در صورت غیر نرمال بودن توزیع مقادیر بازده، واریانس نیز دیگر نمی‌تواند به‌خوبی پراکندگی را توضیح دهد. کونت (۲۰۰۱) معتقد است که یک مدل پارامتریک در صورتی قادر به بازتولید تمام ویژگی‌های غیرنرمال توزیع بازده است که علاوه بر پارامترهای مکان و پراکنش توزیع، بتواند دم‌سنگینی توزیع و عدم‌تقارن آن را نیز در نظر بگیرد (Cont, 2001). او تأکید می‌کند که "بنا به ویژگی‌های غیرگوسی توزیع، بکارگیری دیگر شاخص‌های پراکنش غیر از انحراف‌معیار به‌منظور در مدل آوردن کل تغییرات بازده ضروری است" (Cont, 2001, p. 4). این مشکلات باعث شده تا برخی به این نتیجه برسند که روش میانگین واریانس باید به کل کنار گذاشته شود (Jagannathan & Ma, 2003) و حتی معتقدند که استراتژی‌های منفعلانه‌ای مانند وزن‌دهی یکسان میان همه سهام‌ها عملکرد بهتری خواهند داشت (DeMiguel, Garlappi & Uppal, 2009).

اما به هر حال از آنجایی که پارامترهای نشانگر مکان و پراکندگی توزیع نقش زیادی در تصمیم‌گیری‌های مالی دارند و نمی‌توان آنها را نادیده گرفت، بسیاری از پژوهشگران در سال‌های اخیر پیشنهاد داده‌اند که در مدل‌های میانگین-واریانس از آماره‌های استوارتری[۶] استفاده شود. برخی از مطالعات یک روش دو مرحله‌ای را به‌کار بسته‌اند که در آن ابتدا یک برآوردگر استوار انتخاب شده و سپس این برآوردگرهای استوارتر در بهینه‌سازی استفاده

[5] Outliers

[6] Robust statistics

می‌شوند و در مقابل برخی دیگر معتقدند که برآورد آماره‌های استوار و همچنین بهینه‌سازی هر دو باید همزمان انجام شوند. در این میان، یکسری دیگر از مطالعات نیز به‌جای میانگین توجه خود را به استفاده از میانه در بهینه‌سازی سبد معطوف ساخته‌اند. این مطالعه در همین راستا به دنبال بررسی و مقایسه عملکردی میانه نسبت به میانگین در بهینه‌سازی سبد سهام است و برای این منظور از اطلاعات قیمتی روزانه بیست سهام مختلف[۷] بورس اوراق بهادار ایران برای ۹٦۲ روز (دی ۱۳۹٤ تا آذر ۱۳۹۸)[۸] استفاده خواهد شد. علاوه بر این، در بهینه‌سازی سبد سهام شاخص‌های مختلفی از پراکندگی توزیع و ریسک از جمله شاخص ریسک متوسط انحرافات مطلق[۹] (MAD)، ارزش در معرض ریسک[۱۰] (VaR)، متوسط ارزش در معرض ریسک[۱۱] (CVaR)، و حدأکثر زیان[۱۲] (ML) در کنار هر دو شاخص مکانی توزیع یعنی میانگین و میانه به کار گرفته خواهد شد و عملکرد آنها نیز مورد محک و ارزیابی قرار خواهد گرفت.

---

[۷] یافتن میانه و بهینه‌سازی آن گاه نیازمند استفاده از قیدهای جبری به تعداد زیاد است، به‌گونه‌ای که حجم بالای مشاهدات بر پیچیدگی‌های برخی مدل‌ها خواهد افزود و می‌تواند خیلی سریع آن‌ها غیرقابل محاسبه سازد. از این رو، در ارتباط با تعداد سهام مورد بررسی محدودیت محاسباتی وجود دارد. در این راستا، بیست شرکت که در این مدت کمترین تعداد روزهای بدون معامله را داشته‌اند برای بررسی انتخاب گردیدند.

[۸] دلیل عدم استفاده از داده‌ها و اطلاعات پس از دی ۱۳۹۸ و در واقع بستن بازه مطالعاتی در این تاریخ، اتفاقاتی است که در بورس ایران از همان زمان یعنی دی ۱۳۹۸ تا به امروز افتاده است. شاخص کل بورس ایران از ابتدای دی ۱۳۹۸ از ۳۵٦۷۲۱٫۱ واحد طی مدت هفت ماه و بیست روز به رقم باور نکردنی ۲۰۷۸۵٤٦٫۸ در ۱۹ مرداد ماه ۱۳۹۹ رسید. به‌عبارتی، شاخص بطور متوسط (متوسط هندسی) ماهانه حدود ۳۰ درصد رشد کرده است که پیش از آن مشابه این رشد وجود نداشته است. از آن پس نیز شاخص مجدد طی یک روند نزولی شدید طی ۵ ماه و ۱۰ روز به سطح ۱۱۵۰۲۲۵ واحد سقوط کرد. به‌عبارتی، شاخص بطور متوسط (متوسط هندسی) ماهانه حدود ۱۵ درصد کاهش داشته است. این صعود و سقوط شدید و بازده‌های مثبت و منفی مشاهده شده بطور کل توزیع مقادیر بازده را تغییر داده و تمام مقادیر بازده سال‌های پیش را تحت تأثیر خود قرار می‌داد. از آنجائی که در این مطالعه هدف بررسی عملکردی مدل‌های مختلف و مقایسه میانگین و میانه بود و نه صرفاً پیش‌بینی اتفاقات بورس ایران، مطلوب این بود که این بررسی و ارزیابی در طی مدت زمان طولانی‌تری صورت گیرد. به این صورت بود که ترجیح داده شد با در نظر گرفتن شرایط با ثبات‌تر سال‌های پیش از دی ۱۳۹۸ ارزیابی و مقایسه مدل‌ها انجام پذیرد.

[9] Mean Absolute Deviation

[10] Value at Risk

[11] Conditional Value at Risk

[۱۲] حدأکثر زیان (Maximum Loss) که تحت عنوان بدترین حالت (*Worst Case*) نیز شناخته می‌شود.

ساختار مقاله بدین صورت است که در ادامه و در بخش دوم ادبیات موضوع با جزئیات بیشتر مرور خواهد شد. بخش سوم به ارائه مدل‌های بهینه‌سازی مورد نظر با شاخص میانگین و میانه در کنار انواع شاخص‌های ریسک که بطور جایگزین به مدل افزوده می‌شوند اختصاص دارد. عملکرد این مدل‌های مختلف بهینه‌سازی بر اساس بازده کسب شده و همچنین یکسری شاخص‌های دیگر در ارتباط با متنوع‌سازی سبد ارزیابی خواهد شد که در ادامه همین بخش سوم مورد بحث قرار خواهند گرفت. بخش چهارم به ارائه نتایج پرداخته و در نهایت بخش پنجم نیز به نتیجه‌گیری اختصاص دارد.

۲- مرور ادبیات موضوع

مدل‌های میانگین-واریانس که از زمان معرفی توسط مارکویتز (۱۹۵۲) تا امروز بطور گسترده‌ای در بهینه‌سازی دارایی‌ها بکار گرفته شده، از جهاتی مورد انتقاد قرار گرفته‌اند. در مدل مارکویتز مقادیر بازده انواع دارایی‌ها به عنوان متغیرهایی تصادفی نرمال در نظر گرفته می‌شوند که توزیع آنها را می‌توان با دو گشتاور مرتبه اول یعنی میانگین و گشتاور مرتبه دوم یعنی واریانس نمایش داد. اما از آنجائی‌که فرض نرمال بودن مقادیر بازده تحقق یافته در بسیاری از بازارها مورد تردید قرار گرفته، این مدل‌ها تا حدود زیادی کارآیی خود را از دست می‌دهند. ویژگی‌های غیرنرمال مقادیر بازده مثل دُم‌سنگینی، چولگی و حتی وجود اثرات تقویمی در بسیاری از مطالعات مورد اشاره قرار گرفته است (Erfani & Safari, 2014; Karandikar, 2012; Raei & Nabizadeh, 2013; Sornette, 2004; Viswanathan & Maheswaran, 2017). در این صورت دیگر حتی واریانس نیز نمی‌تواند شاخص خوبی از ریسک باشد (Mercurio et al., 2020). اختصاص وزن زیاد در پورتفو بهینه به سهام با ریسک بالا، استفاده از مقادیر آماری گذشته در برآورد ماتریس واریانس و کواریانس و فرض بر ثبات آن در آینده، و وابستگی شدید پورتفو بهینه به مقادیر ورودی و داده‌های پرت از دیگر مشکلاتی هستند که در ارتباط با نظریهٔ مدرن پورتفو مطرح شده‌اند (Mercurio et al., 2020; Schulmerich, Leporcher & Eu, 2015).

در پاسخ به این مشکلات، بسیاری از مطالعات روش‌های دیگری را به‌کار گرفتند که می‌توان آنها را در سه دسته قرار داد. دستهٔ اول مطالعاتی هستند که برای بهینه‌سازی پورتفولیو، بطور کلی این روش و نظریهٔ مدرن پورتفو را کنار گذاشته و به استفاده از

روش‌های الگوریتمی ابتکاری[۱۳] روی آورده‌اند. الگوریتم‌های ابتکاری مانند الگوریتم دسته‌های میگو[۱۴] (Tehrani, Fallah & Asefi, 2018)، الگوریتم ژنتیک (Azar, Yazdanian & Ghandehari, 2019; Gupta, Mehlawat & Mittal, 2012; Sefiane & Benbouziane, 2012;) و روش ازدحام ذرات[۱۵] (Kamali, 2015; Zhu, Wang, Wang & Chen, 2011) که در ابتدا برای حل مسائل بهینه‌سازی گسسته به‌کار می‌رفتند، به‌تازگی در حل مسائل پیوسته نیز بسیار استفاده می‌شوند به‌ویژه در شرایطی که روش‌های مشتق محور[۱۶] به شکست بخورند یا مسئله نامحدب بوده و دارای تعداد زیادی جواب موضعی باشد. با این وجود، از آنجائی‌که این روش‌های ابتکاری تئوری ریاضی قوی ندارند و جوابی که بدست می‌دهند قابلیت ارزیابی به لحاظ بهینگی را ندارد[۱۷]، همچنان بسیاری ترجیح می‌دهند که با تعدیلاتی از مدل‌هایی مشابه مدل مارکویتز استفاده کنند.

دسته دوم مطالعاتی هستند که با وجود این مشکلات نظریة مدرن پورتفو را بسیار مهم و ارزشمند دانسته و با اندکی تغییرات به تعدیل نظریة مدرن پورتفو پرداخته و آن را به‌کار می‌گیرند. این دستة دوم از مطالعات را می‌توان در دو گروه تقسیم کرد. گروه اول مطالعاتی هستند که در اصطلاح نظریة فرامدرن پورتفولیو[۱۸] (PMPT) نامیده می‌شوند. این گروه از مطالعات بیشتر از همه بر ناکارایی واریانس به عنوان شاخصی از ریسک تمرکز دارند و به عنوان راهکار کمینه‌سازی تنها نوسانات دامنه پایین توزیع[۱۹] به عنوان ریسک، در نظر گرفتن توزیع مقادیر بازده بصورت لگاریتم نرمال به‌جای نرمال، بهینه‌سازی گشتاورهای بالاتر از واریانس مانند چولگی و کشیدگی را در نظر گرفتند (Rom & Ferguson, 1993; Sortino & Price, 1994; Swisher & Kasten, 2005). طبق نظریة فرامدرن پورتفولیو، هر فردی یک حدأقل بازده قابل پذیرش[۲۰] (MAR) خاص خود را دارد و مقادیر بازده بالاتر

---

[13] Heuristic

[14] Krill herd

[15] Particle Swarm Optimization

[16] Gradient-based methods

[17] قابلیت ارزیابی این که جواب بدست آمده چقدر با جواب بهینه واقعی فاصله دارد وجود ندارد و به همین دلیل به جواب حاصل از الگوریتم‌های ابتکاری در اصطلاح جواب خوب در مقابل بهینه گفته می‌شود.

[18] Post-Modern Portfolio Theory

[19] Downside Volatility

[20] Minimum Acceptable Return

از آن در واقع شگفتی خوب محسوب می‌شوند و نه ریسک بد که به دنبال کنترل آن باشیم. به عبارت دیگر، تنها باید نوسانات بازده در دامنه پایین توزیع در سطوح کمتر از حدأقل بازده قابل پذیرش (MAR) به عنوان ریسک تلقی شود. البته این ریسک نمی‌تواند به راحتی جایگزین انحراف معیار در نظریة مدرن پورتفو شود و به شیوه‌های جدید محاسباتی نیاز است. در این روش ضرایب آلفا و بتا و نسبت شارپ[۲۱] کنار گذاشته شده و به‌جای آنها از ضرایب اومگا و نسبت سورتینو[۲۲] استفاده می‌شود. راسیا (۲۰۱۲) در بررسی خود نشان می‌دهد که نظریة فرامدرن پورتفو به متنوع‌سازی بیشتر در سبد سرمایه‌گذاری می‌انجامد (Rasiah, 2012). جامباسو و همکاران (۲۰۱۳) به مقایسه تفاوتهای اندازه‌گیری ریسک در نظریة مدرن و فرامدرن پورتفو پرداخته و بصورت نظری و همچنین تجربی نشان می‌دهد که نظریة فرامدرن پورتفو (PMPT) نتایج بهتری بدست می‌دهد (Geambasu, Sova, Jianu & Geambasu, 2013). نظریة فرامدرن پورتفو در بسیاری از زمینه‌های مالی (Chen, Song, Gao & Qiao, 2017; Cooper, Evnine, Finkelman, Huntington & Lynch, 2016) و غیرمالی (Ansari Mahabadi, Massah Bavani & Bagheri, 2018; Hu, Harmsen, Crijns-Graus & Worrel, 2019) کاربرد فراوانی یافته است.

گروه دوم از مطالعاتی که به تعدیل نظریة مدرن پورتفو پرداخته‌اند، نه به اندازه‌گیری ریسک که دیگر اشکالات مهم آن توجه داشته‌اند. یکی از اشکالات مهم نظریة مدرن پورتفو، تغییرات شدید پورتفو بهینه در نتیجة تغییر مقادیر ورودی از آمارهای گذشته است. از این رو است که این مطالعات بر استفاده از آماره‌های استوار[۲۳] به‌جای استفاده از گشتاورها تمرکز کرده‌اند. منظور از آماره استوار ارزیابی پایداری و ثبات مقادیر برآورد شده از پارامترهای توزیع به‌طور ویژه در صورت وجود مقادیر پرت و تصریح اشتباه[۲۴] است. این دسته از مطالعات که مرور تفصیلی از آنها را می‌توان در فابتوزی و همکاران (۲۰۰۷) یافت، در واقع با تأکید بر لزوم بکارگیری آماره‌های استوار در بهینه‌سازی دارایی‌ها به دنبال بهبود روش میانگین-واریانس بوده‌اند (Fabozzi, Kolm, Pachamanova & Focardi, 2007).

---

[21] Sharpe ratio

[22] Sortino ratio

[23] Robust Statistics

[24] Misspecification

برخی یک روش دو مرحله‌ای را به‌کار بسته‌اند به این صورت که ابتدا و به عنوان مرحله نخست یک برآوردگر استوار برای میانگین و واریانس توزیع انتخاب می‌گردد و سپس در مرحله دوم این برآوردگرهای استوارتر در مدل میانگین-واریانس قرار داده شوند (Grossi & Laurini, 2011; Huo, Kim & Kim, 2012). کارا و همکاران (۲۰۱۹) به همین‌طریق و در مرحله اول یک آماره استوار از ارزش در معرض ریسک (VaR) ساخته و سپس آن را در مرحله دوم برای یافتن پورتفو بهینه به کار می‌گیرند (Kara, Ozmen & Weber, 2019). و برخی دیگر معتقدند که برآورد آماره‌های استوار و همچنین بهینه‌سازی یا به عبارتی هر دو مرحله همزمان انجام شوند (DeMiguel & Nogales, 2009; Trzpiot & Majewska, 2008; Yang, Couillet & McKay, 2015). حل این مدل‌ها که البته بهینه‌سازی در آن‌ها قاعدتاً سخت‌تر خواهد بود به این صورت است که میانگین از تابع هدف حذف می‌شود و بهینه‌سازی به صورت یک مسئله حداقل‌سازی واریانس انجام می‌شود. براندا و همکاران (۲۰۱۸) بطور مثال با حدأقل سازی ریسک، بطور مشخص ارزش در معرض ریسک (VaR) و متوسط ارزش در معرض ریسک (CVaR)، به بهینه‌سازی پورتفو تحت فرض نرمال بودن مقادیر بازده و معادل استوار گشتاورها می‌پردازند (Branda, Bucher, Cervinka & Schwartz, 2018). لی (۲۰۱۸) بهینه‌سازی پورتفو را با بدست آوردن آماره استوار ریسک حدأکثر زیان (ML) یا بدترین حالت محاسبه می‌کنند (Li, 2018). یکی دیگر از مدل‌های استوار حداقل‌سازی واریانس توسط یانو (۲۰۱۳) معرفی شد که در آن ماتریس واریانس-کواریانس به شیوه گشتاورهای مرتبه L برآورد می‌شود (Yanou, 2013). این روش از آن جهت استوار تلقی می‌شود که بر پایه برآوردگرهای چندک وزن‌دهی شده با شاخص‌های ریسک انحراف[۲۵] قرار دارد. کیو و همکاران (۲۰۱۵) نیز رویکردی بر مبنای آماره‌های چندک برای بهینه‌سازی استوار سبد استفاده کردند با این تفاوت که روش آنها بر گشتاوارهای مرتبه بالا متکی نبود و از این جهت برای توزیع‌های دم‌سنگین مناسب‌تر بود (Qui et al., 2015). گربر و همکاران (۲۰۱۵) با ذکر این مشکل که در نظریة مدرن پورتفولیو محاسبه ماتریس کواریانس وابسته به مقادیر همبستگی گذشته است، استفاده از یک آماره

[25] Distortion risks

استوار گربر[۲۶] را پیشنهاد می‌کند و نشان می‌دهد که این آماره در بهینه‌سازی پورتفو عملکرد بهتری دارد (Gerber et al., 2015).

اما دستهٔ سوم از مطالعات نیز هستند که نه نظریهٔ مدرن پورتفو را کنار گذاشته و نه برای تعدیل آن تلاش کرده‌اند بلکه صرفاً با استفاده از دیگر متغیرها و پارامترها در بهینه‌سازی به‌جای میانگین و واریانس، تلاش داشته‌اند از اشکالات مطرح شده اجتناب کنند. این دستهٔ سوم از مطالعات را نیز می‌توان به دو گروه تقسیم کرد. گروه اول بر بکارگیری یک شاخص دیگر از ریسک به‌جای واریانس تمرکز کرده‌اند که متکی بر انحراف معیار مقادیر بازده نباشد. شاخص ریسک آنتروپی[۲۷] مهمترین این موارد است. بهینه‌سازی پورتفولیو با کمینه‌سازی آنتروپی نه‌تنها با توزیع‌های غیرمتقارن کارایی دارد بلکه اصلاً نیازی به فرض نرمال بودن توزیع ندارد و در واقع یک روش ناپارامتریک است. آنتروپی مفهومی است مرتبط با احتمالات که نخستین بار شانون آن را مطرح کرد (Shannon, 1948). آنتروپی در واقع درجهٔ تصادفی بودن یا نااطمینانی موجود در یک توزیع احتمال را نشان می‌دهد. مرکوریو و همکاران (۲۰۲۰) معتقدند که استفاده از آنتروپی به عنوان شاخصی از ریسک تمام مشکلاتی که نظریهٔ مدرن پورتفو با آن روبرو بود را برطرف می‌سازد (Mercurio et al., 2020). از همین جهت است که بهینه‌سازی پورتفو مبتنی بر آنتروپی کاربرد زیادی یافته است (Dai, 2018; Rotella, 2017; Zhou, 2017).

گروه دوم از این دستهٔ از مطالعات اما بر بکارگیری شاخص‌های دیگری به‌جای میانگین توجه داشته‌اند. مهمترین پارامتر جایگزین به‌جای میانگین البته میانه است که در بهینه‌سازی سبد مورد توجه قرار گرفته است. در یک آزمایش قدیمی توکی (۱۹۶۰) به‌خوبی نشان داد که اگر داده‌ها از یک توزیع نرمال پیروی کنند، میانگین برآوردگر نمونه‌ای دقیق‌تری نسبت به میانه است؛ یعنی انحراف معیار کمتری دارد (Tukey, 1960). اما در صورتی‌که آمار و اطلاعات توزیع مخلوطی از دو توزیع نرمال داشته باشند، میانه برآوردگری دقیق‌تر خواهد بود. با یک مثال ساده[۲۸] که در رابطه (۱) نشان داده شده می‌توان به راحتی حساسیت میانگین به داده‌های پرت و مزیت بکارگیری میانه در متنوع‌سازی و کنترل ریسک را نشان

---

[26] Gerber Statistics

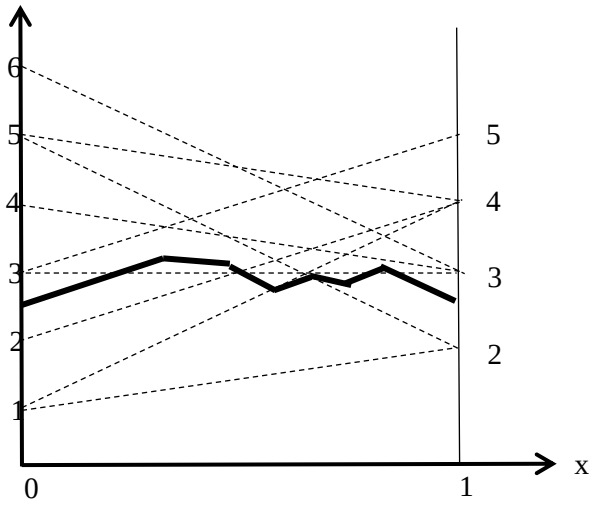
[27] Entropy

[۲۸] این مثال با اعمال تغییراتی از بناتی (۲۰۱۵) گرفته شده است (Benati, 2015).

داد. فرض کنید دو دارایی وجود داشته باشند و بازده آن‌ها برای مدت نه روز مشاهده و به صورت r_1 و r_2 در زیر ثبت شده باشند.

$$r_1(t) = \{3, 1,2, 3,4, 5, 5,6,1\}$$
$$r_2(t) = \{4,3, 4,5, 3, 4,3,2,2 + \varepsilon\} \quad (۱)$$

اگر سهمی که در سبد به دارایی دوم اختصاص یافته را با x نشان دهیم، در آن صورت $Z(t) = (1 - x) * r_1(t) + x * r_2(t)$ بازده در زمان t خواهد بود. می‌توان دید که میانگین بازده دارایی اول $\mu_1 = 3.33$ و میانگین بازده دارایی دوم $\mu_2 = 3.33 + 0.1\varepsilon$ است و بر این اساس در صورتی که تابع هدف بیشینه‌سازی میانگین باشد، سبد بهینه تماماً از دارایی اول تشکیل شده است. به عبارت دیگر، در صورت استفاده از میانگین در مدل و حساسیت آن به داده‌های پرت، نتیجه صفر و یکی است. اما اگر از میانه در بهینه‌سازی استفاده شود نتیجه متفاوت خواهد بود. میانه بازده‌های هر دو سهام $Med_1 = Med_2 = 3$ است. بازده سبدهای سرمایه‌گذاری که از این دو دارایی می‌تواند تشکیل شود در **شکل (۱)** نشان داده شده است. آن‌چنان که از شکل پیداست میانه بازده سبدها با وزن‌های مختلف که با رنگ تیره مشخص شده سه نقطه ماکزیمم نسبی دارد و نقطه متناظر با ماکزیمم مطلق میانه به ازاء x یا وزنی بدست آمده که ترکیبی از دو دارایی است. به عبارت دیگر، در صورت استفاده از میانه در بهینه‌سازی از هر دو دارایی در سبد وجود خواهد داشت که به معنی متنوع‌سازی است. نکته قابل توجه این است که این متنوع‌سازی بدون وارد کردن ریسک به مدل بدست آمده است در حالی که در مدل با تابع هدف میانگین نتیجه کاملاً به سهام اول سوگیری داشت.



شکل ۱. مقایسه بیشینه‌سازی میانگین و میانه در مدل بهینه‌سازی مفروض
مأخذ: بناتی ۲۰۱۵.

Figure 1. Comparing mean and median maximization in the example optimization model
Source: Benati (2015).

با توجه به این ویژگی‌ها است که بناتی و ریتزی (۲۰۰۹) مدلی برای محاسبه میانه بهینه از یک ترکیب محدب از بردارها پیشنهاد دادند و کاربرد آن در بهینه‌سازی سبد به صورت جایگزینی برای میانگین را مورد اشاره قرار دادند (Benati & Rizzi, 2009). البته حل ریاضی مسئله دشوار است چون، همانگونه که در مثال بالا مشهود بود، با توجه به مشتق‌ناپذیر بودن میانه برای یافتن ماکزیمم ناگزیر باید در مدل از متغیرهای عدد صحیح استفاده شود. این دشواری حل ریاضی مسئله باعث شد تا کاربرد آن در مالی تنها در حد اشاره باقی بماند و در مقاله بناتی و ریتزی (۲۰۰۹) هیچ شاخصی از ریسک در نظر گرفته نشود. اما به تدریج و به دنبال فرمول‌بندی نامعادلات معتبر[۲۹] در مدل‌های برنامه‌ریزی عدد صحیح خطی[۳۰] (MILP) و توسعه روش‌های ابتکاری در مسائل بزرگ مقیاس کاربرد مدل

[29] Valid inequalities

[30] Mixed Integer Linear Programming

میانه بهینه در بهینه‌سازی سبد افزایش یافت (Benati, 2011; Katterbauer, Oguz & Salman, 2012). بناتی (۲۰۱۵) مدل میانه بهینه را در کنار شاخص‌های مختلف ریسک در بهینه‌سازی سبد بکار می‌گیرد و آن را با داده‌های واقعی بازارهای مالی به محک آزمون می‌گذارد (Benati, 2015). هوانگ و همکاران (۲۰۱۶) با توجه به ناکارایی میانگین در مواجهه با داده‌های پرت و نویزی، یک الگوریتم بازگشت به میانه استوار[۳۱] (RMR) را پیشنهاد می‌کنند و نشان می‌دهند که بکارگیری این الگوریتم با داده‌های واقعی به نتایج بهتری منجر خواهد شد (Huang, Zhou, Li, Hoi & Zhou, 2016). بن صلاح و همکاران (۲۰۱۸) با توجه به ویژگی‌های مثبت و استواری میانه، در محاسبه و ساختن مرز کارای پورتفولیو از رویکرد ناپارامتریک در برآورد هسته میانه[۳۲] مقادیر بازده استفاده می‌کند و سپس با داده‌های بازار مالی فرانسه نشان می‌دهد که این مرز بهبود یافته است (Ben Salah, Chaouch, Gannoun, De Peretti & Trabelsi, 2018). مطالعات بسیار فراوان دیگری نیز هستند که کاربرد میانه در بهینه‌سازی پورتفو را مورد بررسی قرار داده و به ویژگی‌های مثبت و نتایج بهبودیافته آن اشاره کرده‌اند (Chen et al., 2017; Puerto et al., 2020).

این مطالعه در بهینه‌سازی پورتفو به‌نوعی در این دستهٔ آخر قرار می‌گیرد و قرار است با بکارگیری پارامترهای مختلف و جایگزین، نتایج مختلف آنها در بهینه‌سازی پورتفو مورد مقایسه قرار گیرد. به‌عبارتی می‌توان مهمترین هدف این مقاله را بررسی عملکرد میانگین و میانه در بهینه‌سازی پورتفو دانست که البته این مهم در کنار دیگر شاخص‌های مختلفی از ریسک از جمله شاخص ریسک انحرافات مطلق (MAD)، شاخص ریسک ارزش در معرض ریسک (VaR)، شاخص ریسک متوسط ارزش در معرض ریسک (CVaR)، شاخص ریسک حدأکثر زیان (ML) صورت خواهد پذیرفت. دلیل بکارگیری شاخص‌های مختلف ریسک در این مطالعه این واقعیت است که ریسک یک مفهوم ذهنی بوده (Boyle, Siu & Yang, 2002) و هیچ شاخص ریسک یکتایی وجود ندارد که بتواند اهداف همه سرمایه‌گذاران را در خود جای دهد (Ortobelli, Rachev, Stoyanov, Fabozzi & Biglova, 2005). به‌عنوان مثال، برخی سرمایه‌گذاران ممکن است بطور کل نگران نوسانات ناگهانی و شدید بازار صرف

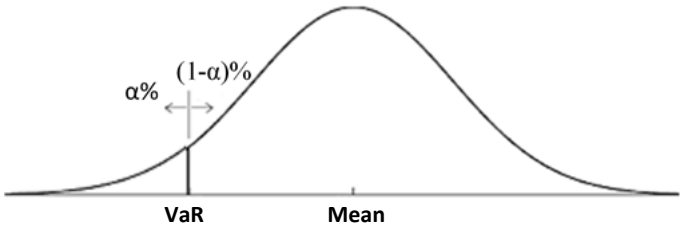
[31] Robust Median Reversion

[32] Median Kernel

نظر از جهت آن باشند در حالی‌که برخی دیگر ممکن است بیشتر نگران تغییرات و نوسانات در قسمت پایین بازده که نشانگر زیان‌های بزرگ است، باشند.

متوسط انحرافات مطلق (MAD) یکی از شاخص‌های ریسک شناخته شده است که متوسط قدرمطلق انحرافات از یک پارامتر مکان را اندازه می‌گیرد. اگر داده‌ها نرمال باشند، در آن صورت میانگین با میانه یکی است و واریانس تنها ضریبی از متوسط انحرافات مطلق (MAD) خواهد بود. اما اگر قرار بر محاسبه این پارامترها با داده‌های نمونه‌ای باشد می‌دانیم که انحراف معیار شاخصی کاراتر از متوسط انحرافات مطلق (MAD) بوده و بازه اطمینان آن نیز کوچکتر است. با این وجود، در صورتی که داده‌ها ترکیبی از دو متغیر نرمال با تعداد مشاهده فراوان و تعدادی داده پرت باشند، دیگر این قضیه درست نیست. اما در مورد مقادیر بازده، توکی (۱۹٦۰) نشان داده که اگر تعداد داده‌های پرت بیشتر از ده درصد باشد، در آن صورت متوسط انحرافات مطلق (MAD) حتی از انحراف معیار نیز کاراتر است (Tukey, 1960).

متوسط انحرافات مطلق (MAD) به کلیة نوسانات بازده توجه دارد در حالی‌که برخی دیگر از شاخص‌ها تنها نوسانات در دامنة پایین توزیع را در نظر می‌گیرند. اگرچه توجه به نوسانات دامنه پایین توزیع از خیلی پیش مورد تأکید بوده، اما شاید به دلایل مختلف از جمله دشواری محاسباتی چنین شاخصی وجود نداشت تا این‌که "در سال ۱۹۹٤ جی پی مورگان سنجه‌های خود از ریسک را بطور عموم منتشر کرد و در آن بر استفاده از مفهوم ارزش در معرض ریسک (VaR) برای کفایت سرمایه بانک‌های تجاری توصیه شده بود" (Fabozzi et al., 2007, p. 193). ارزش در معرض ریسک (VaR) در واقع حد یا آستانه پذیرش ریسک توسط یک فرد را نشان می‌دهد. اگر فرض شود که بازده‌ها بصورت **شکل ۲** توزیع شده باشد، قاعدتاً دامنه پایین توزیع که نشانگر زیان و بازده‌های منفی است مطلوب نخواهد بود. با این وجود نمی‌توان بدون ریسک کردن توقع کسب بازده مثبت نیز داشت و افراد ناگزیر باید تا حدی از ریسک را بپذیرند. فرض کنید α درصد پایین توزیع به هیچ وجه برای فرد قابل پذیرش نباشد یا تحمل این زیان وجود نداشته باشد، و افراد می‌خواهند این قید را در بهینه‌سازی سبد در نظر بگیرند. بنابراین به این صورت عمل می‌شود که مقدار بازده متناظر با α درصد را بدست آورده و بهینه‌سازی نسبت به آن مقید می‌شود که بازده سبد هیچگاه از آن پایین‌تر نباشد. این مقدار متناظر با α درصد کنار گذاشته شده از توزیع با نام ارزش در معرض ریسک (VaR) شناخته می‌شود.



شکل ۲. نمایش مفهوم ارزش در معرض ریسک (VaR)
مأخذ: یافته‌های پژوهش

Figure 2. The concept of Value at Risk (VaR)
Source: Research results

ارزش در معرض ریسک (VaR) به دلیل مفهوم ساده و قابل درکی که دارد خیلی سریع کاربرد یافت (Torki, Esmaeli & Haghparast, 2023). با این وجود، محدودیت‌های متعددی برای این شاخص برشمرده می‌شود. مهمترین انتقاد این است که مقادیر α درصد سمت چپ توزیع نادیده گرفته می‌شوند؛ هر چقدر هم که مقادیر زیان بزرگ و قابل توجهی باشند. به زبان ریاضی، این به معنی عدم وجود خاصیت زیرجمعی است که برای متنوع‌سازی سبد مطلوب و ضروری است. اصلاحی که برای این منظور توسط راکافلار و یوریاسف (۲۰۰۰) پیشنهاد شده و تحت عنوان شاخص متوسط ارزش در معرض ریسک (CVaR) شناخته می‌شود، این است که از مقادیر α درصد قبل از ارزش در معرض ریسک متوسط گرفته شود. یکی دیگر از شاخص‌های ریسک که در این مطالعه در بهینه‌سازی به همراه میانگین و میانه استفاده خواهد شد شاخص حداکثر زیان (ML) است که در واقع کوچکترین مقدار یا کمینه بازده سبد مشاهده شده را نشان می‌دهد (Rockafellar & Uryasev, 2000). البته در انتخاب شاخص ریسک در این مطالعه محدودیت وجود داشت چون ازآنجایی‌که این مدل‌ها برنامه‌ریزی عدد صحیح خطی (MILP) هستند، ناگزیر باید تنها از شاخص‌های ریسکی استفاده شود که قابلیت فرمول‌بندی به صورت قیدهای صحیح را دارند تا به این صورت بتوان آن‌ها را با برنامه‌ریزی خطی انجام داد.

۳- روش‌شناسی پژوهش

در بخش پیشین به مشکلات نظریهٔ مدرن پورتفو اشاره و چنین مطرح شد که یکی از راهکارهایی که مطالعات مختلف برای رفع این مشکلات ارائه داده‌اند استفاده از میانهٔ مقادیر بازده به‌جای میانگین در بهینه‌سازی است. با این وجود، استفاده از میانه به‌جای میانگین در بهینه‌سازی با وجود مزیت آن در متنوع‌سازی، کنترل ریسک و عدم وابستگی نسبت به داده‌های پرت، به دلیل سختی‌های محاسباتی همچنان کاربرد محدودی دارد. به‌همین دلیل، این بخش از مقاله در ابتدا به مدلسازی انواع مختلفی از بهینه‌سازی‌های میانه یا میانگین در کنار شاخص‌های مختلف ریسک اختصاص دارد. پس از آشنایی با مدل‌های مختلفی که قرار است در بهینه‌سازی استفاده شوند، در ادامه به چگونگی مقایسه بین این مدل‌های مختلف پرداخته خواهد شد و شاخص‌هایی برای ارزیابی عملکرد آنها معرفی خواهد گردید. مجموع این دو در نهایت روش‌شناسی پژوهش که موضوع این بخش است را تشکیل می‌دهند.

۳-۱- مدل‌های بهینه‌سازی میانه یا میانگین در کنار شاخص‌های مختلف ریسک

مدل‌های بهینه‌سازی میانه و میانگین بازده سبد در کنار شاخص‌های مختلفی از ریسک می‌تواند به‌کار گرفته شوند. این قسمت به تصریح ریاضی این مدل‌ها اختصاص دارد. این مدل‌ها در بخش‌های بعدی به لحاظ عملکردی مورد ارزیابی و مقایسه قرار خواهند گرفت.

۳-۲- مدل بهینه‌سازی میانگین

برای شروع می‌توان با ساده‌ترین مدل آغاز کرد. مدل بهینه‌سازی میانگین به‌دنبال بیشینه ساختن میانگین بازده سبد است و هیچ شاخصی از ریسک در آن به کار نرفته است. این مدل صرفاً به‌منظور مقایسه عملکرد میانگین با میانه استفاده خواهد شد. به‌منظور تصریح مدل $j = 1, \dots, K$ سهم را در نظر بگیرید که بازده آنها r_{ij} برای $i = 1, \dots, T$ دوره قابل مشاهده است. اگر متغیر x_j نشانگر وزن سهام j در سبد باشد می‌توان بازده کل سبد بدست آمده در هر دوره را با $z_i = \sum_{j=1}^{K} x_j r_{ij}$ نشان داد. بر این اساس مدل بهینه‌سازی میانگین بصورت زیر خواهد بود جایی که قید شده مجموع وزن‌ها برابر یک و همه وزن‌ها غیرمنفی باشند. این مدل به‌عنوان بهترین میانگین (BestMean) نام‌گذاری و در رابطه (۲) نشان داده شده است.

$$\max_{x,z} \frac{1}{T}\sum_{i=1}^{T} z_i$$
$$S.t.\begin{cases} 1. \quad z_i = \sum_{j=1}^{K} x_j r_{ij} \quad for\ all\ i = 1, \dots, T \\ 2. \quad \sum_{j=1}^{K} x_j = 1 \\ x_j \geq 0 \quad for\ every\ j = 1, \dots, K \end{cases} \qquad (۲)$$

۳-۳- مدل بهینه‌سازی میانه

مدل بهینه‌سازی میانه به بیشینه‌سازی میانه بازده سبد می‌پردازد بدون اینکه هیچ شاخصی از ریسک در آن بکار گرفته شود. این مدل نیز صرفاً به منظور مقایسه عملکردی با میانگین استفاده خواهد شد. برای پیاده‌سازی مدل ابتدا نیاز است تا میانه در مدل تعریف شود. برای این منظور بازده سبد در هر دوره که با z_i نمایش داده می‌شود را بصورت صعودی مرتب کرده و از پایین‌ترین بازده شمارش کرده تا به بازده میانه برسیم. بازده میانه را با z^{Med} تعریف کرده و برای شمارش از متغیر باینری y_i استفاده خواهد شد. اگر بازده سبد از z^{Med} کمتر بود این متغیر باینری شمارنده رقم یک را به خود می‌گیرد، اما برای کنترل z^{Med} یا به عبارتی برای اطمینان از این که دقیقاً در میانه مشاهدات قرار می‌گیرد لازم است تا مجموع شمارنده‌ها به نصف مشاهدات محدود شود. این مهم با توجه به دو قید (۳) انجام می‌شود جایی که مجموع متغیر باینری شمارشگر به جزء صحیح نصف مشاهدات $\left[\frac{T+1}{2}\right]$ مقید شده است.

$$\begin{aligned} & y_i = 1 \ \ => \ \ z^{Med} \geq z_i \\ & \sum_{i=1}^{T} y_i = \left[\frac{T+1}{2}\right] \end{aligned} \qquad (۳)$$

البته قید نخست شرطی است که لازم است به صورت خطی بازنویسی شود. می‌توان نشان داد که این قید شرطی با قید خطی $z^{Med} \geq z_i - M(1 - y_i)$ برابر می‌باشد جایی که M یک مقدار بزرگ مثبت است. اگر y_i = 1 باشد قید شرطی نخست برقرار بوده و در صورتی هم که y_i = 0 باشد این قید با توجه به مقدار بزرگ M یک قید زائد خواهد بود. یک نکته دیگر این که چون مسئله بیشینه‌سازی است می‌توان مطمئن بود که این قید هیچگاه به صورت اکید برقرار نخواهد شد. با افزودن دو قید دیگر یعنی نامنفی بودن وزن هر سهام و مجموع وزن‌ها برابر یک، مدل بهینه‌سازی میانه به صورت زیر کامل می‌شود. همانطور که می‌توان دید این مدل نسبت به مدل بهینه‌سازی میانگین پیچیده‌تر است. برای تعریف و محاسبه میانه در این مدل T متغیر باینری و یک متغیر پیوسته جدید و $T+1$ قید

به مدل افزوده شده و از این جهت یک مدل بهینه‌سازی عددصحیح خطی (*MILP*) است که حل آن برای تعداد مشاهدات زیاد دشوار و نیاز به روش‌های ابتکاری دارد. این مدل که در (٤) نشان داده شده در ادامه مدل بهترین میانه (BestMed) نامیده می‌شود.

$$\max_{x,z} z^{Med}$$

$$S.t.\begin{cases} 1. \quad z_i = \sum_{j=1}^{K} x_j r_{ij} \quad for\ all\ i = 1, \dots, T \\ 2. \quad z^{Med} \geq z_i - M(1 - y_i) \quad for\ every\ i = 1, \dots, T \\ 3. \quad \sum_{i=1}^{T} y_i = \left[\frac{T+1}{2}\right] \\ 4. \quad \sum_{j=1}^{K} x_j = 1 \\ x_j \geq 0 \quad for\ every\ j = 1, \dots, K \\ y_i \in \{0,1\} \quad for\ every\ i = 1, \dots, T \end{cases} \qquad (٤)$$

۴-۳- مدل بهینه‌سازی میانه با شاخص ریسک انحرافات مطلق (*MAD*)

کاربرد میانه در بهینه‌سازی سبد دارایی‌ها قاعدتاً نیازمند توجه به ریسک و افزودن آن به مدل است. در واقع با یک بهینه‌سازی دوهدفه روبرو هستیم. یکی از روش‌های حل مسائل بهینه‌سازی دوهدفه این است که یکی از اهداف به عنوان قید در مدل گنجانده شود و نتایج و جواب‌های مسئله مقید شود به آن حد آستانه از هدف دوم که مورد نظر بوده است. در اینجا پارامتر مکان میانه است و شاخص ریسک متوسط انحرافات مطلق (MAD) که متوسط قدرمطلق انحرافات بازده سبد z_i از میانه z^{Med} را اندازه می‌گیرد و بصورت **(۵)**(۵(نشان داده شده است.

$$MAD_{Z^{Med}}(z) = \frac{1}{T}\sum_{i=1}^{T}\left|z_i - z^{Med}\right| \qquad (۵)$$

این شاخص می‌تواند به صورت یک قید وارد مدل شود اما ابتدا باید خطی شود. برای خطی کردن قدر مطلق توجه به این نکته کافی است که اگر انحراف مثبت باشد قدر مطلق آن با خود انحراف برابر است، و در صورتی که انحراف منفی باشد قدرمطلق آن از انحراف بزرگتر می‌باشد. به عبارت دیگر، قید قدر مطلق را می‌توان به صورت دو قید در آورد که در آن قدرمطلق بزرگتر یا مساوی انحرافات مثبت و منفی است. اگر این مقدار قدرمطلق را با متغیر v_i نشان دهیم، این دو قید به صورت (٦) در می‌آید. از آنجایی که هدف می‌نیمم سازی ریسک است، این قیود هیچگاه به صورت اکید برقرار نخواهند شد.

$$\begin{aligned} v_i &\geq z_i - z^{Med} \\ v_i &\leq z^{Med} - z_i \end{aligned} \qquad (٦)$$

بر این اساس مدل بهینه‌سازی میانه با شاخص متوسط انحرافات مطلق (MAD) را خواهیم داشت که بصورت قید به مدل اضافه شده است. این مدل که در رابطه (۷) نشان داده شده در ادامه به اختصار (MedMAD) نامیده می‌شود. قیدهای سه‌گانه نخست در مدل مطابق قبل به مشخص کردن میانه بهینه مربوط است. شاخص ریسک متوسط انحرافات مطلق (MAD) به‌صورت دو قید (٤) و (٥) به مدل افزوده شده که نشان‌دهنده مقدار قدرمطلق انحرافات بازده سبد از میانه برای هر مشاهده است. متوسط این مقادیر قدرمطلق انحرافات $\frac{1}{T}\sum_{i=1}^{T} v_i$ نیز در قید (٦) محدود شده است به یک مقدار معین v^* که در بهینه‌سازی مشخص خواهد شد. همانطور که می‌توان دید این مدل به سبب افزوده شدن قیدهای مربوط به شاخص ریسک متوسط انحرافات مطلق (MAD) نسبت به مدل‌های قبلی یعنی بهینه‌سازی میانه با T متغیر پیوسته جدید v_i و 2T+1 قید خطی جدید پیچیده‌تر است.

$$\max_{x,z} z^{Med}$$

$$S.t.\begin{cases} 1. \quad z_i = \sum_{j=1}^{K} x_j r_{ij} \quad for\ all\ i = 1, \dots, T \\ 2. \quad z^{Med} \geq z_i - M(1 - y_i) \quad for\ every\ i = 1, \dots, T \\ 3. \quad \sum_{i=1}^{T} y_i = \left[\frac{T+1}{2}\right] \\ 4. \quad v_i \geq z_i - z^{Med} \quad for\ all\ i = 1, \dots, T \\ 5. \quad v_i \leq z^{Med} - z_i \quad for\ all\ i = 1, \dots, T \\ 6. \quad \frac{1}{T}\sum_{i=1}^{T} v_i \leq v^* \\ 7. \quad \sum_{j=1}^{K} x_j = 1 \\ x_j \geq 0 \quad for\ every\ j = 1, \dots, K \\ y_i \in \{0,1\} \quad for\ every\ i = 1, \dots, T \end{cases} \qquad (۷)$$

۵-۳- مدل بهینه‌سازی میانه با شاخص ریسک ارزش در معرض ریسک (*VaR*)

در ارتباط با مفهوم ارزش در معرض ریسک (VaR) گفته شد که دامنه پایین توزیع بازده مطلوب نیست؛ افراد بسته به شرایط خود α درصد پایین توزیع را به هیچ وجه نمی‌پذیرند یا تحمل زیان آن را ندارند. برای اعمال این قید در بهینه‌سازی به این صورت عمل می‌شود که مقدار بازده متناظر با α درصد را بدست آورده و بهینه‌سازی نسبت به آن مقید می‌شود که بازده سبد z_i هیچگاه از آن پایین‌تر نباشد. به‌عبارت دیگر، ارزش در معرض ریسک α درصد

مطابق (۸) برابر است با بیشترین مقداری که احتمال رخداد بازده‌های کوچکتر از آن حدأکثر به اندازه α باشد.

$$VaR_{\alpha}(z) = \max\{t|\Pr[z_i \leq t] \leq \alpha\} \quad (۸)$$

برای خطی سازی این قید نیز مانند میانه عمل کرده به این معنی که یک متغیر باینری w_i تعریف و سپس از پایین دامنه توزیع به اندازه α مشاهده را شماره و کنار می‌گذاریم تا به مقدار بازده در معرض ریسک z^{VaR} برسیم. این مهم با دو قید رابطه (۹) انجام خواهد پذیرفت.

$$w_i = 1 \Rightarrow z^{VaR} \geq z_i \quad (۹)$$
$$\sum_{i=1}^{T} w_i = [\alpha T]$$

البته نیاز است تا قید نخست به صورت خطی بازنویسی شود. این قید شرطی با قید خطی $z^{VaR} \geq z_i - N(1 - w_i)$ برابر می‌باشد جایی که N یک مقدار بزرگ مثبت است. اگر $w_i = 1$ باشد قید شرطی نخست برقرار بوده و در صورتی هم که $w_i = 0$ باشد این قید با توجه به مقدار بزرگ N یک قید زائد خواهد بود. اکنون می‌توان این قیدها را به مدل افزود و مدل چهارم یعنی مدل بهینه‌سازی میانه با شاخص ارزش در معرض ریسک (VaR) را بصورت رابطه (۱۰) نوشت. سه قید نخست مطابق قبل به مشخص کردن میانه در مدل مربوط است. قید (٤) و (٥) هم همانطور که گفته شد برای مشخص کرد ارزش در معرض ریسک بکار گرفته شده است. و اما قید (٦) نیز مقدار مورد نظر از ارزش در معرض ریسک را به عنوان قید در مدل وارد می‌کند. این قید در واقع بیان می‌کند که بهینه‌سازی باید به گونه‌ای صورت گیرد تا ارزش در معرض ریسک α درصد آن از یک مقدار معین z^* کمتر نباشد. این پایین‌ترین ارزش در معرض خطری است که تحمل پذیرش آن وجود دارد. اما علاوه بر این باید رابطه دو متغیر باینری تعریف شده نیز در مدل مشخص گردد که این مهم در قید (۷) انجام شده است. از آنجایی که y_i برای مشخص کردن میانه در نظر گرفته شده بود در ۵۰ درصد موارد مشاهده شده مقدار یک به خود می‌گیرد. اما w_i صرفاً برای شمارش α درصد پایین توزیع و کنار گذاشتن آن به کار می‌رود که معمولاً بسیار کوچکتر در حد ۵ درصد در نظر گرفته می‌شود. از این رو می‌توان گفت که $w_i \leq y_i$ همواره برقرار است. قیدهای بعدی نیز مطابق قبل بیان می‌کنند که وزن‌ها باید نامنفی و مجموع آن‌ها برابر یک

باشد. این مدل که در ادامه (MedVaR) نامیده می‌شود بطور کل نسبت به مدل دوم یعنی بهینه‌سازی میانه به‌اندازه T متغیر باینری و یک متغیر پیوسته جدید، و 2T+2 قید جدید به آن افزوده شده و بر این اساس پیچیده‌ترین مدلی است که به کار گرفته خواهد شد.

$$\max_{x,z} z^{Med}$$

$$S.t.\begin{cases} 1. \quad z_i = \sum_{j=1}^{K} x_j r_{ij} \quad for\ all\ i = 1, \dots, T \\ 2. \quad z^{Med} \geq z_i - M(1 - y_i) \quad for\ every\ i = 1, \dots, T \\ 3. \quad \sum_{i=1}^{T} y_i = \left[\frac{T+1}{2}\right] \\ 4. \quad z^{VaR} \geq z_i - N(1 - w_i) \quad for\ every\ i = 1, \dots, T \\ 5. \quad \sum_{i=1}^{T} w_i = [\alpha T] \\ 6. \quad z^{VaR} \geq z^* \\ 7. \quad w_i \leq y_i \quad for\ every\ i = 1, \dots, T \\ 8. \quad \sum_{j=1}^{K} x_j = 1 \\ x_j \geq 0 \quad for\ every\ j = 1, \dots, K \\ y_i \in \{0,1\} \quad for\ every\ i = 1, \dots, T \\ w_i \in \{0,1\} \quad for\ every\ i = 1, \dots, T \end{cases} \qquad (۱۰)$$

۶-۳- مدل بهینه‌سازی میانه با شاخص ریسک متوسط ارزش در معرض ریسک (*CVaR*)

انتقادات مختلفی بر شاخص ارزش در معرض ریسک (VaR) وارد می‌شود که یکی از مهمترین آنها آنچنان که مطرح شد این واقعیت است که مقادیر α درصد سمت چپ توزیع هر چقدر هم که مقادیر زیان بزرگ و قابل توجهی باشند، نادیده گرفته می‌شوند. یکی دیگر از اشکالات هم این است که برای مدلسازی آن به‌صورت خطی نیاز است به تعداد مشاهدات، متغیر باینری به مدل وارد شود که قاعدتاً به پیچیدگی مدل می‌افزاید. بنابراین، در این قسمت به مدلسازی شاخص ریسک دیگر یعنی متوسط ارزش در معرض ریسک (CVaR) پرداخته خواهد شد.

برای محاسبه متوسط ارزش در معرض ریسک (CVaR) گام نخست محاسبه ارزش در معرض ریسک (VaR) است. در گام دوم و برای محاسبه متوسط مقادیر کوچکتر از ارزش در معرض ریسک (VaR) ابتدا یک متغیر جدید برابر قدرمطلق فاصله مقادیر مشاهده شده از z^{VaR} تعریف و آن را با $d_i = \max\{-z_i + z^{VaR}, 0\}$ نمایش می‌دهیم. متوسط این مقادیر

مطلق فواصل نیز بنابراین برابر $z^{VaR} - \frac{1}{\alpha T}\sum_{i=1}^{T} d_i$ خواهد بود. البته تعریف d_i به شکل ماکزیمم نیاز است تا مجدداً بصورت خطی بازنویسی شود. این مهم نیز با دو قید صورت می‌گیرد یعنی این شرط در مدل گنجانده می‌شود که متغیر d_i از هر دو $-z_i + z^{VaR}$ و 0 بزرگتر باشد. تمام این قیود در مجموعه مدل بهینه‌سازی میانه با شاخص متوسط ارزش در معرض ریسک (CVaR) در رابطه (۱۱) در زیر نشان داده شده است.

$$\max_{x,z} z^{Med}$$

$$S.t.\begin{cases} 1. \quad z_i = \sum_{j=1}^{K} x_j r_{ij} \quad for\ all\ i = 1, \dots, T \\ 2. \quad z^{Med} \geq z_i - M(1 - y_i) \quad for\ every\ i = 1, \dots, T \\ 3. \quad \sum_{i=1}^{T} y_i = \left[\frac{T+1}{2}\right] \\ 4. \quad z^{VaR} - \frac{1}{\alpha T}\sum_{i=1}^{T} d_i \geq D^* \\ 5. \quad d_i \geq -z_i + z^{VaR} \quad for\ every\ i = 1, \dots, T \\ 6. \quad d_i \geq 0 \quad for\ every\ i = 1, \dots, T \\ 7. \quad \sum_{j=1}^{K} x_j = 1 \\ x_j \geq 0 \quad for\ every\ j = 1, \dots, K \\ y_i \in \{0,1\} \quad for\ every\ i = 1, \dots, T \end{cases} \qquad (۱۱)$$

سه قید ابتدایی مانند قبل به مشخص کردن میانه مرتبط است. قید (٤)همان متوسط ارزش ریسک در معرض خطر (CVaR) است که به یک مقدار معین D* مقید شده و نباید از آن کمتر باشد. دو قید (٥) و (٦) همانطور که توضیح داده شد مقدار مطلق فاصله ارزش سبد از z^{VaR} را مشخص می‌کنند. و در نهایت قیدهای پایانی که مانند قبل شرط نامنفی بودن وزن‌ها و مجموع برابر یک آنها را بیان می‌دارد. بطور کلی این مدل که در ادامه (MedCVaR) نامیده می‌شود نسبت به مدل دوم یعنی بهینه‌سازی میانه به اندازه T+1 متغیر پیوسته جدید و 2T+1 قید جدید اضافه دارد.

۷-۳- مدل بهینه‌سازی میانه با شاخص ریسک حدأکثر زیان

یکی دیگر از شاخص‌ها که به دامنهٔ پایین توزیع مقادیر بازده توجه دارد، شاخص حدأکثر زیان (ML) است. مدلسازی این شاخص به بسیار آسان بوده و به‌عبارتی کافی است فقط یک مقدار معین در نظر گرفته شده و قید شود که بازده سبد z_i از این مقدار حدأقلی تعیین

شده بیشتر باشد. این مدل که در رابطه (۱۲) نمایش داده شده است در مقایسه با مدل بهینه‌سازی میانه تنها T قید اضافه دارد. این مدل در ادامه مدل (MedMax) نامیده می‌شود.

(۱۲)

$$\max_{x,z} z^{Med}$$

$$S.t.\begin{cases} 1. \quad z_i = \sum_{j=1}^{K} x_j r_{ij} \quad for\ all\ i = 1, \dots, T \\ 2. \quad z^{Med} \geq z_i - M(1 - y_i) \quad for\ every\ i = 1, \dots, T \\ 3. \quad \sum_{i=1}^{T} y_i = \left[\frac{T+1}{2}\right] \\ 4. \quad z_i \geq G^* \quad for\ all\ i = 1, \dots, T \\ 5. \quad \sum_{j=1}^{K} x_j = 1 \\ x_j \geq 0 \quad for\ every\ j = 1, \dots, K \\ y_i \in \{0,1\} \quad for\ every\ i = 1, \dots, T \end{cases}$$

۸-۳- مدل بهینه‌سازی میانگین با شاخص ارزش در معرض ریسک (*CVaR*)

به‌منظور مقایسه بهتر میانگین و میانه در بهینه‌سازی و در کنار مدل اول که بیشینه‌سازی میانگین بود بدون هیچ شاخصی از ریسک، در این مدل از شاخص متوسط ارزش در معرض ریسک (CVaR) در کنار هدف بیشینه‌سازی میانگین استفاده خواهد شد. این دو مدل قابلیت‌های مدل‌های میانگین بهینه را در هر دو حالت بدون ریسک و با توجه به ریسک نشان خواهد داد و مقایسه بین میانگین و میانه در بهینه‌سازی را راحت‌تر می‌سازد. مفهوم متوسط ارزش در معرض ریسک و مدل‌سازی آن به صورت قیدهای خطی پیش از این توضیح داده شد، با افزودن همان قیود به مدل میانگین بهینه می‌توان مدل مورد نظر را بصورت رابطه (۱۳) در زیر نوشت. این مدل در ادامه مدل (MeanCVaR) نامیده می‌شود.

(۱۳)

$$\max_{x,z} \frac{1}{T}\sum_{i=1}^{T} z_i$$

$$S.t.\begin{cases} 1. \quad z_i = \sum_{j=1}^{K} x_j r_{ij} \quad for\ all\ i = 1, \dots, T \\ 2. \quad z^{VaR} - \frac{1}{\alpha T}\sum_{i=1}^{T} d_i \geq D^* \\ 3. \quad d_i \geq -z_i + z^{VaR} \quad for\ every\ i = 1, \dots, T \\ 4. \quad d_i \geq 0 \quad for\ every\ i = 1, \dots, T \\ 5. \quad \sum_{j=1}^{K} x_j = 1 \\ x_j \geq 0 \quad for\ every\ j = 1, \dots, K \end{cases}$$

۹-۳- چگونگی ارزیابی و مقایسه مدل‌ها

پنج مدل‌بهینه‌سازی با تابع هدف بیشینه‌سازی میانه و شاخص‌های مختلف ریسک ارائه شد. از میان این مدل‌ها می‌توان گفت که مدل بهینه‌سازی میانه با شاخص ریسک انحرافات مطلق (MedMAD) نزدیکترین آنها به مدل مارکویتز است که تنها در آن میانه به‌جای میانگین و شاخص ریسک انحرافات مطلق (MAD) به جای واریانس استفاده شده است. سایر مدل‌ها از شاخص‌های ریسکی استفاده کرده‌اند که مبتنی بر مقادیر بدترین حالت و دامنهٔ پایین توزیع می‌باشد. از نظر محاسباتی نیز می‌توان به‌راحتی دید که مدل بهینه‌سازی میانه با شاخص ریسک حدأکثر زیان (MedMax) آسان‌ترین است چرا که کمترین قید را به مدل تحمیل می‌کند. و در مقابل مدل بهینه‌سازی میانه با شاخص ارزش در معرض ریسک (MedVaR) نیز به لحاظ محاسباتی بیشترین بار را تحمیل می‌کند چرا که در آن دو نوع متغیر باینری به ازاء هر مشاهده بکار رفته است. اگر تعداد مشاهدات بالا باشد، این مدل می‌تواند به شدت غیرقابل استفاده گردد. نتایج بدست آمده از بکارگیری میانه در بهینه‌سازی این مدل‌ها، سپس با سه الگوی دیگر مقایسه خواهند شد. نخستین الگوی جایگزین مقایسه‌ای مدل بهینه‌سازی میانگین است. از آنجایی که در این مدل هیچ شاخصی از ریسک در نظر گرفته نشده نتایج آن غیرواقعی خواهد بود، اما به هر حال به منظور نشان دادن تفاوت‌های میانه و میانگین از آن استفاده خواهد شد. دومین الگو نیز مدل بهینه‌سازی میانگین با شاخص ارزش در معرض ریسک (MeanCVaR) است. در سومین و آخرین

الگوی مقایسه‌ای که مدل وزن‌های یکسان (EqW) نامیده می‌شود نیز از وزن‌های یکسان $x_j = \frac{1}{K}$ برای سهام‌ها استفاده شده است.

به‌منظور مقایسه و آزمون مدل‌ها با داده‌های واقعی از قیمت پایانی روزانه سهام بیست[۳۳] شرکت ثبت شده در بورس ایران از ابتدای سال ۲۰۱٦ (دی ۱۳۹٤) تا انتهای سال ۲۰۱۹ (دی ۱۳۹۸) استفاده شده است. دلیل بررسی این تعداد شرکت در این مطالعه در واقع محدودیت محاسباتی بوده است. همانطور که پیش از این به جزئیات مدل‌های مختلف پرداخته شد، در برخی از مدل‌ها لازم بود به تعداد مشاهدات و متغیرها قید به مدل اضافه شود که می‌تواند به سرعت حل آن را غیر ممکن سازد. انتخاب این بیست شرکت نیز به صورت تصادفی و البته به شرط داشتن بیش از یک دهه سابقه بورسی صورت گرفته است. ملاک قرار دادن سابقه بورسی باعث شد تا مشکل عدم گزارش قیمت در برخی روزها به حدأقل برسد و به نوعی این سهام کمترین روزهای بدون معامله را داشته‌اند. با استفاده از قیمت‌های پایانی، اطلاعات بازده روزانه این سهام‌ها استخراج شده است. شیوه کار به این صورت است که ابتدا هر یک از این مدل‌ها در بهینه‌سازی سبد برای دوره معین پنجاه روزه به‌کار گرفته شده و وزن‌های بهینه محاسبه می‌شوند، سپس این وزن‌ها برای دوره پنجاه روزه بعدی ثابت در نظر گرفته شده و پس از آن یک سبد دیگر محاسبه می‌شود. به عبارت دیگر، سبد بهینه ابتدای سال ۲۰۱٦ برای اساس اطلاعات ۵۰ روز گذشته آن محاسبه شده و سپس بازده سبد با این وزن‌ها برای دوره پنجاه روز بدست آمده است. بعد از گذران این دوره، سبد جدید مجدداً با استفاده از اطلاعات گذشته محاسبه شده و برای کسب بازده در پنجاه روز بعدی بکار می‌رود. با استفاده از این استراتژی پنجره غلطان[۳٤] تعداد مشاهداتی که در هر دوره در بهینه‌سازی استفاده می‌شود محدود به ۵۰ مشاهده است و این به دلیل پیچیده بودن مدل‌ها و عدم امکان بکارگیری تعداد مشاهدات زیاد، در بهینه‌سازی از استفاده شده است.

---

[۳۳] این بیست شرکت عبارتند از مخابرات ایران، بیمه البرز، تراکتورسازی ایران، شرکت کارتُن ایران، ساپپا، سیمان سپاهان، کربن ایران، صنایع آذرآب، آلومینیوم‌سازی ایران، فولاد مبارکه، قند ثابت خراسان، معدنی و صنعتی چادرملو، نفت بهران، ماشین‌سازی اراک، فرآوری مواد معدنی ایران، لوله و ماشین‌سازی ایران، کاشی سینا، ذغال سنگ نگین طبس، معدنی و صنعتی گل‌گهر و بانک ملت.

[34] Rolling window

در نهایت مقادیر متوسط و توزیع چندک‌های بازده سبدهای بهینه بدست آمده از مدل‌های مختلف طبق این استراتژی مورد مقایسه قرار خواهند گرفت. البته مقایسه مدل‌های میانه و میانگین با شاخص‌های مختلف ریسک صرفاً محدود به مقایسه بازده‌های بدست آمده نیست و علاوه بر آن عملکرد مدل‌ها در متنوع‌سازی سبد نیز بررسی خواهد شد. برای متنوع‌سازی نیز از دو معیار استفاده خواهد شد. معیار هرفیندهال-هیرشمن[۳۵] (HH) که مجموع مجذور وزن‌های سبد است. و دوم معیار MAX که در واقع ماکزیمم وزن اختصاص یافته در میان سهام‌های سبد است. این دو معیار در رابطه (۱٤) نشان داده شده‌اند، جایی که متغیر x_{it} وزن سهام‌ها در دوره یا زمان t است.

$$HH_t(x) = \sum_{i=1}^{K} x_{it}^2$$
$$MAX_t(x) = \max\{x_{it} | i = 1, \dots, K\} \quad (۱٤)$$

مقدار حدأکثر هر دو معیار برابر یک خواهد بود. به عبارت دیگر، وقتی که سبد اصلاً متنوع‌سازی نشده باشد و تمام ثروت به یک سهام اختصاص یافته باشد این دو معیار مقدار حدأکثر یک را به خود می‌گیرند. مدل بهینه‌سازی میانگین بدون هیچ شاخص ریسک (BestMean) از آنجایی که سهام با بالاترین متوسط بازده را انتخاب کرده و تمام ثروت را به آن اختصاص می‌دهد، بنابراین سقف این دو معیار را بدست خواهد آورد. اما با متنوع‌سازی سبد و اختصاص بخشی از ثروت به دیگر سهام‌ها، هر دو معیار هرفیندهال-هیرشمن (HH) و MAX کاهش خواهند یافت. عدد کوچکتر این دو معیار به معنی متنوع‌سازی بیشتر است. و اما حدأقل یا کف این دو معیار وقتی است که به همه سهام‌ها یک وزن یکسان داده شود. در سبد یکنواخت با وزن‌های یکسان مقدار این دو معیار برابر $HH(x) = MAX(x) = 1/k$ است و اگر به یکی از سهام‌ها وزن بیشتری اختصاص یابد هر دو این معیارها افزایش خواهند یافت. بنابراین می‌توان گفت از نظر متنوع‌سازی مدل‌های مختلف بین سبد یکنواخت (EqW) و سبد میانگین بهینه بدون هیچ شاخصی از ریسک (BestMean) قرار دارند.

البته پیش از بکارگیری مدل‌ها و ارائه نتایج یکسری پارامترها نیز در مدل‌های ارائه شده در بخش قبل وجود داشت که باید مشخص گردند. نخست این که در مدل‌هایی که ارزش در معرض ریسک (VaR) یا متوسط ارزش در معرض ریسک (CVaR) به عنوان

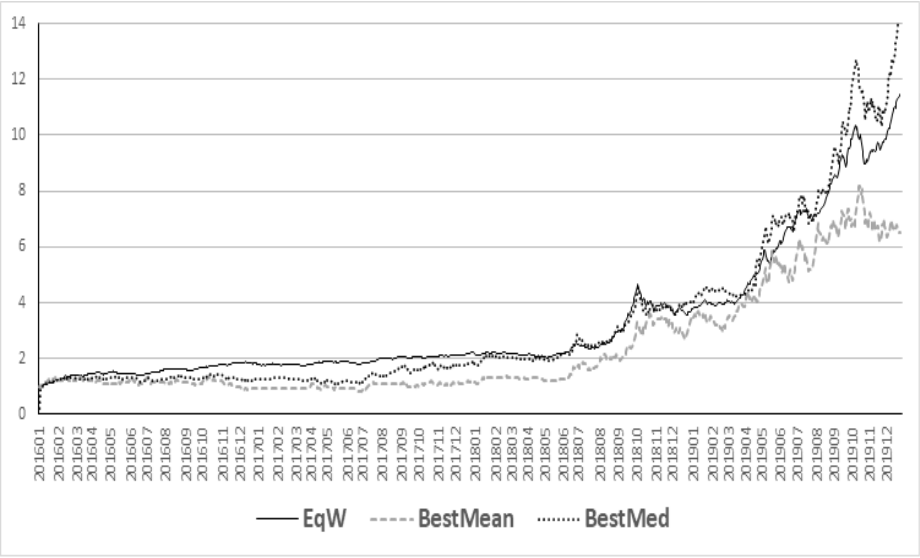
[35] Herfindahl-Hirschman

شاخص ریسک مورد استفاده قرار گرفته، پیش از بکارگیری مدل باید پارامتر α تعیین گردد. پارامتر α در واقع درصدی از توزیع است که بسته به نظر سرمایه‌گذار باید کنار گذاشته شود. در این مقاله از $\alpha=0.25$ برای مدل‌های با شاخص ارزش در معرض ریسک (VaR) و از $\alpha=0.1$ برای مدل‌های با شاخص متوسط ارزش در معرض ریسک (CVaR) استفاده خواهد شد. علت کوچکتر بودن α در مدل‌های با شاخص متوسط ارزش در معرض ریسک (CVaR) این است که این شاخص مقادیر بدتر از ارزش در معرض ریسک را نیز در نظر می‌گیرد و بنابراین ماهیتاً نسبت به ارزش در معرض ریسک (VaR) محتاطانه‌تر است. به‌عبارت دیگر، مقادیر در نظر گرفته شده برای α بهترین نیستند چرا که اصولاً مفاهیم و مقادیر ذهنی هستند که برای سرمایه‌گذاران متفاوتند، بلکه صرفاً بسته به مسئله و مدل‌های در دست بررسی به‌گونه‌ای انتخاب شده‌اند که مدل‌ها به یک اندازه محتاطانه باشند. اما علاوه بر این‌ها، یکسری مقادیر آستانه‌ای پذیرش ریسک نیز در مدل‌های بالا در نظر گرفته شد که آنها نیز باید پیش از بکارگیری مدل‌ها مشخص شوند. تمامی این مقادیر بر اساس عملکرد پنجاه روز گذشته پورتفو با وزن‌های یکسان بدست آمده است. به عبارت دیگر، اگر $r^{T\times K}$ ماتریس مقادیر بازده مشاهده شده در گذشته باشد که از آن برای محاسبه بازده سبد با وزن‌های یکسان $u_i = \left(\frac{1}{K}\right)\sum_{i=j}^{K} r_{ij}$ استفاده شده، در آن صورت در رابطه (۳) یعنی مدل بهینه‌سازی میانه با شاخص ریسک انحرافات مطلق $v^* = MAD(u)$، در رابطه (٤) یعنی مدل بهینه‌سازی میانه با شاخص ارزش در معرض ریسک $z^* = VaR(u)$، در رابطه (٥) یعنی مدل بهینه‌سازی میانه با شاخص متوسط ارزش در معرض ریسک $D^* = CVaR(u)$، در رابطه (٦) یعنی بهینه‌سازی میانه با شاخص ریسک حدأکثر زیان $G^* = min(u)$ و در رابطه (۷) یعنی مدل بهینه‌سازی میانگین با شاخص متوسط ارزش در معرض ریسک نیز $D^* = CVaR(u)$ است. به عبارت دیگر در بهینه‌سازی سبدهای دارایی در مدل‌های بالا، از ریسکی که در سبد الگو با وزن‌های یکسان در دوره گذشته تجربه شده به عنوان مقادیر آستانه‌ای استفاده می‌شود.

۴- یافته‌ها و نتایج پژوهش

در بررسی نتایج ابتدا به مقایسه عملکرد مدل‌های بهینه‌سازی میانگین (BestMean) و بهینه‌سازی میانه (BestMed) بدون توجه به شاخص‌های ریسک پرداخته خواهد شد. عملکرد این دو مدل با استراتژی منفعلانه سبد با وزن‌های یکسان (EqW) سنجیده خواهد

شد. نتایج حاصل از پیاده‌سازی این مدل‌ها با داده‌های بیست شرکت بورسی ایران در **شکل ۳** نشان داده شده است. این نمودار با فرض ارزش اولیه یک واحدی سبد در روز نخست، مقدار انباشته مقادیر بازده را در طی زمان از ابتدای سال ۲۰۱٦ (دی ۱۳۹٤) تا انتهای سال ۲۰۱۹ (دی ۱۳۹۸) به تصویر می‌کشد.



شکل ۳. مقایسه عملکرد دو مدل میانه بهینه و میانگین بهینه با استراتژی منفعل سبد یکنواخت
مأخذ: محاسبات تحقیق

Figure 3. Comapring the performance of optimal mean and median models with the passive strategy of EqW
Source: Author's Computation

همانطور که می‌توان دید مدل میانگین بهینه ازآنجایی‌که هیچ شاخص ریسکی در آن به کار نرفته و سبدی بدست می‌دهد که اصلا متنوع‌سازی‌نشده عملکرد ضعیفی از خود نشان می‌دهد. به عبارت دیگر، مدل میانگین بهینه اگرچه بازده گذشته را بیشینه کرده اما سبد بهینه آن به دلیل اینکه اصلاً متنوع‌سازی نشده نتوانسته در کسب بازده برای روزهای آتی موفق باشد. این مدل حتی از استراتژی منفعل سبد یکنواخت نیز عملکرد پایین‌تری دارد. در مقابل مدل میانه بهینه حتی بدون وارد کردن قیدهای ریسک عملکرد بهتری نسبت به

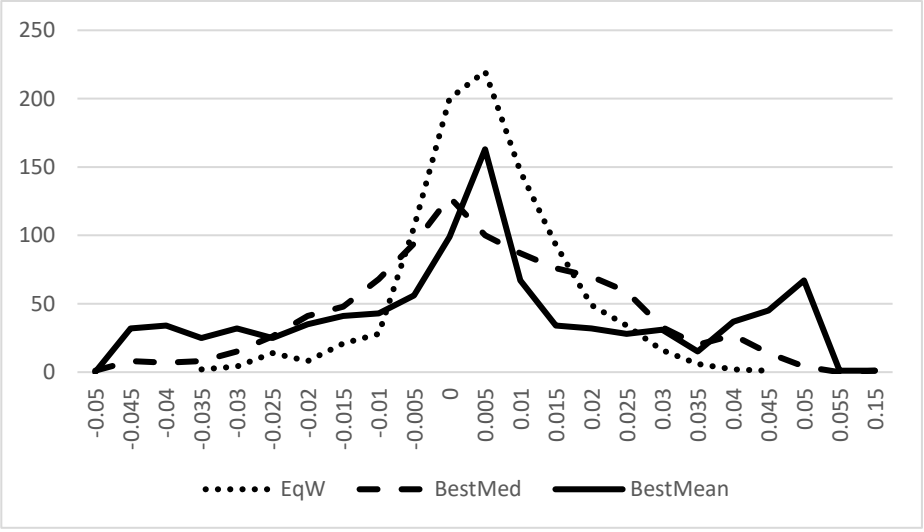
میانگین و سبد یکنواخت دارد. پس از این مقایسه می‌توان شاخص‌های مختلف ریسک را وارد مدل کرد و این بار به صورت واقعی‌تر به مقایسه مدل‌ها پرداخت.

جدول ۱ بازده سبدهای حاصل از مدل‌های مختلف را مقایسه می‌کند. توزیع بازدهی که از این مدل‌ها بدست آمده در چارک‌های مختلف نشان داده شده است. ستون نخست مقدار حداقل و ستون آخر حداکثر بازدهی است که از بکارگیری این مدل‌ها بدست آمده است. در مقایسه عملکرد میانه یا میانگین در بهینه‌سازی دو نکته مشخص قابل ذکر است. نخست این که در میان مقادیر ماکزیمم، بیشترین مقدار حدود ۱۹/۹ درصد متعلق است به مدل میانگین بهینه و در میان مقادیر می‌نیمم نیز کمترین مقدار ٦/۷- درصد نیز متعلق به مدل میانگین بهینه است. به عبارت دیگر مدل میانگین بهینه با دامنه [-0.067, 0.199] دارای پراکنده‌ترین توزیع است. به طور مشابه می‌توان دید که مدل منفعلانه سبد یکنواخت نیز با دامنه [-0.036, 0.044] کمترین طول توزیع بازده را داراست. مدل میانه بهینه نیز در بازه [-0.061, 0.15] توزیع شده است که بین این دو قرار دارد. **شکل ٤** نیز توزیع فراوانی بازده این مدل‌ها را به تصویر کشیده است. در این نمودار نیز می‌توان دید که سبد میانگین بهینه دنباله‌های پهنی دارد که نشانگر ریسک بالای این مدل است. در مقابل مدل میانه بهینه با وجود این که هیچ شاخصی از ریسک در آن بکار نرفته در کنترل ریسک عملکرد بسیار بهتری داشته و توزیع آن متمرکزتر است. نکته دوم این که میانه بهینه در حداقل بازده حدوداً ٠/٦ درصد زیان کمتر، در چارک اول (ستون دوم جدول) ٠/۵ درصد زیان کمتر، در میانه ٠/۱۲ درصد سود بیشتر و در میانگین ٠/۰۵ درصد سود بیشتر بدست داده است. تنها در چارک سوم است که میانگین بهینه حدود ٠/۲۵ درصد بیشتر سود داده است. به عبارت دقیق‌تر، مدل میانه بهینه در ۷۱ درصد موارد نتیجه بهتری در مقایسه با مدل میانگین بهینه به‌دست داده است. مدل میانگین بهینه تنها در ۲۹ درصد انتهای بازه عملکرد بهتری داشته است.

جدول ۱. مقایسه توزیع بازده مدل‌های مختلف با داده‌های بورسی ایران
مآخذ: محاسبات تحقیق

Tabel 1. Return distributions of various models using Iran's stock exchange market's data
Source: Author's Computation

	Min	1st Q	Median	Mean	3rd Q	Max
EqW	-۰/۰۳٦	-۰/۰۰۳٦	۰/۰۰۲۳	۰/۰۰۲٦	۰/۰۰۸٦	۰/۰٤۳۸
BestMean	-۰/۰٦۷۳	-۰/۰۱۳۹	۰	۰/۰۰۲۵	۰/۰۱۸٤	۰/۱۹۹۱
BestMed	-۰/۰٦۱۳	-۰/۰۰۹۲	۰/۰۰۱۲۸	۰/۰۰۲۹۹	۰/۰۱۵۹	۰/۱۵
MeanCVaR	-۰/۰٤۸	-۰/۰۰٦۷	۰/۰۰۱٤۸	۰/۰۰۲۷۵	۰/۰۱۰۹	۰/۱۲۷
MedCVaR	-۰/۰٤۹۳	-۰/۰۰۵۷٦	۰/۰۰۲٤۲	۰/۰۰۲٦٦	۰/۰۱۱٦	۰/۰۷۱۸۵
MedVaR	-۰/۰٦۱۳	-۰/۰۰۹۲	۰/۰۰۱۳	۰/۰۰۲۷۲	۰/۰۱۵۱	۰/۱۵
MedMax	-۰/۰۵۳٦	-۰/۰۰۹٤	۰/۰۰۱۵۷	۰/۰۰۲٤۳	۰/۰۱۵۱	۰/۰۸۱۸
MedMAD	-۰/۰٤۸۹	-۰/۰۰٤۹	۰/۰۰۲۱۷	۰/۰۰۲۷۸	۰/۰۱۰٤	س۰/۱۳٦۳

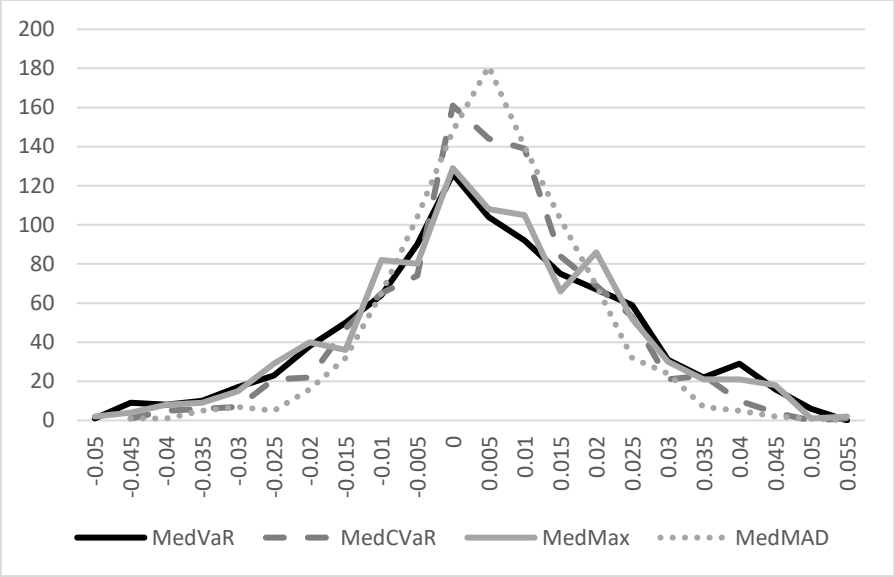


شکل ٤. مقایسه فراوانی بازده سبدهای میانگین بهینه، میانه بهینه و سبد یکنواخت بدون بکارگیری شاخص ریسک
مأخذ: محاسبات تحقیق

Figure 4. Comapring return frequencies of optimal mean, median and EqW models without any control of risk
Source: Author's Computation

مقایسه بین میانه و میانگین را می‌توان این‌بار با لحاظ شاخص‌های ریسک ادامه داد. با مقایسه دو مدل میانگین بهینه با شاخص ریسک متوسط ارزش در معرض ریسک (MeanCVaR) و میانه بهینه با شاخص ریسک ارزش در معرض ریسک (MedCVaR) که در هر دو $\alpha=0.1$ برای شاخص ریسک منظور شده، می‌توان همچنان به عملکرد بهتر میانه پی‌برد. مدل (MeanCVaR) با حدأقل بازده ٤/٨- درصد و حدأکثر بازده ۱۲/۷ درصد دامنه توزیع بسیار بزرگتری دارد نسبت به مدل (MedCVaR) که در دامنه [-0.049, 0.072] توزیع شده است. می‌توان دید که مدل میانه در چارک اول و میانه بازده‌ها عملکرد بهتری از خود نشان داده است. در واقع در ۵۲ درصد موارد مدل میانه بهینه با شاخص ریسک متوسط ارزش در معرض ریسک (MedCVaR) بازده بالاتری داشته است. البته این اختلاف بسیاری جزئی است و میانگین‌های این دو مدل تقریباً یکسان است.

می‌توان عملکرد شاخص‌های ریسک را نیز مورد محک قرار داد. مدل میانه بهینه با چهار شاخص ریسک انحرافات مطلق (MedMAD)، ارزش در معرض ریسک (MedVaR)، متوسط ارزش در معرض ریسک (MedCVaR) و حدأکثر زیان (MedMax) برآورد شده است. می‌توان با توجه به ارقام جدول در ستون‌ها حداقل بازده، چارک اول و میانه مشاهده کرد که دو شاخص ریسک متوسط ارزش در معرض ریسک (CVaR) و انحرافات مطلق (MAD) عملکرد بهتری در تمرکز توزیع و کنترل ریسک نسبت به دو شاخص دیگر داشته‌اند. مدل (MedVaR) با توزیع بازده در دامنه [-0.061, 0.15] بیشترین پراکندگی را داشته و همانند مدل (MedMax) همانطور که در **شکل ۵**نشان داده شده دنباله‌های بزرگتر دارند.



شکل ۵. مقایسه توزیع بازده سبدهای میانه بهینه با شاخص‌های مختلف ریسک
مأخذ: محاسبات تحقیق

Figure 5. Comapring return distributions of optimal median model subject to several risk measures.
Source: Author's Computation

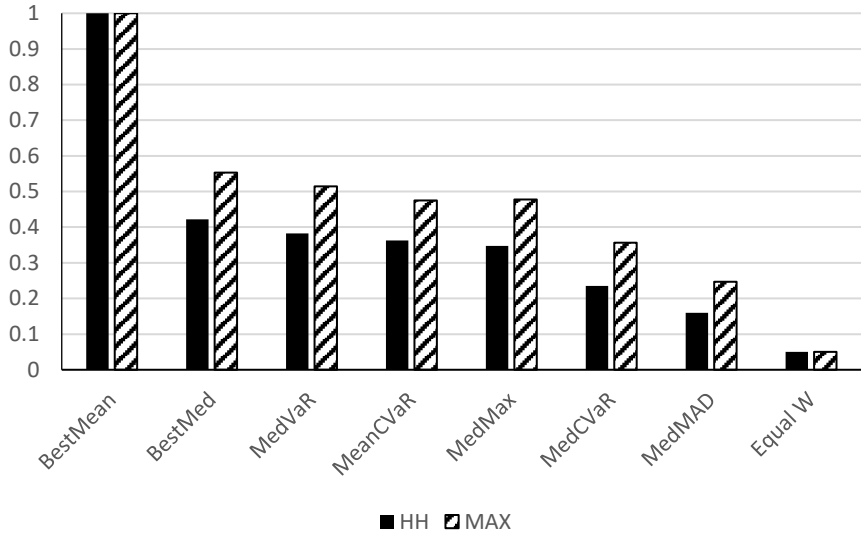
اما صرف نظر از عملکرد بهتر میانه در کسب بازده، همانطور که گفته شد یک مزیت دیگر این است که استفاده از میانه در بهینه‌سازی به جای میانگین به متنوع‌سازی بیشتر سبد منتهی می‌شود. **جدول ۲** متنوع‌سازی سبد مدل‌های مختلف با دو شاخص هرفیندهال-هیرشمن و MAX را نشان می‌دهد. **شکل ٦**نیز همین دو شاخص را برای مدل‌های مختلف را این بار به‌صورت مرتب به تصویر کشیده است. نخستین نکته در اینجا این است که مدل میانه بهینه (BestMean) که هیچ شاخصی ریسکی در آن به کار نرفته همواره سهام با بیشترین بازده متوسط را انتخاب می‌کند و تمام سبد را به آن اختصاص می‌دهد. بنابراین اصلاً متنوع‌سازی نشده است. مقدار ۱ در دو شاخص *HH* و *MAX* دقیقاً همین نکته را نشان می‌دهد یعنی کل دارایی به یک سهم اختصاص یافته است. مدل منفعلانه سبد یکنواخت در مقابل بیشترین متنوع‌سازی را دارد و به تمام سهام‌ها یک وزن

یکسان اختصاص می‌دهد. از آنجایی که ۲۰ سهم در بهینه‌سازی استفاده شده، هر دو شاخص رقم ۰/۰۵ را به خود گرفته‌اند. بنابراین مدل میانگین بهینه و مدل سبد یکنواخت کف و سقف متنوع‌سازی را نشان می‌دهند و مدل‌های مختلف از لحاظ متنوع‌سازی بین این دو قرار کران قرار خواهند گرفت.

جدول ۲. مقایسه درجه متنوع‌سازی مدل‌های مختلف با داده‌های بورسی ایران
مآخذ: محاسبات تحقیق

Tabel 2. Comparing diversification of various models using Iran's stock exchange market's data
Source: Author's Computation

	HH	MAX
Equal W	۰/۰۵	۰/۰۵
BestMean	۱	۱
BestMed	۰/۴۲۱۸	۰/۵۵۳
MeanCVaR	۰/۳۶۳	۰/۴۷۵۱
MedCVaR	۰/۲۳۵	۰/۳۵۶
MedVaR	۰/۳۸۲۲	۰/۵۱۴۵
MedMax	۰/۳۴۷	۰/۴۷۸
MedMAD	۰/۱۶	۰/۲۴۷



شکل ٦. مقایسه درجه متنوع‌سازی مدل‌های مختلف با داده‌های بورسی ایران
مأخذ: محاسبات تحقیق

Figure 6. Comapring diversification of various model using Iran's stock exchange market's data
Source: Author's Computation

نکته دوم این که مدل میانه بهینه بدون هیچ قید کنترل کننده ریسک با شاخص HH=0.42 و شاخص MAX=0.55 به سطح قابل قبولی از متنوع‌سازی سبد دست یافته است. طبق شاخص MAX بالاترین وزنی که به یک سهم اختصاص یافته ۰/۵۵ بوده در حالی که در مدل میانگین بهینه این رقم ۱ بود. درجه متنوع‌سازی با در نظر گرفتن قیود کنترل‌کننده ریسک بهبود بیشتری می‌یابد. از میان شاخص‌های مختلف ریسک نیز می‌توان دید که همچنان متوسط ارزش در معرض ریسک (CVaR) و انحرافات مطلق (MAD) عملکرد بهتری نسبت به سایر شاخص‌های ریسک داشته‌اند و سبد بدست آمده در این دو تا حد بسیار خوبی متنوع‌سازی شده است.

۵- جمع‌بندی و نتیجه‌گیری

مدل بهینه‌سازی سبد سهام مارکویتز دارای نواقصی است که در ادبیات به آن زیاد پرداخته شد است. یکی از مهمترین این نواقص فرض نرمال بودن بازده سهام در بازار است. این فرض در بسیار از مطالعات رد شده است. مسئله‌ای که مورد توجه این مقاله قرار دارد این است که در صورت غیرنرمال بودن توزیع مقادیر بازده دیگر شاید میانگین شاخص خوبی برای بیشینه‌سازی نباشد. میانگین تا حد زیادی تحت تأثیر مقادیر پرت با بازده خیلی بالا قرار دارد و همین موجب شده تا برخی آن را بیشینه‌سازی خطا بنامند. بکارگیری میانه به جای میانگین در بهینه‌سازی سبد سهام یکی از راه‌حل‌هایی است که در کنار بسیاری راهکارهای دیگر پیشنهاد شده است.

در این مقاله مدل‌های مختلفی از بیشینه‌سازی میانه یا بیشینه‌سازی میانگین با شاخص‌های مختلفی از ریسک ارائه و با داده‌های واقعی بیست شرکت بورسی ایران از ابتدای سال ۲۰۱٦ (دی ۱۳۹٤) تا انتهای سال ۲۰۱۹ (دی ۱۳۹۸) مورد آزمون قرار گرفت. مهمترین نتیجه بدست آمده حاکی از عملکرد بهتر میانه از نظر بازده است. مدل بیشینه-سازی میانه در بیشتر از ۷۱ درصد موارد بازده‌های بالاتری کسب کرده و متوسط بازده سبد بهینه آن نیز بیشتر بوده است. این بدان معنی است که با بکارگیری مدل میانه بهینه و انباشت دارایی در طی زمان ارزش سبد بیشتری بدست خواهد آمد. علاوه بر این و به عنوان نتیجه دوم، مشاهده شد که مدل میانه بهینه از نظر متنوع‌سازی نیز عملکرد بسیار خوبی دارد. درجه متنوع‌سازی سبد در مدل‌های مختلفی که با قیود ریسک مختلف یا بدون آن بدست آمده نشان می‌دهد که بطور کل بهینه‌سازی میانه به جای میانگین سبد متنوع‌تری بدست خواهد داد. علاوه بر این بکارگیری شاخص‌های مختلف ریسک نیز به ما امکان داد تا عملکرد آن را از منظر کنترل ریسک و متنوع‌سازی مورد مقایسه قرار دهیم. به عنوان نتیجه سوم نیز مشاهده شد که دو شاخص متوسط ارزش در معرض ریسک (CVaR) و انحرافات مطلق (MAD) در مقایسه با دیگر شاخص‌های ریسک از لحاظ کنترل ریسک در دامنه پایین توزیع یعنی مقادیر زیان و همچنین به لحاظ متنوع‌سازی عملکرد بسیار بهتری به همراه داشته‌اند.

Acknowledgments: The authors would like to acknowledge the valuable comments and suggestions of the reviewers, which have improved the quality of this paper.

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

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

References

Ansari Mahabadi, S.; Massah Bavani, A.R. & Bagheri, A. (2018). Improving adaptive capacity of social-ecological system of Tashk-Bakhtegan Lake basin to climate change effects – A methodology based on Post-Modern Portfolio Theory. *Ecohydrology & Hydrobiology*, *18(4)*. 365-378.

Azar, A., Yazdanian A. & Ghandehari M. (2019). Stock portfolio optimization using genetic algorithm and adaptive k-means method based on genetic algorithm. *Presented in the 4th Seminar of Mathematics and Humanities*, Tehran, Iran. https://www.sid.ir/paper/883624/fa [in Persian]

Benati, S. (2011). Heuristic methods for the optimal statistic medians problem. *Computers & Operations Research* 38(1), 379–386.

Benati, S. (2015). Using medians in portfolio optimization. *Journal of the Operational Research Society* 66, 720 –731.

Benati, S & Rizzi R. (2009). The optimal statistical median of a convex set of arrays. *Journal of Global Optimization*. 44 (1), 79–9.

Ben Salah, H.; Chaouch, M.; Gannoun, A.; De Peretti, C. & Trabelsi, A. (2018). Mean and median-based nonparametric estimation of returns in mean-downside risk portfolio frontier. *Annals of Operations Research*, *262*. 653–681

Boyle, P. P., Siu, T. K., & Yang, H. (2002). Risk and probability measures. *Risk, 15(7)*. 53–57

Branda, M.; Bucher, M.; Cervinka, M. & Schwartz, A. (2018). Convergence of a Scholtes-type regularization method for cardinality-constrained optimization problems with an application in sparse robust portfolio optimization. *Computational Optimization and Applications*, *70*. 503-530.

Broadie, M. (1993). Computing efficient frontiers using estimated parameters. *Annals of Operations Research* 45(1), 21–58.

Chen, X.; Song, P.; Gao, K. & Qiao, Y. (2017). The Application in the Portfolio of China's A-share Market with Fama-French Five-Factor Model and the Robust Median Covariance Matrix. *International Journal of Economics, Finance and Management Sciences, 5(4).* 222-228.

Chen, J.M. (2016). A Four-Moment Capital Asset Pricing Model. In: *Postmodern Portfolio Theory*. Quantitative Perspectives on Behavioral Economics and Finance. Palgrave Macmillan, New York. https://doi.org/10.1057/978-1-137-54464-3_10

Cont, R. (2001). Empirical properties of asset returns: Stylized facts and statistical issues. *Quantitative Finance* 1(2), 223–236.

Cooper, L.; Evnine, J.; Finkelman, J.; Huntington, K. & Lynch, D. (2016). Social Finance and the Postmodern Portfolio: Theory and Practice. *The Journal of Wealth Management, 18(4)*. 9-21.

Dai, W. (2018). Mean-Entropy Models for Uncertainty Portfolio Selection. In: *Multi-Objective Optimization*; Springer: Singapore.

DeMiguel, V. & Nogales F.J. (2009). Portfolio selection with robust estimation. *Operations Research* 57(3), 560–577.

DeMiguel, V., Garlappi L. & Uppal R. (2009). Optimal versus naive diversification: How inefficient is the 1/N portfolio strategy? *Review of Financial Studies*, 22(5), 1915–1953.

Erfani, A. & Safari S. (2014). A study of return cyclical pattern monthly in Tehran stock (by using moving block bootstrap). *Financial Knowledge of Securities Analysis*, Vol. 7, No.22, PP. 47-59. https://jfksa.srbiau.ac.ir/article_2925.html?lang=en [in Persian]

Fabozzi, F. J.; Kolm, P. N.; Pachamanova, D. A. & Focardi, S. M. (2007). Robust Portfolio Optimization and Management. *John Wiley & Sons, Inc.*, Hoboken, New Jersey.

Geambasu, C.; Sova, R.; Jianu, I. & Geambasu, L. (2013). Risk measurement in post-modern portfolio theory: differences from modern portfolio theory. *Economic Computation and Economic Cybernetics studies and Research, 47*. 486-508.

Gerber, S.; Markowitz, H. M & Pujara, P. (2015). Enhancing multi-asset portfolio construction under Modern Portfolio Theory with a robust co-movement measure. SSRN Electronic Journal. DOI: 10.2139/ssrn.2627803

Grossi, L. & Laurini F. (2011). Robust estimation of efficient mean-variance frontiers. *Advances in Data Analysis and Classification* 5(1), 3–22.

Gupta, P., Mehlawat M. K. & Mittal G. (2012). Asset portfolio optimization using support vector machines and real-coded genetic algorithm. *Journal of Global Optimization*. 53, 297–315.

Hu, J.; Harmsen, R.; Crijns-Graus, W. & Worrel, E. (2019). Geographical optimization of variable renewable energy capacity in China using modern portfolio theory. *Applied Energy, 253*.

Huang, D.; Zhou, J.; Li, B.; Hoi, S. C. H. & Zhou, S. (2016). Robust Median Reversion Strategy for Online Portfolio Selection. *IEEE Transactions on Knowledge and Data Engineering, 28(9).*

Huo, L., Kim T. H. & Kim Y. (2012). Robust estimation of covariance and its application to portfolio optimization. *Finance Research Letters*. 9(3) 121-134.

Jagannathan, R. & Ma T. (2003). Risk reduction in large portfolios: Why imposing the wrong constraints helps. *Journal of Finance* 58(4): 1651–1684.

Kamali, S. (2014). Portfolio Optimization Using Particle Swarm Optimization and Genetic Algorithm. *Journal of Mathematics and Computer Science*, 10(2). 85-90

Kara, G., Ozmen A. & Weber G. W. (2019). Stability advances in robust portfolio optimization under parallelepiped uncertainty. *Central European Journal of Operations Research*. 27, 241-261.

Karandikar, R. (2012). Modelling in the Spirit of Markowitz Portfolio Theory in a Non-Gaussian World. *Current Science, 100(6)*. 666-672.

Katterbauer, K., Oguz C. & Salman S. (2012). Hybrid adaptive large neighborhood search for the optimal statistic median problem. *Computers & Operations Research* 39(11), 2679–2687.

Li, J.Y.M. (2018). Technical Note—Closed-Form Solutions for Worst-Case Law Invariant Risk Measures with Application to Robust Portfolio Optimization. *Operational Research, 66(6)*.

Markowitz, H. M. (1952). Portfolio selection. *Journal of Finance* 7(1): 77–91.

Mercurio, P. J.; Wu, Y. & Xie, H. (2020). An Entropy-Based Approach to Portfolio Optimization. *Entropy, 22(3)*.

Ortobelli, S., Rachev, S. T., Stoyanov, S., Fabozzi, F. J., & Biglova, A. (2005). The proper use of risk measures in portfolio theory.

International Journal of Theoretical and Applied Finance, 8(8). 1107–1133.

Puerto, J.; Rodriguez-Madrena, M. & Scozzari, A. (2020). An application of the p-median problem in optimal portfolio selection. IX Workshop on Locational Analysis and Related Problems.

Qiu, H., Han F., Liu H. & Caffo B. (2015). Robust portfolio optimization, in: Advances in Neural Information Processing Systems (NIPS), 28, 46–54.

Raei, R. & Nabizadeh A. (2013). Testing Stock Return Distribution in the Tehran Stock Exchange. *Journal of Financial Management Strategy*. Vol.1, No.1, pp. 1-15. 10.22051/JFM.2014.952 [in Persian]

Rasiah, D. (2012). Post-modern portfolio theory supports diversification in an investment portfolio to measure investment's performance. *Journal of Finance and Investment Analysis, 1(1)*.

Rockafellar, R. T., & Uryasev, S. (2000). Optimization of conditional value-at-risk. *Journal of Risk, 2*. 21–41.

Rom, B. M. & Ferguson, K. W. (1993). Post-Modern Portfolio Theory Comes of Age. *The Journal of Investing, 2(4).* 27.33.

Rotela, P. (2017). Entropic Data Envelopment Analysis: A Diversification Approach for Portfolio Optimization. *Entropy*, *19*. 352.

Schulmerich, M.; Leporcher, Y.M.; & Eu, C.H. (2015). Modern Portfolio Theory and Its Problems. In: *Applied Asset and Risk Management*. Management for Professionals. Springer, Berlin, Heidelberg. https://doi.org/10.1007/978-3-642-55444-5_2

Shams, S., & Esfandirari Moghaddam, A. T. (2017). The impact of herding behavior on the performance of investment companies based on modern and post modern portfolio theory. *Financial Research Journal*, *19*(1), 97-118.

Shannon, C. E. (2001). A mathematical theory of communication. *ACM SIGMOBILE mobile computing and communications review*, *5*(1), 3-55.

Sefiane, S. & Benbouziane M. (2012). *Portfolio Selection Using Genetic Algorithm. Journal of Applied Finance & Banking*, 2(4). 143-154.

Sornette, D. (2004). Why Stock Market Crash: Critical Events Is Complex Financial Systems. Princeton University Press: Princeton.

Sortino, F. & Price, L. N. (1994). Performance Measurement in a Downside Risk Framework. *The Journal of Investing, 3(3).* 59-64.

Swisher, P. & Kasten, G.W. (2005). Post-modern portfolio theory. *Journal of Financial Planning, 18(9)*.

Taghizadeh Yazdi, M., Fallahpour, S. & Ahmadi Moghaddam, M. (2017). Portfolio selection by means of Meta-goal programming and extended lexicograph goal programming approaches. *Financial Research Journal*, 18(4), 591-612. 10.22059/JFR.2017.62580 [in Persian]

Tehrani, R., Fallah, S.T., & Asefi, S. (2018). Portfolio Optimization Using Krill Herd Metaheuristic Algorithm Considering Different Measures of Risk in Tehran Stock Exchange. *Financial Research Journal*, 20(4), 409-426. 10.22059/FRJ.2019.244004.1006538 [in Persian]

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, 19 (4), 43-78. 10.22055/jqe.2021.33186.2240 [in Persian]

Trzpiot, G. & Majewska J. (2008). Investment decisions and portfolio classification based on robust methods of estimation. *Operations Research and Decisions* 1, 83–96.

Tukey, J. W. (1960). A survey of sampling from contaminated distributions. In: I. Olkin (ed). Contributions to Probability and Statistics. Stanford University Press: Stanford, 448–485.

Viswanathan, L. & Maheswaran S. (2017). An Investigation into non-normality of stock returns. Asian Journal of Empirical Research, Asian Economic and Social Society, Vol.7 (2), 19-27.

Yang, L., Couillet R. & McKay M. R. (2015). A Robust Statistics Approach to Minimum Variance Portfolio Optimization. *IEEE Transactions on Signal Processing* 63(24).

Yanou, G. (2013). Extension of the random matrix theory to the L-moments for robust portfolio selection. *Quantitative Finance* 13(10), 518–531.

Zhou, R. (2017). Properties of Risk Measures of Generalized Entropy in Portfolio Selection. *Entropy*, *19*. 657.

Zhu, H., Wang Y., Wang K. & Chen Y. (2011). Particle Swarm Optimization (PSO) for the constrained portfolio optimization problem. *Expert Systems with Applications*, 38(8). 10161-10169.

فصلنامه‌ی اقتصاد مقداری

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

اثرات تحریم‌های نفتی ایران بر رفاه خانوارها: رهیافت تعادل عمومی قابل محاسبه پویای بازگشتی

میر فرهاد صدیق محمدی*، احمد سرلک**، سید عباس نجفی‌زاده***، محمد حسن‌زاده****

* دانشجوی دکتری اقتصاد، واحد اراک، دانشگاه آزاد اسلامی، اراک، ایران.
** دانشیار اقتصاد، گروه اقتصاد، واحد اراک، دانشگاه آزاد اسلامی، اراک، ایران. (نویسنده‌ی مسئول)
*** استادیار اقتصاد، گروه اقتصاد، واحد اراک، دانشگاه آزاد اسلامی، اراک، ایران.
**** دانشیار اقتصاد، گروه اقتصاد، دانشگاه محقق اردبیلی، اردبیل، ایران.

اطلاعات مقاله

تاریخ دریافت: ۱۳ مرداد ۱۴۰۰
تاریخ بازنگری: ۲۸ آذر ۱۴۰۰
تاریخ پذیرش: ۲۸ آذر ۱۴۰۰

طبقه‌بندی JEL: *I31، C68، Q34، F51*

واژگان کلیدی:
تحریم، نفت، مدل تعادل عمومی قابل محاسبه، رفاه خانوارها

ارتباط با نویسنده (گان) مسئول:
ایمیل: a-sarlak@iau-arak.ac.ir
0000-0001-7237-2880

آدرس پستی:
ایران، استان مرکزی، اراک، میدان امام خمینی(ره)، کیلومتر۳ جاده خمین، دانشگاه آزاد اسلامی واحد اراک، دانشکده‌ی مدیریت، گروه اقتصاد، کد پستی: ۳۸۳۶۱-۱۹۱۳۱

اطلاعات تکمیلی:
این مقاله برگرفته از پایان نامه‌ی دکتری آقای میر فرهاد صدیق محمدی در رشته‌ی علوم اقتصادی به راهنمایی دکتر احمد سرلک در دانشگاه آزاد اسلامی واحد اراک می‌باشد.

قدردانی: از تمامی افراد و موسساتی که در انجام این تحقیق مؤلف را مساعدت نموده‌اند، قدردانی می‌شود.
تضاد منافع: نویسنده‌گان 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 پژوهشی اقتصاد مقداری (بررسی های اقتصادی سابق)

چکیده

این مقاله به بررسی اثر تحریم صادرات نفت بر رفاه خانوارها در ایران از طریق معیار تغییرات معادل می‌پردازد. بدین منظور، با توجه به قابلیت‌های مدل تعادل عمومی قابل محاسبه نسبت به مدل‌های تک معادله‌ای، مدل تعادل عمومی قابل محاسبه پویای بازگشتی بر مبنای داده‌های ماتریس حسابداری اجتماعی سال ۱۳۹۵، کالیبره شده و با شبیه‌سازی کاهش صادرات نفت، تغییرات رفاه گروه‌های مختلف خانوارهای شهری و روستایی مقایسه گردیده است. در همین راستا، یک سناریو با میزان کاهش ۷۰ درصدی صادرات نفت، برای تمام دوره‌ها در مدل اعمال شده است. نتایج به دست آمده در خصوص تأثیر محدودیت صادرات نفت بر برخی متغیرهای کلان اقتصادی نشان می‌دهد که کاهش صادرات نفت، منجر به افزایش نرخ ارز و صادرات غیر نفتی و نیز کاهش جذب داخلی، صادرات و واردات کل و تولید ناخالص داخلی می‌گردد. با کاهش صادرات نفت، درآمد و مخارج مصرفی خانوارهای شهری و روستایی در طول دوره کاهش می‌یابد. کاهش در درآمد و مخارج مصرفی گروه‌های مختلف خانوارهای شهری و روستایی روند افزایشی دارد. همچنین دهک‌های بالاتر خانوارهای شهری و روستایی، کاهش بیشتری در درآمد و مخارج خود دارند. به علاوه، درآمد و مخارج خانوارهای روستایی بیش از خانوارهای شهری تحت تأثیر قرار می‌گیرد. محاسبه تغییرات معادل به عنوان شاخص رفاه خانوار در دوره مورد بررسی نشان می‌دهد که رفاه خانوارهای شهری و روستایی در تمام گروه‌ها کاهش می‌یابد و دهک‌های بالایی کاهش رفاه بیشتری دارند. همچنین کاهش رفاه تمام گروه‌های خانوارهای روستایی در طول دوره همواره بیش از خانوارهای شهری می‌باشد. به علاوه، با ادامه روند تحریم صادرات نفت، از شکاف موجود میان کاهش رفاه خانوارهای روستایی و شهری کاسته می‌شود. تحلیل حساسیت نسبت به کشش‌های کلیدی مدل نشان می‌دهد که با تغییر کشش‌های اولیه به صورت انفرادی و ترکیبی، تغییر قابل توجهی در نتایج به وجود نیامده و بنابراین اعتبار نتایج اصلی تأیید می‌گردد.

ارجاع به مقاله:
صدیق محمدی، میر فرهاد.، سرلک، احمد.، نجفی‌زاده، سید عباس و حسن‌زاده، محمد. (۱۴۰۲). اثرات تحریم‌های نفتی ایران بر رفاه خانوارها: رهیافت تعادل عمومی قابل محاسبه پویای بازگشتی. *فصلنامه‌ی اقتصاد مقداري (بررسي‌هاي اقتصادي سابق)*، ۲۰ (۱)، ۱۹۴-۱۳۹.
http://doi.org/10.22055/jqe.2021.38169.2397

© 2023 Shahid Chamran University of Ahvaz, Ahvaz, Iran. This article is an open access article distributed under the terms and conditions of the Creative Commons Attribution-NonCommercial 4.0 International (CC BY-NC 4.0 license) (http://creativecommons.org/licenses/by-nc/4.0/)

۱- مقدمه

از «عصر پریکلس»[1] در یونان باستان تا کنون، تحریم‌های[2] اقتصادی به عنوان یک ابزار برجسته و هدفمند در سیاست خارجی، در راستای تحقق اهداف ایجادکنندگان این عملکردهاست. به خصوص از زمان پایان جنگ سرد، تحریم اقتصادی به عنوان یک راهکار جایگزین برای برخوردهای نظامی به منظور اعمال فشار بر کشورهای هدف و تحت تأثیر قرار دادن رفتار آنها، به طور فزاینده‌ای مورد استفاده قرار گرفته است (Drezner, 1999; Peksen & Drury, 2010; Kazerooni, Ghorbani & Saghafi, 2015). در همین راستا، بر اساس پایگاه داده تحریم‌های جهانی[3](GSDB)، طی سال‌های ۱۹۵۰ تا ۲۰۱۹ تعداد تحریم‌های ثبت شده ۱۱۰۱ مورد بوده است و بخش قابل توجه این تحریم‌ها مربوط به سه دهه اخیر طی دوره مذکور می‌باشد (Kirilakha, Felbermayr, Syropoulos, Yalcin & Yotov, 2021).

بعد از پیروزی انقلاب اسلامی در ایران، تحریم‌های گسترده‌ای به صورت یک‌جانبه و چندجانبه از جانب آمریکا، اتحادیه اروپا و سازمان ملل علیه ایران اعمال شده و طی سال‌های اخیر شدت بیشتری گرفته است. این تحریم‌ها با هدف ایجاد امتیاز جهانی و استفاده از ظرفیت سازمان‌های بین‌المللی برای افزایش شدت و دامنه تحریم‌ها صورت گرفته است تا بتواند بخش‌های اصلی اقتصاد ایران را هدف قرار دهد (Felbermayr, Syropoulos, Yalcin & Yotov, 2019; Nakhli, Rafat, Bakhshi Dastjerdi & Rafei, 2020). از جمله حوزه‌های اصلی این تحریم‌ها، حوزه انرژی به ویژه نفت به عنوان یکی از مهم‌ترین شریان‌های اقتصادی کشور بوده و منجر به کاهش قابل ملاحظه مقدار صادرات نفت ایران و به تبع آن کاهش درآمدهای ارزی حاصل از صادرات نفت گردیده است.

قوانینی که در سال ۲۰۱۱ و ۲۰۱۳ در آمریکا به تصویب رسید، همراه با دستورات اجرایی بعدی، از طریق تحریم بانک‌هایی که با ایران معامله می‌کنند یا معاملات نفت را تسهیل می‌کنند و نیز نهادهایی که نفت ایران را می‌خرند، چارچوبی را ایجاد کرد که

---

[1] Age of Pericles

[2] Sanctions

[3] The Global Sanctions Data Base (GSDB)

موجب کاهش خرید نفت خام و سایر فرآورده های نفتی از ایران شد (Brown, 2020). در همین راستا، اتحادیه اروپا به عنوان یکی از خریداران اصلی نفت ایران، در ژانویه ۲۰۱۲ تحریم واردات نفت از ایران را تصویب کرد و از ژوئن ۲۰۱۲ با اعمال کامل تحریم‌ها، واردات نفت از ایران را به صفر رسانید (Felbermayr, Syropoulos, Yalcin & Yotov, 2019; Valadan Zarghani, 2018). بر اساس داده‌های صادرات نفت خام سازمان کشورهای صادرکننده نفت (اوپک)، طی سال‌های ۲۰۱۲ تا ۲۰۱۹، میزان صادرات نفت خام ایران از ۲٫۱۰۲ میلیون بشکه در روز به ۶۵۱ هزار بشکه در روز رسیده است که نشان دهنده کاهش حدود ۷۰ درصدی صادرات نفت ایران است (OPEC, 2017, 2020).

با توجه به ساختار وابسته اقتصاد ایران به درآمدهای نفتی، کشورهای تحریم‌کننده ایران در جهت نشانه‌روی نقاط آسیب‌پذیر اقتصاد کشور، بخش نفت را هدف قرار داده‌اند (Valadan Zarghani, 2018). در طول چهار دهه گذشته، درآمدهای نفتی همواره بیش از ۵۰ درصد منابع دولت و حدود ۸۰ درصد از درآمدهای صادراتی ایران را شامل شده است (Mesbahi, Asgharpour, Haghighat, Kazerooni & Fallahi, 2017). تحریم‌های اعمال شده بر صادرات نفت ایران، با کاهش درآمدهای ارزی، نرخ ارز را به سمت بالا متأثر می‌کند. با افزایش نرخ ارز، قیمت مواد اولیه و کالاهای واسطه‌ای و سرمایه‌ای افزایش یافته و تولید را با محدودیت مواجه می‌کند. از سوی دیگر افزایش صادرات غیرنفتی و نیز کاهش تقاضا برای کالاهای وارداتی و افزایش کالاهای مشابه تولید داخل، به واسطه افزایش نرخ ارز، می‌تواند اثر مثبت بر سطح تولید و اشتغال داشته باشد. همچنین تحریم‌های نفتی درآمدهای ارزی دولت را کاهش داده و منجر به کاهش مخارج دولت و به تبع آن کاهش تقاضای کل می‌گردد که ممکن است اثر منفی بر تولید و اشتغال داشته باشد. به این ترتیب، فشار ناشی از تحریم‌های نفتی به بخش‌های مختلف اقتصاد منتقل شده و منجر به تشدید نوسانات متغیرهای کلان می‌گردد (Keshavarz Haddad, Abounoori & Jahani, 2020; Haqiqi & Bahador, 2015; Haqiqi & Bahalou Horeh, 2013). بنابراین، تحریم صادرات نفت از طریق تغییر در قیمت‌های صادراتی و وارداتی و در ترکیب با قیمت‌های داخلی می‌تواند منجر به تغییر در قیمت‌های نسبی شود. تغییر در قیمت‌های نسبی می‌تواند منجر به تغییر در درآمد و مخارج خانوارها

شده و در نهایت رفاه خانوارها را تحت تأثیر قرار دهد (Hassanzadeh, Sadeghi, Usefi, Sahabi & Ghanbari, 2013).

رفاه بدون شک یکی از مفاهیم مهم مورد نظر اقتصادانان می‌باشد که بر این اساس توجه زیادی را هم از نظر تئوریکی و هم از نظر تجربی به خود جلب کرده است. یک بخش مهم ادبیات اقتصادی تعیین رفاه اقتصادی می‌باشد (Gohin, 2005). در ادبیات اقتصاد رفاه، معیارهای مختلفی برای اندازه‌گیری تغییرات رفاه ناشی از اجرای سیاست‌های مختلف وجود دارد. در بین این معیارها، دو معیار تغییرات معادل (EV)[4] و تغییرات جبرانی (CV)[5] به این دلیل که قادرند تا سیاست مورد نظر را با توجه به مفهوم پیشرفت بالقوه پارتو[6] مورد ارزیابی قرار دهند و همچنین تغییرات رفتاری مصرف‌کننده در مقابل تغییر قیمت‌ها را نیز لحاظ نمایند از نظر تئوریکی به بقیه ترجیح داده می‌شوند (Cory, Gum, Martin & Brokken, 1981; Karimi, Emamverdi & Karimi, 2014). اگرچه از هر دو معیار EV و CV می‌توان استفاده کرد؛ اما همان‌گونه که مک‌کنزی (۱۹۸۳) بیان می‌کند، زمانی که چندین تعادل جدید را با هم مقایسه می‌کنیم، معیار EV، معیار مناسب‌تری است؛ چرا که در همه آن‌ها تعادل اولیه مبنای محاسبه تغییرات رفاه قرار می‌گیرد (McKenzie, 1983).

از جمله رهیافت‌های مناسب برای برآورد اثرات شوک‌های بیرونی بر اقتصاد یک کشور، مدل‌های تعادل عمومی است. عموماً مدل‌های تعادل عمومی با این هدف به کار می‌روند تا از طریق مقایسه تعادل ثانویه (تعادل پس از اعمال سیاست یا پس از تأثیرگذاری شوک خارجی) و تعادل اولیه (تعادل پیش از اعمال سیاست) تجزیه و تحلیلی ارائه نمایند. در فرایند محاسبه تعادل ثانویه، اطلاعات مربوط به قیمت‌ها، مقادیر، سطح مطلوبیت مصرف‌کننده، استخدام عوامل تولید توسط فعالیت‌ها و دیگر مشخصه‌های مربوط به تعادل ثانویه محاسبه می‌شود. لذا امکان محاسبه تغییرات رفاه در دو حالت فراهم می‌شود (Shoven & Whalley, 1992).

---

[4] Equivalent Variation (EV)

[5] Compensating Variation (CV)

[6] Potential Pareto Improvement

مطالعات محدودی به بررسی اثرات تحریم‌ها در چارچوب مدل تعادل عمومی بر رفاه خانوارها پرداخته‌اند. در بیشتر مطالعات، درآمد و مخارج خانوار معیار رفاه در نظر گرفته شده و اینکه عموماً از مدل‌های تعادل عمومی ایستا استفاده شده است. بنابراین در مقاله حاضر، به منظور بررسی اثرات رفاهی کاهش صادرات نفت در نتیجه اعمال تحریم‌های نفتی، از رهیافت مدل تعادل عمومی قابل محاسبه پویای بازگشتی (RDCGE)[7] بر مبنای داده‌های ماتریس حسابداری اجتماعی (SAM)[8] سال ۱۳۹۵ بهره گرفته شده است. همچنین به منظور بررسی دقیق‌تر تأثیر تکانه کاهش صادرات نفت بر رفاه خانوارها در چارچوب مدل مذکور، معیار EV برای ارزیابی تغییر در رفاه خانوارهای شهری و روستایی در گروه‌های مختلف درآمدی محاسبه شده است.

برای بررسی موضوع فوق، در بخش دوم مقاله، ادبیات موضوع شامل مبانی نظری و پیشینه پژوهش ارائه می‌شود. سپس در بخش سوم، روش‌شناسی تحقیق شامل چارچوب مدل تحقیق، مکانیسم تأثیرگذاری کاهش صادرات نفتبر متغیرهای کلان اقتصادی و رفاه خانوارها و نحوه مدل‌سازی آن، و در ادامه نحوه محاسبه معیار EV در چارچوب مدل تعادل عمومی و نیز داده‌های مورد استفاده و کالیبراسیون مدل ارائه شده است. در بخش چهارم تحت سناریوی کاهش صادرات نفت، معیار EV به منظور بررسی تغییر رفاه خانوارهای شهری و روستایی محاسبه گردیده است. در بخش پنجم، خلاصه و نتیجه‌گیری ارائه شده است.

۲- مبانی نظری و پیشینه پژوهش

تحریم جزئی از دیپلماسی بین‌المللی حاکم بر جهان کنونی است که از سوی کشورهای تحریم‌کننده به عنوان ابزاری غیرنظامی برای اجبار دولت‌های کشورهای هدف جهت انجام واکنش مورد نظر اعمال می‌شود. منظور از تحریم اقتصادی، کاهش یا متوقف ساختن، یا تهدید به توقف روابط اقتصادی، تجاری و مالی متعارف با کشور هدف از سوی دولت کشور تحریم کننده است. در واقع تحریم سلاحی اقتصادی در میدان مبارزه‌ای غیر نظامی است که دیپلماسی را از گفتگو فراتر برده و وارد عمل می‌شود. تحریم کننده ممکن است

[7] Recursive Dynamic Computable General Equilibrium (RDCGE)

[8] Social Accounting Matrix (SAM)

دولت یک یا چند کشور از قبیل آمریکا و یا یک سازمان بین‌المللی از قبیل سازمان ملل باشد (Eyler, 2007; Hufbauer, Schott, Elliott & Oegg, 2007).

پژوهشگران عموماً بین تحریم‌های منفی و مثبت تفاوت قائل می‌شوند. تحریم‌های منفی شناخته شده‌ترین ابزار اقتصادی در عرصه سیاست خارجی است. این تحریم‌ها برای اعمال فشار و وارد آوردن آسیب اقتصادی به یک یا چند کشور تحمیل می‌شوند. در مقابل، تحریم‌های مثبت اقداماتی است که برای تقویت همکاری بین برخی کشورها انجام می‌پذیرد. در چارچوبی دیگر می‌توان تحریم اقتصادی را از منظر کشورهای تحریم‌کننده، به دو دسته تحریم‌های یک‌جانبه و چندجانبه تقسیم‌بندی نمود (Caruso, 2003).

به موازات مباحثات سیاستی رو به رشد و توجه عمومی به دیپلماسی اقتصادی، پژوهش‌های حوزه تحریم پیشرفت چشمگیری در ارائه بینش در مورد جنبه‌های مختلف استفاده، اهداف و اثربخشی تحریم‌ها داشته است. از جمله پژوهش‌های اولیه که به موضوع اهداف تحریم پرداخته‌اند می‌توان به هافمن[9] (۱۹۶۷)، والنستین[10] (۱۹۶۸)، باربر[11] (۱۹۷۹)، دائودی و داجانی[12] (۱۹۸۳) و لیندسی[13] (۱۹۸۶)، اشاره کرد. به عنوان مثال باربر (۱۹۷۹) سه دسته اصلی از اهداف سیاستی را مشخص می‌کند: دسته اول مربوط به رفتار و سیاست‌های کشورهایی که هدف تحریم واقع شده‌اند؛ دسته دوم مربوط به رفتار، انتظارات و وضعیت بین‌المللی کشورهای تحریم‌کننده؛ و دسته سوم مربوط به ساختار و عملکرد سیستم بین‌المللی است که یا مربوط به ساختار کلی سیستم بین‌المللی و یا برخی از بخش‌های آن است. از سوی دیگر، لیندسی (۱۹۸۶) گسترده‌ترین دسته‌بندی را در مورد اهداف سیاست خارجی ارائه می‌دهد که شامل انطباق، براندازی، بازدارندگی، نمادگرایی داخلی و نمادگرایی بین‌المللی است (Peksen, 2019).

با نگاهی به هدف تحریم‌ها، می‌توان سه نوع تحریم اقتصادی را از هم تشخیص داد. در واقع تحریم‌کنندگان از سه طریق سعی در تحمیل هزینه به هدف خود دارند: از

---

[9] Hoffmann
[10] Wallensteen
[11] Barber
[12] Daoudi and Dajani
[13] Lindsay

طریق محدود کردن واردات، از طریق محدود کردن صادرات و از طریق تحریم جریان مالی (جریان مالی تجاری، اعتبارات بانک جهانی و صندوق بین‌المللی پول و کمک‌های دوجانبه)، از جمله با مسدود کردن یا توقیف دارایی‌های کشور هدف که در کنترل تحریم‌کننده است (Caruso, 2003; Hufbauer, Schott, Elliott & Oegg, 2007).

اثربخشی تحریم‌ها، موضوع دیگر پژوهش‌های مرتبط با تحریم‌های اقتصادی، و به عنوان یک مسأله بحث برانگیز بوده است. تعدادی از مطالعات به عنوان مثال، پیپ (۱۹۹۷) و مک و خان (۲۰۰۰) نشان داده‌اند که تحریم‌ها نمی‌توانند ابزاری بسیار مؤثر برای دستیابی به اهداف مورد نظر، مانند ایجاد برخی گرفتاری‌های اقتصادی و زیان‌های رفاهی برای کشور هدف باشند (Mack & Khan, 2000; Pape, 1997). طبق تفسیر پیپ (۱۹۹۷)، تحریم‌های اعمال شده کمتر از ۵ درصد از مواقع مؤثر است (Pape, 1997). با این حال، مطالعات دیگری نظیر، هوفبائر و همکاران (۲۰۰۷) و الیوت (۱۹۹۸) آستانه‌های منطقی‌تر را ترجیح داده و به این نتیجه رسیده‌اند که در صورت عدم تسلیم کامل کشور هدف و در شرایطی که تحریم‌کنندگان امتیازهای جزئی به دست می‌آورند، هنوز می‌توان تحریم‌ها را مؤثر یا حداقل مؤثرتر از بی اثر دانست (Hufbauer, Schott, Elliott & Oegg, 2007; Elliott, 1998). هوفبائر و همکاران (۲۰۰۷) در مطالعه خود با بررسی ۲۰۴ مشاهده از تحریم‌ها به این نتیجه رسیدند که در ۳۴ درصد از مواقع تحریم‌ها ابزار موفقی در دست‌یابی به اهداف سیاستی تحریم‌کنندگان هستند (Hufbauer, Schott, Elliott & Oegg, 2007).

در راستای تأکید بر اثربخشی تحریم‌ها، نشان داده شده است که تحریم‌های چندجانبه تحت نظارت نهادهای بین‌المللی مؤثرتر از تحریم‌های یک‌جانبه توسط یک کشور واحد یا ائتلاف موقت چند کشور است (Bapat & Morgan, 2009; Early & Spice, 2015). به علاوه، هرچه زیان اقتصادی و هزینه‌های بیشتری به اقتصاد کشور هدف وارد شود، احتمال بیشتری وجود دارد که تحریم‌های اقتصادی بتوانند به اهداف سیاسی مورد نظر خود دست یابند (Bapat, Heinrich, Kobayashi & Morgan, 2013; Hufbauer, Schott, Elliott & Oegg, 2007). همچنین، اگر فشار اقتصادی مورد نظر به طور گسترده‌ای توسط گروه‌های قدرتمند اقتصادی کشور هدف احساس شود، اثربخشی تحریم‌ها بیشتر خواهد بود (Lektzian & Patterson, 2015; Pond, 2017).

پکسن (۲۰۱۹) طیف وسیعی از پژوهش‌های مقوله تحریم را مورد مطالعه قرار داده است؛ این پژوهش‌ها از جنبه‌های مختلف نظیر همکاری سازمانی، روابط اقتصادی، نوع اهداف سیاست، نوع رژیم سیاسی، ویژگی‌های نهادی، هزینه‌های اقتصادی و غیره موضوع تحریم‌ها را مورد بررسی قرار داده‌اند. در این مطالعات که بیشتر ناظر بر تفسیر اثربخشی تحریم‌ها است، تصور بر این است که تحریم‌های مؤثر تحریم‌هایی هستند که منجر به انطباق کامل یا حداقل تغییر جزئی سیاست و رفتار کشور هدف در راستای اهداف سیاست‌های اعلام شده از طرف تحریم‌کنندگان می‌شوند (Peksen, 2019).

مطالعات تجربی متعددی در داخل و خارج از کشور در رابطه با اثرات تحریم‌های اقتصادی، از جمله تحریم صادرات نفت انجام گرفته است.

نگوین و دو (۲۰۲۱)، بایرام‌اف و همکاران (۲۰۲۰) و توزاوا و کایوم (۲۰۱۶) به بررسی اثرات تحریم‌های اقتصادی کشورهای غربی علیه روسیه پرداخته و نتایج نامطلوب این تحریم‌ها را نشان داده‌اند. بر اساس مطالعه نگوین و دو (۲۰۲۱)، تحریم‌ها ارزش صادراتی محصولات نفتی روسیه را به شدت تحت تأثیر قرار داده و اثر اندکی بر صادرات محصولات غیرنفتی دارد. همچنین اقدام متقابل روسیه در تحریم واردات از کشورهای غربی باعث کاهش ارزش واردات محصولات کشاورزی بیش از محصولات غیرکشاورزی شده است. از این رو، این موانع غیرتعرفه‌ای هم برای روسیه و هم برای کشورهای تحریم‌کننده مضر بوده است (Nguyen & Do, 2021). نتایج مطالعه توزاوا و کایوم (۲۰۱۶) اثر نامطلوب تحریم‌ها بر شاخص‌های اصلی کلان اقتصادی روسیه نظیر تولید ناخالص داخلی واقعی، نرخ ارز مؤثر واقعی، هزینه‌های مالی واقعی، مخارج مصرفی واقعی و نیز تورم و تجارت را نشان داده است (Tuzova & Qayum, 2016). بایرام‌اف و همکاران (۲۰۲۰) نشان داده‌اند که تحریم‌های غرب علیه روسیه تأثیر قابل توجهی بر همسایگان پساکمونیست روسیه دارد (Bayramov, Rustamli & Abbas, 2020).

چپتا و گایگن (۲۰۲۰)، کوتلینا دیمیتروا (۲۰۱۷) و بولانگر و همکاران (۲۰۱۶) تأثیر اقتصادی تحریم‌های روسیه بر واردات محصولات غذایی کشاورزی از کشورهای غربی به ویژه اتحادیه اروپا را بررسی کرده‌اند. بر اساس مطالعه چپتا و گایگن (۲۰۲۰) این تحریم‌ها کشورهای عضو اتحادیه اروپا را به طور نابرابر تحت تأثیر قرار داده و همچنین زیان رفاهی برای روسیه در پی داشته است (Cheptea & Gaigné, 2020). مطالعه کوتلینا دیمیتروا

(۲۰۱۷) و بولانگر و همکاران (۲۰۱۶) با استفاده از مدل CGE نشان دهنده تأثیر محدود و اندک این تحریم‌ها بر کشورهای غربی است. همچنین بولانگر و همکاران (۲۰۱۶) نشان داده‌اند که در پی اعمال این تحریم‌ها از جانب روسیه، زیان درآمدی بالایی به اقتصاد روسیه وارد آمده است در حالی که اتحادیه اروپا بخشی از تجارت از دست رفته خود را از طریق گسترش صادرات با بازارهای دیگر بازیابی می‌کند (Boulanger, Dudu, Ferrari & Philippidis, 2016; Kutlina-Dimitrova, 2017).

غریب‌نواز و واشیک (۲۰۱۸)، محمدی خبازان و همکاران (۲۰۱۵)، فرزانگان و همکاران (۲۰۱۵)، حقیقی و بهالو هوره (۲۰۱۳) و حقیقی و بهادر (۱۳۹۴) اثر تحریم صادرات نفت ایران را با استفاده از رهیافت مدل CGE بررسی کرده‌اند. غریب‌نواز و واشیک (۲۰۱۸) با استفاده از مدل CGE چندمنطقه‌ای ایستا نشان داده‌اند که تحریم صادرات نفت ایران به واسطه کاهش شدید درآمد واقعی دولت، اثرات جدی بر اقتصاد ایران گذاشته است، اما اثرات بسیار محدودتری بر رفاه خانوارها داشته است (Gharibnavaz & Waschik, 2018). محمدی خبازان و همکاران (۲۰۱۵) و فرزانگان و همکاران (۲۰۱۵) از مدل CGE ایستا استفاده کرده و نشان داده‌اند که تحریم‌های نفتی منجر به کاهش شاخص‌های کلان اقتصادی نظیر جذب کل، مصرف خصوصی، صادرات، واردات، تولید ناخالص داخلی و نیز رفاه خانوارها شده است (Farzanegan, Mohammadikhabbazan, Sadeghi & Sahabi, 2015; Mohammadikhabbazan, Sadeghi & Sahabi, 2015). در همین راستا، حقیقی و بهالو هوره (۲۰۱۳) با به‌کارگیری نسخه پویای مدل CGE مالی و حقیقی و بهادر (۱۳۹۴) با استفاده از نسخه ایستای مدل CGE مالی نتیجه گرفته‌اند که کاهش صادرات نفت منجر به کاهش تولید ناخالص داخلی، مصرف خصوصی، مخارج دولت، واردات و تشکیل سرمایه شده و صادرات غیرنفتی افزایش یافته است (Haqiqi & Bahador, 2015; Haqiqi & Bahalou Horeh, 2013).

صدیق (۲۰۱۱) در مطالعه‌ای با استفاده از مدل CGE چندمنطقه‌ای نشان می‌دهد که به دلیل تحریم‌ها، بیشتر شاخص‌های کلان اقتصادی سودان مانند تولید ناخالص داخلی، صادرات، واردات، شاخص قیمت تولید ناخالص داخلی و سطح رفاه کاهش یافته است (Siddig, 2011).

نخلی و همکاران (۲۰۲۰) اثر تحریم‌های اقتصادی را بر متغیرهای کلان اقتصادی با استفاده از رهیافت تعادل عمومی پویای تصادفی بر اساس رویکرد جدید کینزی بررسی کرده‌اند. نتایج نشان می‌دهد که تشدید تحریم‌های نفتی و مالی بین‌المللی منجر به ۱) کاهش سرمایه‌گذاری خارجی و دولتی، نوآوری در فنآوری، صادرات در بخش نفت و در نتیجه تولید نفت، ۲) افزایش نرخ ارز و کاهش نسبت ذخایر ارزی بانک مرکزی به پایه پولی، ۳) کاهش تولید ناخالص داخلی و صادرات غیرنفتی و افزایش تورم، ۴) افزایش مصرف و کاهش سرمایه‌گذاری خانوار و ۵) افزایش کسری بودجه دولت می‌شود (Nakhli, Rafat, Bakhshi Dastjerdi & Rafei, 2020). در مطالعه کیومرثی و همکاران (۱۳۹۸) با همین رهیافت، با وقوع تحریم‌های اقتصادی، از یک سو، مخارج سرمایه‌گذاری، مصرف کل و فرایند تشکیل سرمایه روندی نزولی و از سوی دیگر هزینه‌های مرتبط با تولید روندی افزایشی می‌گیرند و در نتیجه، شکاف تولید در اقتصاد افزایش می‌یابد (Kiumarthi, Ahmadi Shadmehri, Salimifar & Abrishami, 2019).

توفیق و متین (۱۳۹۵) نشان داده‌اند که در اثر تحریم خرید نفت از ایران، به ترتیب بخش‌های نفت، صنعت، خدمات، آب، برق و گاز، کشاورزی، حمل و نقل و ارتباطات، ساختمان و معدن بیشترین آسیب را از تحریم‌های نفتی متحمل گردیده‌اند (Tofigh & Matin, 2017). همچنین، نتایج مطالعه مرزبان و استادزاد (۱۳۹۴) نشان داده است که اعمال تحریم‌های کالاهای مصرفی، واسطه‌ای و سرمایه‌ای، بیشتر بر تولید اثر گذاشته است؛ در حالی که در سناریوی اعمال تحریم‌های نفتی، اثر تحریم‌ها بر رفاه اجتماعی محسوس‌تر بوده است. همچنین در سناریویی که ترکیبی از تحریم‌های فروش نفت و کالاهای مصرفی، واسطه‌ای و سرمایه‌ای اعمال شده، تأثیر تحریم‌ها نسبت به دو سناریوی قبلی بسیار وسیع‌تر بوده است (Marzban & Ostadzad, 2015).

اسدی و یاوری (۱۴۰۰) با استفاده از اطلاعات مالی ۱۸ بانک کشور و با بهره‌گیری از رهیافت داده‌های ترکیبی پویا و به طور خاص روش گشتاورهای تعمیم یافته سیستمی دو مرحله‌ای (SYS-GMM) نتیجه گرفته‌اند که تحریم‌ها دارای اثر منفی معنی‌دار بر ثبات بانک‌های ایران است (Asadi & Yavari, 2022). همچنین نتایج پژوهش خاطری و همکاران (۱۴۰۰) با استفاده از رهیافت ARDL حاکی از آن است که تحریم‌های اقتصادی قوی تأثیری منفی و معنی‌دار بر حساب سرمایه هم در کوتاه مدت و هم در بلند مدت

داشته‌اند اما تحریم‌های اقتصادی ضعیف به دلیل دور زدن تحریم‌ها تأثیر معنی‌دار نداشته‌اند (Khateri, Najarzadeh & Agheli-Kohnehshahri, 2021).

کشاورز حداد و همکاران (۱۳۹۹) نشان داده‌اند که افزایش فشار تحریم منجر به سرریز نااطمینانی به بخش‌های تولید، بازار ارز و بازار سهام می‌شود. در نتیجه فعالیت تولیدی کاهش یافته، نرخ ارز افزایش یافته و در مقابل سهم نسبی بازار سهام در پورتفوی انتخابی سرمایه‌گذاران افزایش می‌یابد (Keshavarz Haddad, Abounoori & Jahani, 2020).

نتایج مطالعه شیرازی و همکاران (۲۰۱۶) با استفاده از مدل جاذبه نشان داده است که تحریم‌های اعمال شده علیه ایران، تأثیر منفی و معنی‌دار بر میزان صادرات ایران به تمام شرکای تجاری در تمام سال‌های دوره مورد بررسی داشته است (Shirazi, Azarbaiejani & Sameti, 2016). همچنین کازرونی و همکاران (۱۳۹۴) با همین رهیافت نتیجه گرفته‌اند که تحریم‌های یک‌جانبه تأثیر مثبت و معنی‌دار و تحریم‌های چندجانبه تأثیر منفی و معنی‌دار بر حجم تجارت ایران با کشورهای ثالث داشته است (Kazerooni, Ghorbani & Saghafi, 2015).

یافته‌های پژوهش‌های تجربی بررسی شده حاکی از آن است که تحریم‌های اقتصادی و از آن جمله تحریم صادرات نفت، اقتصاد کشور هدف را از جنبه‌های مختلف تحت تأثیر قرار داده است. در این مطالعات، با استفاده از رهیافت‌های مختلف، اثرات نامطلوب چنین تحریم‌هایی بر متغیرهای اقتصادی نظیر تولید ناخالص داخلی، هزینه‌های تولید، تشکیل سرمایه، تجارت، مخارج دولت، نرخ ارز، مخارج خصوصی و نیز رفاه خانوارها نشان داده شده است. وجه تمایز مطالعه حاضر، به‌کارگیری مدل CGE پویای بازگشتی به منظور بررسی اثرات تحریم‌های نفتی بر رفاه خانوارهای شهری و روستایی در گروه‌های مختلف درآمدی از طریق محاسبه معیار تغییرات معادل است.

۳- روش‌شناسی تحقیق

۳-۱- مدل تحقیق

بعد از ارائه مدل رشد چند بخشی نروژ توسط جوهانسن[14] (۱۹۶۰) و دستاوردهای اسکارف و هانسن[15] (۱۹۷۳) در معرفی الگوریتم محاسبه به منظور مدل‌سازی مدل تعادل عمومی، مطالعات بسیاری با این رهیافت انجام پذیرفته است (Hosoe, Gasawa & Hashimoto, 2010). مدل‌های تعادل عمومی از جمله رهیافت‌های مناسب برای برآورد اثرات شوک‌های بیرونی بر اقتصاد یک کشور است. این شوک‌ها می‌تواند سیاست‌هایی باشد که تصمیم‌گیرندگان اقتصادی کشور در صدد اجرای آن هستند یا شوک‌هایی هستند که از اقتصاد جهانی بر اقتصاد کشور تحمیل می‌شود (Dervis, De Melo & Robinson, 1982). چارچوب خردی محکم مدل‌های تعادل عمومی که به طور کامل رفتار بهینه‌سازی عاملان اقتصادی را توصیف می‌کند، این امکان را به مدل‌های مذکور می‌دهد که پایه‌های تحلیلی قوی‌تری داشته باشد (Fouladi, 2012). این الگو قادر است میزان تغییر در صادرات بخش‌های مختلف، واردات کالاهای گوناگون، تقاضای خانوارها از هر محصول، تقاضای تولیدکنندگان از کالاهای واسطه‌ای و عوامل تولید، قیمت‌های مختلف، تغییر در رفاه خانوارها و ... را در یک چارچوب منسجم ارائه نماید. با توجه به ماهیت موضوع این مقاله که در واقع اثر شوک ناشی از کاهش صادرات نفت را مورد بررسی قرار می‌دهد، استفاده از مدل تعادل عمومی قابل محاسبه (CGE)، دارای مزیت می‌باشد.

مدل‌های CGE شامل مدل‌های ایستا و پویا می‌باشند. مدل‌های تعادل عمومی پویا به دو دسته مدل‌های تعادل عمومی پویا با پویایی نگاه به جلو[16] و مدل‌های تعادل عمومی پویا با پویایی حرکت به جلو (بازگشتی)[17] تقسیم می‌شوند. مدل‌های نگاه به جلو مبتنی بر فرض نظریه رشد بهینه هستند که در آن فرض می‌شود عاملین اقتصادی قابلیت پیش‌بینی کامل را دارند که در بسیاری از شرایط اقتصادی و به ویژه در کشورهای در حال توسعه،

---

[14] Johansen

[15] Scarf & Hansen

[16] Forward-Looking Dynamics

[17] Forward-Moving Dynamics (or Recursive)

صادق نیست. از این رو، بسیاری از کارشناسان اعتقاد دارند که مدل‌های بازگشتی واقع‌بینانه‌تر بوده و قابلیت اعتماد بیشتری دارند. مدل CGE پویای بازگشتی به صورت دنباله‌ای از شبیه‌سازی‌های مدل تک دوره‌ای مشخص می‌شود و مبتنی بر این فرض است که بازیگران اقتصادی رفتار آینده‌نگر ندارند. از این رو، مدل را می‌توان برای هر دوره مجزا به طور بازگشتی حل نمود. در این مدل‌ها، پویایی مبتنی بر فرض انتظارات تطبیقی است. عاملین اقتصادی فرض می‌کنند شرایط جاری اقتصاد در تمام دوره‌های آتی اقتصاد حاکم است. این مدل‌ها یکسری مدل‌های CGE ایستا در دوره‌های زمانی مختلف هستند که ارتباط بین دوره‌های زمانی به وسیله معادلات رفتاری برای متغیرهای درون‌زایی مثل انباشت سرمایه و روزآمدسازی متغیرهای برون‌زایی مثل عرضه نیروی کار برقرار می‌شود. ذخیره سرمایه به شکل درون‌زا با معادله انباشت سرمایه و عرضه نیروی کار به شکل برون‌زا در فاصله بین دوره‌های زمانی تغییر می‌کنند (Saadat, Abounoori, Baky & Hokouei & Zarea, 2017; Zare, 2020).

در این مطالعه از چارچوب مدل تعادل عمومی قابل محاسبه پویای بازگشتی PEP-1-t دکالووه و همکاران (۲۰۱۳) جهت بررسی اثرات رفاهی کاهش صادرات نفت استفاده شده است. این مدل نتیجه تلاش مشترک بین گروه مشارکت برای سیاست‌های اقتصادی (PEP) [۱۸] و مؤسسه بین‌المللی تحقیقات سیاست غذایی [۱۹](IFPRI) در زمینه پروژه کنسرسیوم مدل‌سازی رشد و توسعه آفریقا [۲۰](AGRODEP) است.

مدل PEP-1-t، مدلی با چارچوب پویای بازگشتی، چند بخشی، یک کشوری، حاوی بسیاری از ابزارهای مالیاتی و دارای دسته‌بندی‌های چندگانه برای عوامل کار و سرمایه است. این مدل با ماتریس‌های حسابداری اجتماعی که حساب‌های مورد نیاز برای دسته‌بندی‌های اصلی را داشته باشند[۲۱] سازگار بوده و نیز دارای فروض استاندارد می‌باشد. در این مدل، نیروی کار، سرمایه و نهاده‌های واسطه‌ای در فرایند تولید مورد استفاده قرار

[18] Partnership for Economic Policy (PEP)

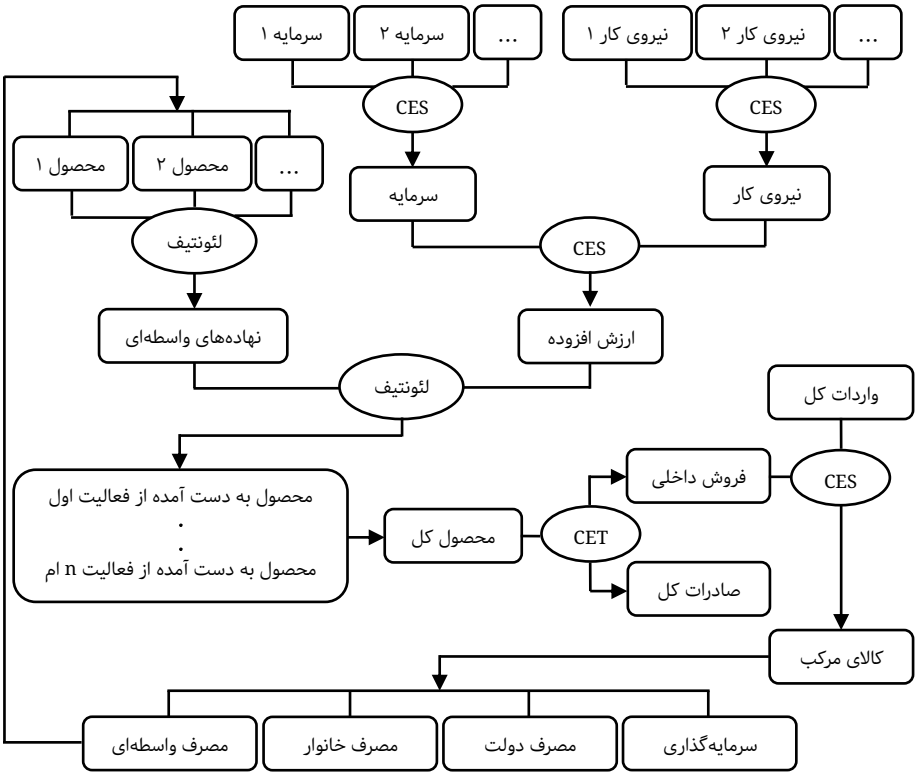
[19] International Food Policy Research Institute (IFPRI)

[20] African Growth and Development Policy Modeling Consortium (AGRODEP)

[۲۱] حساب‌های SAM در این مدل باید در پنج طبقه اصلی گروه‌بندی شوند که عبارتند از: عوامل تولید، نهادها (شامل ابزارهای مالیاتی)، کالاها، فعالیت‌ها و حساب انباشت.

می‌گیرند. در بالاترین سطح تولید، تابع تولید لئونتیف در نظر گرفته می‌شود که نهاده‌های واسطه‌ای را با ارزش افزوده بر اساس سهم‌های ثابت و بدون هیچ امکان جایگزینی ترکیب می‌کند تا سطح فعالیت مشخص شود. عوامل تولید کار و سرمایه نیز بر مبنای تابع با کشش جانشینی ثابت (CES) با یکدیگر ترکیب می‌شوند. هر فعالیتی یک یا چندین کالا تولید می‌کند. سپس کالای تولید شده با استفاده از تابع با کشش تبدیل ثابت (CET) به کالای صادراتی و کالای بازاری (فروش داخلی) تبدیل می‌گردد. مصرف‌کنندگان کالای مرکب را خریداری می‌کنند. این کالاهای مرکب یا از خارج وارد شده و یا در داخل تولید می‌شوند. ترکیب واردات و تولید داخلی، توسط یک تابع با کشش جانشینی ثابت که به تابع آرمینگتون[۲۲] معروف است مشخص می‌گردد. کشور مورد نظر یک «کشور کوچک» است که گیرنده قیمت‌های جهانی صادرات و واردات در سطح ثابتی است. با برقراری تعادل در سیستم، شامل تعادل در بازار عوامل تولید، تعادل در بازار کالا، تعادل کل سرمایه‌گذاری- پس‌انداز، تعادل بازار داخلی و تعادل بازار صادرات، تعادل در کل سیستم برقرار می‌گردد (Decaluwé, Lemelin, Robichaud & Maisonnave, 2013). نمودار ۱، تصویر شماتیکی از اجزای عمده الگوی CGE، شامل عوامل تولید، قیمت‌ها، فعالیت‌ها، کالاها و نیز اشکال تبعی ارتباط دهنده هر یک از اجزا با یکدیگر را ارائه می‌دهد.

[22] Armington



نمودار ۱. اجزای مدل تعادل عمومی قابل محاسبه
مأخذ: (دکالووه و همکاران، ۲۰۱۳؛ لافگرن و همکاران، ۲۰۰۲)

Figure 1. CGE model components
Source: (Decaluwé, Lemelin, Robichaud & Maisonnave, 2013; Lofgren, Harris & Robinson, 2002)

مدل PEP-1-t، دارای مجموعه‌ای از معادلات همزمان[۲۳] است که بسیاری از این معادلات غیرخطی هستند. به طور کلی معادلات این مدل در نه بلوک قابل تقسیم‌بندی

[۲۳] با توجه به تعداد بالای معادلات مدل تحقیق و به جهت اجتناب از طولانی شدن مقاله، معادلات کامل مدل در پیوست ۱ ارائه شده است. به منظور شرح کامل معادلات، مجموعه‌ها، پارامترها و متغیرهای مدل به دکالووه و همکاران (۲۰۱۳) رجوع شود.

است که عبارتند از: ۱- تولید، ۲- درآمد و پس‌انداز نهادها (شامل خانوارها، شرکت‌ها، دولت، دنیای خارج و انتقالات بین نهادها)، ۳- تقاضا، ٤- عرضه‌های تولیدکننده محصولات و تجارت بین‌المللی، ٥- قیمت‌ها، ٦- تعادل، ۷- تولید ناخالص داخلی، ۸- متغیرهای واقعی و ۹- معادلات پویا.

۲-۳- مکانیزم اثرگذاری کاهش صادرات نفت، نحوه اجرای شبیه‌سازی و بستار مدل

کاهش صادرات نفت از کانال‌های گوناگونی بر اقتصاد کشور اثر دارد. یکی از اثرات کاهش صادرات نفت، اثر انقباضی یا اثر مقیاس منفی است. کاهش صادرات نفت منجر به کاهش عرضه ارز خارجی در اقتصاد می‌شود و با کاهش عرضه ارز، نرخ ارز افزایش می‌یابد. با افزایش نرخ ارز، هزینه کالاهای واسطه‌ای و نهاده‌های وارداتی افزایش یافته و از این رو، قیمت کالاها و خدمات تولید داخلی افزایش می‌یابد. این مکانیزم، تقاضا برای محصولات داخلی را کاهش می‌دهد. به علاوه، کاهش صادرات نفت از مکانیزم بودجه دولت نیز اقتصاد ایران را تحت تأثیر قرار می‌دهد. کاهش صادرات نفت در ایران، باعث کاهش درآمدهای نفتی دولت و به تبع آن کاهش مخارج دولت می‌شود. کاهش مخارج عمومی موجب کاهش تقاضای کل در کشور می‌گردد که ممکن است اثر منفی بر تولید و اشتغال داشته باشد (Haqiqi & Bahador, 2015; Haqiqi & Bahalou Horeh, 2013).

اثر دیگر کاهش صادرات نفت، اثر انبساطی یا اثر مقیاس مثبت است که به واسطه افزایش صادرات غیرنفتی و جایگزینی واردات ناشی از افزایش نرخ ارز رخ می‌دهد. افزایش نرخ ارز ناشی از کاهش صادرات نفت می‌تواند رقابت پذیری کالاهای تولید داخل را افزایش داده و با ایجاد سودآوری بیشتر نسبت به قبل، انگیزه صادرات غیرنفتی را افزایش دهد. بنابراین، منابع تولید به سمت صادرات غیرنفتی بیشتر به ویژه بخش‌هایی که سهم صادرات بیشتری دارند باز توزیع می‌گردد. هر چه تغییر در صادرات این کالاها بیشتر باشد انتظار می‌رود که تغییر در سطح فعالیت و اشتغال بخش مربوطه بیشتر گردد. از سوی دیگر، افزایش قیمت کالاهای وارداتی به واسطه افزایش نرخ ارز، تقاضا برای کالاهای وارداتی را کاهش داده و تقاضا برای کالاهای مشابه تولید داخل را افزایش می‌دهد

که این امر نیز می‌تواند اثر مثبت بر سطح تولید و اشتغال داشته باشد (Haqiqi & Bahador, 2015; Haqiqi & Bahalou Horeh, 2013).

بنابراین، کاهش صادرات نفت به واسطه تغییر در قیمت‌های صادراتی و وارداتی بر مبنای پول ملی، و در ترکیب با قیمت‌های داخلی می‌تواند منجر به تغییر در قیمت‌های نسبی شود. این تغییر، سوددهی بخش‌های مختلف اقتصادی را تغییر داده و در نتیجه قیمت کالاهای مصرفی، درآمد دولت و به تبع آن مخارج و انتقالات دولت، تولید، اشتغال، دستمزدهای واقعی و سوددهی دارایی‌های فیزیکی و سرمایه‌ای تحت تأثیر قرار می‌گیرند. بنابراین، کاهش صادرات نفت و تغییراتی که در قیمت‌های نسبی ایجاد می‌شود، می‌تواند بسته به اثری که بر دستمزد و قیمت سرمایه می‌گذارد، منجر به تغییر در درآمد خانوارها گردد. همچنین مخارج مصرفی خانوارها نیز که تابع درآمد و نیز سطح قیمت سبد مصرفی خانوار است دچار تغییر شده و نهایتاً رفاه خانوارها تحت تأثیر قرار می‌گیرد (Hassanzadeh, Sadeghi, Usefi, Sahabi & Ghanbari, 2013).

با این توضیحات مشاهده می‌شود که کاهش صادرات نفت اثرات متفاوتی بر متغیرهای اقتصادی دارد. بنابراین، اثر نهایی کاهش صادرات نفت بر شاخص‌های رفاهی و کلان اقتصادی، از برآیند آثار مثبت و منفی در بازارهای مختلف حاصل می‌شود و نیازمند محاسبات کمی می‌باشد.

برای مدل‌سازی تحریم صادرات نفت، از رویکرد دومرحله‌ای استفاده معمول از مدل‌های CGE استفاده شده است. در مرحله اول، هیچ‌گونه محدودیتی بر مدل اعمال نمی‌شود و در شرایط نبود تحریم صادرات نفت و با داده‌های اولیه، مدل کالیبره می‌شود. در این مرحله، میزان صادرات نفت در مدل به صورت درون‌زا تعیین می‌شود. در مرحله دوم، برای نشان دادن نحوه عملکرد تحریم صادرات نفت، اعمال برخی تغییرات در مدل مورد نیاز است؛ که در آن، میزان صادرات نفت کاهش یافته و به عنوان یک متغیر ثابت در نظر گرفته می‌شود. روش مورد استفاده برای شبیه‌سازی اثر تحریم صادرات نفت در مقاله حاضر، مشابه روش استفاده شده در مطالعه فرزانگان و همکاران (۲۰۱۵) می‌باشد (Farzanegan, Mohammadikhabbazan, Sadeghi & Sahabi, 2015).

با هدف حداکثرسازی درآمد کل عرضه‌کنندگان، با توجه به تقاضا در هر بازار و مالیات‌های مختلفی که اعمال می‌شود، تولید هر محصول یک فعالیت در بازارهای داخلی

یا صادراتی تقسیم می‌شود. در این رابطه، فرض بر این است که تولیدی که به یک بازار هدایت می‌شود تا حدودی متفاوت با تولیدی است که به بازار دیگر هدایت می‌شود. این جایگزینی ناقص در PEP-1-t با استفاده از یک تابع تجمیع کننده با کشش تبدیل ثابت (CET) نشان داده می‌شود. در این مدل بر اساس رابطه (۱)، محصول تولید شده i توسط فعالیت j، به محصول صادراتی ($EX_{j,i,t}$) و محصول بازار داخلی ($DS_{j,i,t}$) تبدیل می‌گردد:

$$XS_{j,i,t}=B_{j,i}^{X}.\left(\beta_{j,i}^{X}.EX_{j,i,t}^{\rho_{j,i}^{X}}+\left(1-\beta_{j,i}^{X}\right).DS_{j,i,t}^{\rho_{j,x}^{X}}\right)^{\frac{1}{\rho_{j,i}^{X}}} \qquad (۱)$$

در رابطه (۱)، $XS_{j,i,t}$ تولید فعالیت j از محصول i، $DS_{j,i,t}$ عرضه محصول i توسط فعالیت j به بازار داخلی، $EX_{j,i,t}$ مقدار محصول صادر شده i توسط فعالیت j، $B_{j,i}^{X}$ پارامتر مقیاس (CET – صادرات و فروش داخلی)، $\beta_{j,i}^{X}$ پارامتر سهم (CET – صادرات و فروش داخلی) و $\rho_{j,i}^{X}$ پارامتر کشش (CET – صادرات و فروش داخلی) می‌باشد.

با توجه به این که در مدل، رابطه میان پارامتر کشش ($\rho_{j,i}^{X}$) و کشش تبدیل ($\sigma_{j,i}^{X}$) به صورت $\rho_{j,i}^{X}=\frac{1+\sigma_{j,i}^{X}}{\sigma_{j,i}^{X}}$ تعریف شده است، بنابراین می‌توان رابطه (۱) را به صورت رابطه (۲) نیز نوشت:

$$XS_{j,i,t}=B_{j,i}^{X}.\left(\beta_{j,i}^{X}.EX_{j,i,t}^{\frac{1+\sigma_{j,i}^{X}}{\sigma_{j,i}^{X}}}+\left(1-\beta_{j,i}^{X}\right).DS_{j,i,t}^{\frac{1+\sigma_{j,i}^{X}}{\sigma_{j,i}^{X}}}\right)^{\frac{\sigma_{j,i}^{X}}{1+\sigma_{j,i}^{X}}} \qquad (۲)$$

که در آن $\sigma_{j,i}^{X}$ کشش تبدیل (CET – صادرات و فروش داخلی) می‌باشد.

رابطه (۳)، مجموع ارزش فروش داخلی و صادرات هر محصول را بر مبنای قیمت پایه نشان می‌دهد:[۲۴]

---

[۲۴] در مقاله دکالووه و همکاران (۲۰۱۳)، قیمت پایه به دست آمده توسط فعالیت j برای محصول i به صورت رابطه $P_{j,i,t}=\frac{PE_{i,t}.EX_{j,i,t}+PL_{i,t}.DS_{j,i,t}}{XS_{j,i,t}}$ نشان داده شده است.

$$P_{j,i,t} .XS_{j,i,t}=PE_{i,t} .EX_{j,i,t}+PL_{i,t} .DS_{j,i,t} \quad (۳)$$

که در این رابطه $P_{j,i,t}$ قیمت پایه تولید محصول i فعالیت j، $PE_{i,t}$ قیمت دریافتی برای محصول صادراتی i (بدون احتساب مالیات بر صادرات) و $PL_{i,t}$ قیمت محصول داخلی i (بدون احتساب مالیات بر محصولات) می‌باشد.

عرضه‌کنندگان درآمد فروش خود در رابطه (۳(را برای هر سطح تولید کل معین، مشروط به قابلیت تبدیل ناقص بین فروش داخلی و صادرات (رابطه (۲() حداکثر می‌نمایند. رابطه (٤(، شرط مرتبه اول حداکثرسازی درآمد، مشروط به تابع تجمیع کننده CET را تعریف می‌کند که ترکیب بهینه بین فروش داخلی و صادرات با توجه به دو قیمت $PL_{i,t}$ و $PE_{i,t}$ می‌باشد:[۲۵]

$$\frac{PL_{i,t}}{PE_{i,t}}=\frac{1-\beta_{j,i}^{X}}{\beta_{j,i}^{X}} \cdot \left(\frac{DS_{j,i,t}}{EX_{j,i,t}^{*}}\right)^{\sigma_{j,i}^{X}} \quad (۴)$$

در مواجهه با تحریم صادرات نفت، بایستی در یافتن مقدار $EX_{j,oil,t}^{*}$ به صورت درون‌زا تجدید نظر شود. بنابراین، مقدار معینی از صادرات نفت پس از اعمال این تحریم، $EX_{j,oil,t}=\overline{EX_{j,oil,t}}\leq EX_{j,oil,t}^{*}$، به عنوان یک متغیر برون‌زا در نظر گرفته می‌شود. از این رو، نتیجه فرآیند حداکثرسازی به صورت رابطه (۵(می‌باشد:[۲۶]

[۲۵] در مقاله دکالووه و همکاران (۲۰۱۳)، این رابطه به صورت: $EX_{j,i,t}=\left(\frac{1-\beta_{j,i}^{X}}{\beta_{j,i}^{X}} \cdot \frac{PE_{i,t}}{PL_{i,t}}\right)^{\sigma_{j,i}^{X}} .DS_{j,i,t}$ آورده شده است.

[۲۶] اثبات رابطه (۵) در پیوست ۲ آورده شده است.

$$\frac{PL_{oil,t}}{PE_{oil,t}}=\left(\frac{XS_{j,oil,t}^{\frac{1+\sigma_{j,oil}^{X}}{\sigma_{j,oil}^{X}}}}{\beta_{j,i}^{X}.B_{j,oil}^{X\frac{1+\sigma_{j,oil}^{X}}{\sigma_{j,oil}^{X}}}}-\frac{1-\beta_{j,oil}^{X}}{\beta_{j,oil}^{X}}.DS_{j,oil,t}^{\frac{1+\sigma_{j,oil}^{X}}{\sigma_{j,oil}^{X}}}\right)^{-\frac{1}{1+\sigma_{j,oil}^{X}}}.\frac{\beta_{j,oil}^{X}}{1-\beta_{j,oil}^{X}}.DS_{j,oil,t}^{\frac{1}{\sigma_{j,oil}^{X}}} \qquad (۵)$$

برای حل مدل تعادل عمومی، بایستی تعداد متغیرها و معادلات مدل برابر باشند. از آنجا که در این مقاله، برای شبیه‌سازی اثر تحریم صادرات نفت در مدل، میزان صادرات این کالا به عنوان مقداری ثابت و متغیری برون‌زا در نظر گرفته می‌شود، بنابراین، برای حفظ یکسان بودن تعداد معادلات و متغیرهای منفرد، باید یک معادله کنار گذاشته شود. به همین منظور، رابطه (۱(برای کالای نفت از فهرست معادلات مدل کنار گذاشته شده است.

یک مدل CGE تنها قیمت‌های نسبی را توضیح می‌دهد. برای بیان تمام قیمت‌ها به صورت نسبی، مدل‌ساز یک متغیر قیمتی را در مدل CGE انتخاب می‌کند به طوری که در سطح اولیه‌اش ثابت باقی بماند. این قیمت همان مبنای شمارش[۲۷] مدل است، یعنی معیار ارزشی که در مقابل آن، تغییرات تمام قیمت‌های دیگر را بتوان اندازه‌گیری کرد. می‌توان هر متغیر قیمتی را به عنوان مبنای شمارش انتخاب کرد. این انتخاب، هیچ اثری بر متغیرهای مقداری یا واقعی منتج از یک آزمون تجربی ندارد (Burfisher, 2016). در مقاله حاضر شاخص قیمت مصرف‌کننده[28] به عنوان مبنای شمارش مدل در نظر گرفته شده است.

برای رسیدن به جواب‌های تعادلی سازگار با یکدیگر، باید بر روابط و معادلات مدل، محدودیت‌ها و بستارهایی وضع شود. انتخاب و تصریح شرایط بسته شدن مدل[۲۹]، نحوه و مکانیزم‌های تعدیل و برقراری تعادل در مدل را فراهم می‌کند (Shahraki, Behbudi & Ghaderi, 2010). در بستار اعمال شده در این مدل، مخارج دولت و تراز حساب جاری

[27] Numeraire

[28] Consumer Price Index (CPI); “PIXCON” in the Model

[29] Model Closure

در هر دوره ثابت در نظر گرفته شده‌اند. موجودی سرمایه در هر دوره از آنجا که نتیجه قانون انباشت سرمایه است برون‌زا می‌باشد. به طور معمول، برخی از متغیرها برون‌زا در نظر گرفته می‌شوند و در هر دوره ثابت می‌باشند که عبارتند از: حداقل معیشت، عرضه نیروی کار، حجم تغییرات موجودی کالا، و قیمت‌های جهانی واردات و صادرات. در میان متغیرهایی که به طور برون‌زا ثابت می‌باشند، فرض می‌شود آنهایی که قیمت ندارند، از دوره‌ای به دوره دیگر با همان نرخ افزایش جمعیت رشد کنند. در مورد مخارج دولت، تراز حساب جاری و نیز حداقل معیشت، عرضه نیروی کار و حجم تغییرات موجودی کالا بدین گونه است. به علاوه، عرض از مبدأ توابع پس‌انداز خانوار، انتقالات خانوار به نهاد دولت و مالیات بر درآمد خانوار و شرکت‌ها نیز به همان نسبت افزایش می‌یابد (Decaluwé, Lemelin, Robichaud & Maisonnave, 2013).

۳-۳- محاسبه معیار تغییرات معادل در مدل تعادل عمومی قابل محاسبه

در این مقاله، سیستم مخارج خطی (LES)[30] و تابع مطلوبیت استون-گری[31] برای محاسبه معیار EV به منظور بررسی رفتار مصرف‌کننده و محاسبه تغییرات رفاه استفاده شده است.

فرض کنید $u(c)$ تابع مطلوبیت، $v(p,y)$ تابع مطلوبیت غیرمستقیم، $e(p,u)$ تابع مخارج و $\mu(q;p,y)$ تابع جبرانی غیرمستقیم باشد. در این عبارات c نشانگر بردار کالاهای مصرفی، p بردار قیمت‌ها و y درآمد خانوار می‌باشد. تابع مطلوبیت استون-گری به صورت رابطه (٦) می‌باشد:

$$u(c).=\prod_{i}^{I}(c_i-\gamma_i)^{\beta_i} \qquad (۶)$$

به طوری که در آن β_i سهم نهایی i امین کالا از بودجه و $\sum_i \beta_i=1$ می‌باشد. همچنین γ_i سطح حداقل مصرف یا به عبارتی حداقل معیشت است. تابع تقاضای مارشالی

[30] Linear Expenditure System (LES)

[31] Stone–Geary Utility Function

از طریق حداکثر کردن تابع مطلوبیت استون-گری با محدودیت بودجه ($\sum_i p_i c_i = y$) به صورت رابطه (۷) به دست می‌آید:

$$c_i(p,y) = \gamma_i + \frac{\beta_i}{p_i}\left(y - \sum_i^I \gamma_i p_i\right) \qquad (۷)$$

با جایگزین کردن تابع تقاضا در تابع مطلوبیت مستقیم، تابع مطلوبیت غیرمستقیم به صورت زیر حاصل می‌شود:

$$v(p,y). = \left(y - \sum_i^I \gamma_i p_i\right) \prod_i^I \left(\frac{\beta_i}{p_i}\right)^{\beta_i} \qquad (۸)$$

از حل رابطه (۸) برای y، تابع مخارج به صورت زیر به دست می‌آید:

$$e(p,u). = \prod_i^I \left(\frac{p_i}{\beta_i}\right)^{\beta_i} v + \sum_i^I \gamma_i p_i \qquad (۹)$$

تابع جبرانی غیرمستقیم به صورت زیر حاصل خواهد شد (Varian, 1992):

$$\mu(q;p,y) = e(q,v(p,y)) \qquad (۱۰)$$

این تابع اندازه‌گیری می‌کند که یک فرد در قیمت‌های q چه مقدار پول لازم دارد تا به همان سطح مطلوبیتی برسد که وقتی با قیمت‌های p و درآمد y مواجه می‌شود، دارد. در رابطه (۱۰)، q به عنوان قیمت‌های مبنا می‌باشد. دو انتخاب واضح وجود دارد به این صورت که مجموعه قیمت‌های q برابر با p^0 باشد یا p^1. این انتخاب منجر به دو معیار برای اندازه‌گیری تفاوت مطلوبیت[۳۲] می‌شود. معیار اول، EV است. این معیار از

[۳۲] اگر قیمت‌ها و درآمد اسمی اولیه و جدید را به ترتیب (p^0,y^0) و (p^1,y^1) در نظر بگیریم، بنابراین اندازه‌گیری روشنی از تغییر رفاه در حرکت از (p^0,y^0) به (p^1,y^1) صرفاً تفاوت در مطلوبیت غیرمستقیم به صورت - $v(p^1,y^1)$

قیمت‌های اولیه به عنوان مبنا استفاده می‌کند و این سؤال را مطرح می‌کند که چه مقدار تغییرات درآمدی در قیمت‌های جاری، معادل با تغییر انجام شده به لحاظ تأثیر آن روی مطلوبیت است. معیار دوم، CV است. این معیار از قیمت‌های جدید به عنوان مبنا استفاده می‌کند و این سؤال را مطرح می‌کند که چه مقدار تغییرات درآمدی لازم است تا مصرف‌کننده را برای تغییر قیمت‌ها جبران کند (Varian, 1992). EV و CV، معیارهای رفاه مبتنی بر تابع جبرانی غیرمستقیم می‌باشند.

می‌توان EV را به صورت زیر محاسبه کرد (Varian, 1992):

$$EV = e\left(p_i^0, v(p_i^1, y^1)\right) - e\left(p_i^0, v(p_i^0, y^0)\right) = e\left(p_i^0, v(p_i^1, y^1)\right) - y^0 \qquad (۱۱)$$

بنابراین در سیستم مخارج خطی، معیار EV به صورت زیر محاسبه می‌شود:[۳۳]

$$EV = \prod_i^I \left(\frac{p_i^0}{p_i^1}\right)^{\beta_i} \left(y^1 - \sum_i^I \gamma_i p_i^1\right) - \left(y^0 - \sum_i^I \gamma_i p_i^0\right) \qquad (۱۲)$$

۴-۳- داده‌ها

در این مقاله از ماتریس حسابداری اجتماعی (SAM) ایران برای سال ۱۳۹۵ استفاده شده است. آخرین SAM ایران مربوط به سال ۱۳۹۰ است که توسط مرکز پژوهش‌های مجلس تهیه شده است. این ماتریس از نوع ماتریس مبتنی بر جدول داده-ستانده متقارن بخش در بخش است و بین حساب رشته فعالیت‌ها و کالاها تفکیک قائل نشده است. همچنین حساب هزینه‌های معاملاتی و حساب مالیات به صورت مجزا و تفکیک شده در آن موجود نیست. با توجه به اینکه ساختار SAM مورد نیاز باید مطابق با مدل تعادل عمومی مورد استفاده بوده و دسته‌بندی‌های اصلی حساب‌ها را داشته باشد، و SAM سال ۱۳۹۰ مرکز

$v(p^0,y^0)$ می‌باشد. چنانچه اندازه‌گیری مطلوبیت را بر طبق رابطه (۱۰) اتخاذ کنیم، تفاوت در مطلوبیت غیرمستقیم عبارت خواهد بود از: $\mu(q;p^1,y^1) - \mu(q;p^0,y^0)$ یا به عبارتی $e(q,v(p^1,y^1)) - e(q,v(p^0,y^0))$

[۳۳] کدهای مورد نیاز برای محاسبه معیار EV به مدل افزوده شده است.

پژوهش‌های مجلس فاقد بخشی از داده‌های لازم است، از این رو اقدام به تهیه SAM برای سال ۱۳۹۵ توسط نویسندگان گردید.

پایه‌های آماری استفاده شده در تهیه ماتریس به کار رفته در این مقاله عبارتند از: آخرین جدول داده-ستانده برای سال ۱۳۹۵ تهیه شده توسط بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، آمار حساب‌های ملی سال ۱۳۹۵ بانک مرکزی و مرکز آمار ایران، آمارهای دریافتی و پرداختی عوامل تولید و نهادها از دنیای خارج و به دنیای خارج سال ۱۳۹۵ بر اساس گزارش خلاصه تحولات اقتصادی سال ۱۳۹۷ بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، گزارش حساب تولید تا حساب مالی به تفکیک بخش‌های نهادی اقتصاد (۱۳۹۵-۱۳۷۵) بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، نتایج آمارگیری از هزینه و درآمد خانوارهای شهری و روستایی سال ۱۳۹۵ مرکز آمار ایران، آمار واردات کالا به تفکیک کدهای ۸ رقمی HS سال ۱۳۹۵ گمرک جمهوری اسلامی ایران، مقررات صادرات و واردات ۱۳۹۵ مؤسسه مطالعات و پژوهش‌های بازرگانی.

SAM تهیه شده برای سال ۱۳۹۵ شامل ۸۹ فعالیت، ۱۳۰ کالا، ۲ نوع هزینه معاملاتی (حاشیه‌های حمل و نقل و بازرگانی داخلی و صادرات)، ۲ نوع عامل تولید (نیروی کار و سرمایه)، ۲۲ نهاد داخلی (ده دهک خانوار شهری، ده دهک خانوار روستایی، شرکت‌ها و دولت)، انواع ابزارهای مالیاتی (مالیات مستقیم، خالص سایر مالیات بر تولید و خالص مالیات بر محصول)، حساب انباشت (کل سرمایه‌گذاری- پس‌انداز) و حساب دنیای خارج می‌باشد. SAM به کار رفته در مطالعه، پس از تجمیع شامل ٤ فعالیت، ٥ کالا، ٢ عامل تولید و ٨ نهاد داخلی بوده و همچنین شامل حساب هزینه‌های معاملاتی، حساب مالیات‌ها، حساب انباشت و حساب دنیای خارج است. جدول ۱، جزئیات فعالیت‌ها، کالاها، عوامل تولید و نهادها بر مبنای SAM تجمیع شده مورد استفاده را نشان می‌دهد. SAM کلان ایران برای سال ۱۳۹۵ در پیوست ۳ آورده شده است.

جدول ۱. جزئیات فعالیت‌ها، کالاها، عوامل تولید و نهادها
مأخذ: (ماتریس حسابداری اجتماعی سال ۱۳۹۵)

Table 1. Details of activities, commodities, factors of production and institutions
Source: (SAM of 2016)

مجموعه	زیر مجموعه‌ها
فعالیت‌ها	کشاورزی، نفت و گاز، صنعت (صنایع مختلف، معدن، انرژی و ساختمان) و خدمات
کالاها	محصولات کشاورزی، نفت، محصولات غذایی، محصولات صنعتی و خدمات
عوامل تولید	نیروی کار و سرمایه
خانوارها	خانوارهای شهری شامل: ۱- سه دهک پایینی، ۲- چهار دهک میانی، ۳- سه دهک بالایی
	خانوارهای روستایی شامل: ۱- سه دهک پایینی، ۲- چهار دهک میانی، ۳- سه دهک بالایی
سایر نهادها	شرکت‌ها، دولت و دنیای خارج

۵-۳- کالیبراسیون و حل عددی

مدل‌های CGE همان‌طور که از نامشان پیداست، مدل‌هایی از تعادل عرضه و تقاضا در کل اقتصاد هستند که توسط سیستم قیمت تنظیم می‌شوند. برای این که عوامل اقتصادی بتوانند به تغییرات قیمت پاسخ دهند، برخی از توابعی که رفتار آنها را در مدل‌های CGE نشان می‌دهد، بایستی انعطاف‌پذیرتر باشند. از آنجا که توابع انعطاف‌پذیرتر پارامترهای بیشتری دارند، در نتیجه، اطلاعات موجود در SAM برای تعیین مقادیر همه پارامترها کافی نیست (Decaluwé, Lemelin, Robichaud & Maisonnave, 2013). در مدل‌های CGE، پارامترهای سهمی به طور مستقیم از SAM و پارامترهای رفتاری اغلب از مطالعات گذشته و یا از طریق برآورد اقتصادسنجی به دست می‌آیند. در همین راستا، در مقاله حاضر، علاوه بر SAM سال ۱۳۹۵، به عنوان پایگاه داده مورد نیاز مدل، از تعدادی پارامتر رفتاری نیز که از مطالعات دیگر به دست آمده‌اند، برای حل مدل استفاده گردیده است.

اعتبار مدل تعادل عمومی پویای حل شده زمانی قابل تأیید است که مدل حل شده، داده‌های سال پایه را بازتولید نماید. به عبارت دیگر، مقادیر برای سال پایه معادل مقادیر اولیه باشد (Hosseininasab, Abdullahi Haghi, Naseri & Agheli, 2016). در فرایند کالیبراسیون، مدل یک مسیر رشد منظم را تکرار می‌کند که در آن همه

قیمت‌ها ثابت می‌مانند و همه متغیرها (مقدار و ارزش) به اندازه رشد جمعیت رشد می‌کنند (Decaluwé, Lemelin, Robichaud & Maisonnave, 2013). از حل عددی مدل، تمام داده‌های سال پایه بازتولید شد که نشان از استحکام کالیبراسیون مدل دارد. نتایج کالیبراسیون در

جدول ۲ نشان داده شده است. به منظور کالیبره کردن و شبیه‌سازی از نرم‌افزار گمز [۳۴](GAMS) استفاده شده است.

جدول ۲. مقادیر پارامترها در توابع تولید و تجارت
مأخذ: (بازیک و همکاران، ۲۰۲۰؛ فرزانگان و همکاران، ۲۰۱۵؛ دکالووه و همکاران، ۲۰۱۳؛ محاسبات تحقیق)

Table 2. Parameter values in production and trade functions
Source: (Bajzik, Havranek, Irsova & Schwarz, 2020; Farzanegan, Mohammadikhabbazan & Sadeghi, 2015; Decaluwé, Lemelin, Robichaud & Maisonnave, 2013; Research calculations)

نام تابع	نام پارامتر/کشش		فعالیت‌ها				منبع
			کشاورزی	نفت و گاز	صنعت	خدمات	
تابع تولید ارزش افزوده (CES)	کشش جانشینی عوامل تولید		۱٫۵	۱٫۵	۱٫۵	۱٫۵	(دکالووه و همکاران، ۲۰۱۳)
	پارامتر سهم		۰٫۳۴۰	۰٫۲۱۳	۰٫۵۸۸	۰٫۵۵۵	محاسبات تحقیق
	پارامتر انتقال یا کارایی		۲٫۴۱۵	۱٫۸۱۳	۳٫۵۸۷	۳٫۴۹۶	
	سهم عوامل تولید	نیروی کار	۰٫۱۲۰	۰٫۰۴۲	۰٫۳۸۶	۰٫۳۳۹	
		سرمایه	۰٫۸۸۰	۰٫۹۵۸	۰٫۶۱۴	۰٫۶۶۱	
تابع تولید نهایی لئونتیف	سهم نهاده‌های واسطه‌ای در تولیدات هر بخش	کشاورزی	۰٫۱۲۳	۰٫۰۰۱	۰٫۰۴۴	۰٫۰۰۳	
		نفت	۰٫۰۰۰	۰٫۰۰۰	۰٫۰۱۵	۰٫۰۰۰	
		غذا	۰٫۰۵۲	۰٫۰۰۲	۰٫۰۲۲	۰٫۰۰۸	
		صنعت	۰٫۱۳۵	۰٫۰۱۶	۰٫۴۸۰	۰٫۰۹۸	
		خدمات	۰٫۰۹۰	۰٫۰۵۰	۰٫۰۶۱	۰٫۱۴۲	
	سهم ارزش افزوده		۰٫۶۰۱	۰٫۹۳۱	۰٫۳۷۸	۰٫۷۴۸	
نام تابع	نام پارامتر/کشش		کالاها				منبع
			کشاورزی	نفت	غذا	صنعت	خدمات

[34] General Algebraic Modeling System (GAMS)

تابع آرمینگتون (CES)	کشش جانشینی واردات	۱٫۴۵	-	۱٫۴۵	۱٫۴۵	(بازیک و همکاران، ۲۰۲۰)
	پارامتر سهم	۰٫۱۹۶	-	۰٫۲۴۵	۰٫۲۹۸	محاسبات تحقیق
	پارامتر انتقال	۱٫۵۴۲	-	۱٫۶۶۵	۱٫۷۷۹	
تابع تبدیل (CET)	کشش جانشینی صادرات	۲٫۵	۲٫۵	۲٫۵	۲٫۵	(فرزانگان و همکاران، ۲۰۱۵)
	پارامتر سهم	۰٫۷۷۱	۰٫۳۰۴	۰٫۶۸۶	۰٫۶۶۶	محاسبات تحقیق
	پارامتر انتقال	۲٫۹۰۵	۲٫۴۲۴	۲٫۳۷۵	۲٫۲۹۵	

۴- تجزیه و تحلیل نتایج شبیه‌سازی

در این بخش برای بررسی دقیق‌تر میزان تأثیرگذاری تحریم صادرات نفت ایران با استفاده از مدل CGE پویای بازگشتی، سناریوی کاهش صادرات نفت در حالت سخت‌گیرانه در نظر گرفته شده است. بر اساس داده‌های صادرات نفت خام سازمان کشورهای صادرکننده نفت (اوپک)، طی سال‌های ۲۰۱۲ تا ۲۰۱۹، میزان صادرات نفت خام ایران کاهش حدود ۷۰ درصدی داشته است. بنابراین، به منظور شبیه‌سازی سناریوی تحریم صادرات نفت، کاهش ۷۰ درصدی صادرات نفت، برای تمام دوره‌ها در مدل اعمال شده است. در این سناریوسازی، تأثیر شوک کاهش صادرات نفت بر برخی شاخص‌های اساسی کلان اقتصادی و رفاه خانوارهای شهری و روستایی مورد ارزیابی قرار گرفته است. برای بررسی اثر این تکانه بر رفاه خانوارها، از معیار EV بهره گرفته شده است. جدول ۳، نتایج اجرای این سناریو بر برخی شاخص‌های کلان اقتصادی را نشان می‌دهد.

جدول ۳. نتایج شبیه‌سازی سناریو بر برخی شاخص‌های کلان اقتصادی (درصد)
مأخذ: محاسبات تحقیق

Table 3. Simulation results for some macroeconomic indicators (percentage)
Source: Research calculations

دوره	شاخص						
	جذب داخلی	صادرات نفت	صادرات غیر نفتی	کل صادرات	کل واردات	تولید ناخالص داخلی	نرخ ارز
۱	-۳٫۰۱	-۷۰	۲۱٫۶۳	-۱۳٫۷۳	-۲۰٫۱۳	-۴٫۸۹	۱۷٫۷۹
۲	-۳٫۵۴	-۷۰	۲۰٫۸۹	-۱۴٫۱۹	-۲۰٫۳۹	-۵٫۳۳	۱۷٫۳۸
۳	-۴٫۰۷	-۷۰	۲۰٫۱۴	-۱۴٫۶۶	-۲۰٫۶۵	-۵٫۷۸	۱۶٫۹۷
۴	-۴٫۶۲	-۷۰	۱۹٫۳۷	-۱۵٫۱۴	-۲۰٫۹۳	-۶٫۲۴	۱۶٫۵۶
۵	-۵٫۱۷	-۷۰	۱۸٫۵۹	-۱۵٫۶۲	-۲۱٫۲۰	-۶٫۷۰	۱۶٫۱۴
۶	-۵٫۷۳	-۷۰	۱۷٫۷۷	-۱۶٫۱۱	-۲۱٫۴۶	-۷٫۱۶	۱۵٫۷۰
۷	-۶٫۳۰	-۷۰	۱۶٫۹۶	-۱۶٫۶۱	-۲۱٫۷۴	-۷٫۶۴	۱۵٫۲۷
۸	-۶٫۸۸	-۷۰	۱۶٫۱۱	-۱۷٫۱۱	-۲۲٫۰۲	-۸٫۱۲	۱۴٫۸۱
۹	-۷٫۴۷	-۷۰	۱۵٫۲۴	-۱۷٫۶۲	-۲۲٫۳۰	-۸٫۶۰	۱۴٫۳۴
۱۰	-۸٫۰۷	-۷۰	۱۴٫۳۵	-۱۸٫۱۳	-۲۲٫۵۷	-۹٫۰۹	۱۳٫۸۶

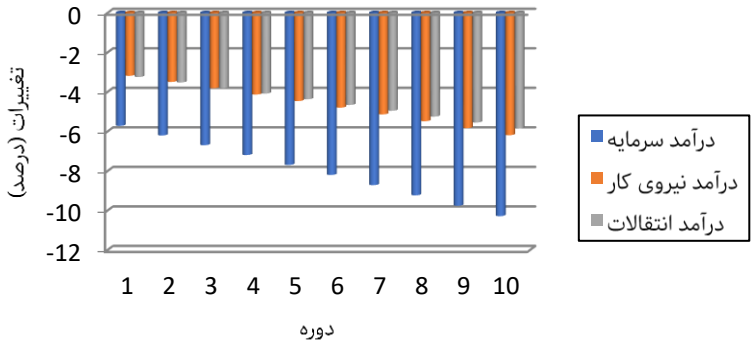
همان‌گونه که نتایج جدول ۳ نشان مي‌دهد، تحریم صادارت نفت باعث رشد صادرات غیرنفتي شده است به طوري که صادرات غیرنفتي از ۲۱٫۶۳ درصد در دوره اول تا ۱۴٫۳۵ درصد در پایان دوره افزایش یافته است. به عبارت دیگر صادرات غیرنفتي بخشي از کاهش صادرات نفتي را جبران کرده است. بر این اساس، نتایج نشان مي‌دهد که کاهش ۷۰ درصدي صادرات نفت، کل صادرات کشور را در طی دوره، از ۱۳٫۷۳ درصد در دوره اول تا ۱۸٫۱۳ درصد در پایان دوره مورد بررسی کاهش داده است. کاهش واردات نیز در طول دوره از ۲۰٫۱۳ تا ۲۲٫۵۷ درصد است که نشان مي‌دهد در مجموع کاهش واردات بیش از کاهش صادرات بوده است و این به مفهوم بهبود تراز تجاري بخش غیرنفتي مي‌باشد. نرخ ارز در نتیجه تحریم صادرات نفت به عنوان اصلي‌ترین منبع ورود ارز به کشور افزایش داشته و از رشد ۱۷٫۷۹ درصدی در دوره اول به رشد ۱۳٫۸۶ درصدی در پایان دوره رسیده است که یکي از دلایل افزایش صادرات غیرنفتي و کاهش واردات مي‌تواند افزایش نرخ ارز باشد. همچنین، تحریم‌ها تأثیر منفي قابل توجهي بر تولید

ناخالص داخلي بر جاي گذاشته است که مقدار آن در طول دوره از کاهش ۴٫۸۹ درصدي آغاز مي‌شود و تا ۹٫۰۹ درصد در پایان دوره افزایش مي‌یابد. نکته قابل توجه در خصوص تأثیر تحریم نفتي بر تولید ناخالص داخلي این است که کاهش تولید ناخالص داخلي در طول دوره روندي فزاینده دارد.

در زمینه تأثیر کاهش صادرات نفت بر متغیرهای کلان اقتصادی مذکور، نتایج مشابهی در مطالعات غریب‌نواز و واشیک (۲۰۱۸)، فرزانگان و همکاران (۲۰۱۵)، محمدی خبازان و همکاران (۲۰۱۵)، حقیقی و بهالو هوره (۲۰۱۳) و حقیقی و بهادر (۱۳۹۴) با رهیافت مدل CGE حاصل شده است (Gharibnavaz & Waschik, 2018; Farzanegan, Mohammadikhabbazan, Sadeghi & Sahabi, 2015; Mohammadikhabbazan, Sadeghi & Sahabi, 2015; Haqiqi & Bahador, 2015; Haqiqi & Bahalou Horeh, 2013). همچنین در مطالعات دیگری نظیر نخلی و همکاران (۲۰۲۰)، کشاورز حداد و همکاران (۱۳۹۹)، کیومرثی و همکاران (۱۳۹۸)، توزاوا و کایوم (۲۰۱۶)، مرزبان و استادزاد (۱۳۹۴) و صدیق (۲۰۱۱) اثرات نامطلوب تحریم‌های اقتصادی بر متغیرهای اصلی اقتصاد کلان کشور هدف نشان داده شده است (Nakhli, Rafat, Bakhshi Dastjerdi & Rafei, 2020; Keshavarz Haddad, Abounoori & Jahani, 2020; Kiumarthi, Ahmadi Shadmehri, Salimifar & Abrishami, 2019; Tuzova & Qayum, 2016; Marzban & Ostadzad, 2015; Siddig, 2011).

به طوری که در بخش قبلی بررسی گردید و نیز بر اساس نتایج جدول ۳، در نتیجه کاهش صادرات نفت متغیرهای کلان اقتصادی دستخوش تغییر شده و از مجرای تعدیلاتی که در بلوک قیمت‌ها ایجاد می‌شود، قیمت عوامل تولید و به تبع آن درآمد عوامل تولید و در نتیجه درآمد نهادها تحت تأثیر قرار می‌گیرد. درآمد خانوارها از درآمد نیروی کار، درآمد سرمایه و انتقالات از سایر نهادها حاصل می‌شود. بنابراین، تغییر در درآمد عوامل تولید می‌تواند درآمد خانوارها را از هر سه کانال مذکور تحت تأثیر قرار دهد. نمودار ۲، متوسط تغییر در درآمد نیروی کار، درآمد سرمایه و درآمد انتقالی خانوارها، برای دوره مورد بررسی بعد از اعمال شوک را نشان می‌دهد. همان‌گونه که مشاهده می‌شود، در طول دوره مورد بررسی درآمد حاصل از سرمایه، کار و انتقالات خانوارها کاهش یافته

است، به طوری که با ادامه روند تحریم صادرات نفت، کاهش درآمد خانوارها از منابع مختلف روند فزاینده‌اي دارد. همچنین میزان کاهش درآمد عامل سرمایه بیش از کاهش درآمد کار و انتقالات می‌باشد و کاهش در درآمد کار و انتقالات با اختلاف اندکی، تقریباً به طور یکسان صورت گرفته است.



نمودار ۲. متوسط تغییر درآمد سرمایه، نیروی کار و انتقالات خانوارها
مأخذ: محاسبات تحقیق

Figure 2. Average changes in households' income from capital, labor and transfers
Source: Research calculations

ذکر این نکته ضروری است که در بستار مدل، پارامترهای عرض از مبدأ و شیب توابع پس‌انداز، مالیات‌های مستقیم و انتقالات خانوارها به نهاد دولت، ثابت در نظر گرفته شده است. بنابراین، تغییر در پس‌انداز، درآمد قابل تصرف و مخارج مصرفی خانوارها متناسب با تغییر درآمد صورت می‌پذیرد. جدول ٤، تغییر در کل درآمد و مخارج مصرفی خانوارها بر حسب گروه‌های مختلف را در نتیجه اعمال شوک کاهش صادرات نفت نشان می‌دهد. با توجه به نتایج، در تمام گروه‌های خانوارهای شهری و روستایی، کاهش در درآمد و مخارج مصرفی در طول دوره روند افزایشی دارد. همچنین در نتیجه شوک تحریم صادرات نفت، هم در خانوارهای شهری و هم خانوارهای روستایی، دهک‌های بالاتر، کاهش در درآمد و مخارج بیشتری را تجربه می‌کنند. نکته دیگر این که، خانوارهای روستایی، کاهش در درآمد و مخارج بیشتری در مقایسه با خانوارهای شهری داشته‌اند.

جدول ٤. تغییر در درآمد و مخارج مصرفی خانوارها بر حسب گروه‌های مختلف (درصد)
مأخذ: محاسبات تحقیق

Table 4. Changes in households' income and consumption expenditure by different groups (percentage)
Source: Research calculations

دوره	خانوارهای شهری			خانوارهای روستایی		
	سه دهک پایینی	چهار دهک میانی	سه دهک بالایی	سه دهک پایینی	چهار دهک میانی	سه دهک بالایی
۱	-۳٫۹۲٤	-٤٫۰۵۱	-٤٫٤۳۳	-٤٫۰۳۱	-٤٫۲۳۸	-٤٫٦۲۷
۲	-٤٫۲۷٤	-٤٫٤۰۹	-٤٫۸۲۱	-٤٫۳۹۱	-٤٫٦۱٤	-۵٫۰۳۱
۳	-٤٫٦۳۰	-٤٫۷۷۳	-۵٫۲۱٦	-٤٫۷۵۸	-٤٫۹۹٦	-۵٫٤٤۲
٤	-٤٫۹۹۱	-۵٫۱٤۳	-۵٫٦۱۵	-۵٫۱۳۰	-۵٫۳۸۳	-۵٫۸۵۸
۵	-۵٫۳۵۷	-۵٫۵۱۷	-٦٫۰۱۹	-۵٫۵۰۷	-۵٫۷۷۵	-٦٫۲۷۸
٦	-۵٫۷۲٦	-۵٫۸۹٤	-٦٫٤۲۷	-۵٫۸۸۸	-٦٫۱۷۱	-٦٫۷۰۲
۷	-٦٫۱۰۲	-٦٫۲۷۹	-٦٫۸٤۲	-٦٫۲۷۵	-٦٫۵۷۵	-۷٫۱۳٤
۸	-٦٫٤۸٤	-٦٫٦٦۸	-۷٫۲٦۲	-٦٫٦٦۸	-٦٫۹۸۳	-۷٫۵۷۱
۹	-٦٫۸۷۰	-۷٫۰٦۳	-۷٫٦۸٦	-۷٫۰٦٦	-۷٫۳۹٦	-۸٫۰۱۳
۱۰	-۷٫۲٦۰	-۷٫٤٦۲	-۸٫۱۱٦	-۷٫٤٦۹	-۷٫۸۱٤	-۸٫٤۵۹

جدول ۵، نسبت درآمد و مخارج مصرفی خانوارهای شهری به خانوارهای روستایی را در حالت پایه و نیز سناریوی کاهش ۷۰ درصدی صادرات نفت برای تمام دوره مورد بررسی نشان می‌دهد. نسبت درآمد برای حالت پایه در تمام دوره‌ها برابر با ۴٫۴۶۱ بوده و در حالت بروز شوک کاهش صادرات نفت، میزان این نسبت در طول دوره با روند صعودی داشته است. همچنین نسبت مخارج مصرفی برای حالت پایه در تمام دوره‌ها برابر با ۷٫۸۰۸ بوده و در حالت کاهش صادرات نفت، میزان این نسبت نیز در کل دوره افزایش یافته است. این بدان معناست که با بروز شوک کاهش صادرات نفت، هم درآمد و هم مخارج مصرفی خانوارهای روستایی بیش‌تر از خانوارهای شهری تحت تأثیر قرار می‌گیرد و با ادامه این روند در طول دوره، شکاف درآمد و مخارج مصرفی خانوارهای روستایی و شهری افزایش می‌یابد. این نتیجه، تأیید کننده نتیجه جدول ٤ می‌باشد.

جدول ۵. نسبت درآمد و مخارج مصرفی خانوارهای شهری به خانوارهای روستایی
مأخذ: محاسبات تحقیق

Table 5. Ratio of income and consumption expenditure of urban households to rural households
Source: Research calculations

نسبت			نسبت درآمد	نسبت مخارج مصرفی
حالت پایه برای تمام دوره‌ها			٤٫٤٦١	٧٫٨٠٨
سناریوی کاهش ۷۰ درصدی صادرات نفت	دور ۵	۱	٤٫٤٦٩	٧٫٨٢١
		۲	٤٫٤٧٠	٧٫٨٢٢
		۳	٤٫٤٧١	٧٫٨٢٣
		٤	٤٫٤٧٢	٧٫٨٢٥
		۵	٤٫٤٧٣	٧٫٨٢٦
		٦	٤٫٤٧٣	٧٫٨٢٧
		۷	٤٫٤٧٤	٧٫٨٢٩
		۸	٤٫٤٧٥	٧٫٨٣٠
		۹	٤٫٤٧٦	٧٫٨٣١
		۱۰	٤٫٤٧٦	٧٫٨٣٢

میزان تغییر در مخارج مصرفی خانوارهای شهری و روستایی برحسب گروه‌های کالاهایی، در نتیجه شوک تحریم صادرات نفت در جدول ٦ آورده شده است. بر اساس نتایج، میزان کاهش در مخارج مصرفی خانوارها بر حسب گروه‌های کالاهایی، در طول دوره مورد بررسی و در تمام خانوارها، از بیشترین به کمترین به ترتیب عبارت است از: محصولات غذایی، محصولات کشاورزی، خدمات و محصولات صنعتی. نکته دیگر این است که کاهش در مخارج مصرفی خانوارهای روستایی در تمام گروه‌های کالایی و در تمام دوره مورد بررسی بیش از خانوارهای شهری بوده است که به نوعی تأییدکننده نتایج جدول ٤ و **جدول ۵** می‌باشد.

جدول ٦. تغییر در مخارج مصرفی خانوارهای شهری و روستایی بر حسب گروه‌های کالایی (درصد)
مأخذ: محاسبات تحقیق

Table 6. Changes in consumption expenditure of urban and rural households by commodity groups (percentage)
Source: Research calculations

دوره	مخارج مصرفی خانوارهای شهری				مخارج مصرفی خانوارهای روستایی			
	محصولات کشاورزی	محصولات غذایی	محصولات صنعتی	خدمات	محصولات کشاورزی	محصولات غذایی	محصولات صنعتی	خدمات
۱	-٤٫٩٩	-٥٫١٧	-٣٫٣٩	-٤٫٠٦	-٥٫٧٩	-٥٫٩٤	-٣٫٨٠	-٤٫٨٢
۲	-٥٫٣٨	-٥٫٥٥	-٣٫٦١	-٤٫٥١	-٦٫٢٠	-٦٫٣٤	-٤٫٠٣	-٥٫٢٤
۳	-٥٫٧٨	-٥٫٩٤	-٣٫٨٣	-٤٫٩٥	-٦٫٦٢	-٦٫٧٦	-٤٫٢٧	-٥٫٦٨
٤	-٦٫١٩	-٦٫٣٣	-٤٫٠٧	-٥٫٤٠	-٧٫٠٥	-٧٫١٨	-٤٫٥٢	-٦٫١٢
٥	-٦٫٦١	-٦٫٧٣	-٤٫٣٠	-٥٫٨٦	-٧٫٤٩	-٧٫٦٠	-٤٫٧٦	-٦٫٥٦
٦	-٧٫٠٤	-٧٫١٤	-٤٫٥٣	-٦٫٣١	-٧٫٩٤	-٨٫٠٣	-٥٫٠٢	-٧٫٠١
۷	-٧٫٤٨	-٧٫٥٥	-٤٫٧٨	-٦٫٧٧	-٨٫٣٩	-٨٫٤٨	-٥٫٢٨	-٧٫٤٧
۸	-٧٫٩٣	-٧٫٩٧	-٥٫٠٢	-٧٫٢٤	-٨٫٨٦	-٨٫٩٢	-٥٫٥٤	-٧٫٩٣
۹	-٨٫٣٨	-٨٫٤٠	-٥٫٢٧	-٧٫٧١	-٩٫٣٣	-٩٫٣٨	-٥٫٨١	-٨٫٣٩
۱۰	-٨٫٨٤	-٨٫٨٣	-٥٫٥٢	-٨٫١٨	-٩٫٨٢	-٩٫٨٤	-٦٫٠٨	-٨٫٨٦

تغییرات درآمد و مخارج خانوارها و همچنین تغییر قیمت‌های نسبی، رفاه خانوارها را متأثر می‌سازد که برای بررسی میزان تغییرات رفاه از معیار EV استفاده شده است. نتیجه محاسبات این معیار برای گروه‌های مختلف خانوارهای شهری و روستایی در جدول ۷ آورده شده است. به طوری که مشاهده می‌شود، در نتیجه شوک کاهش صادرات نفت و با توجه به منفی بودن معیار EV محاسبه شده، تمام گروه‌های خانوارها در مناطق شهری و روستایی در طول دوره مورد بررسی، کاهش رفاه داشته‌اند. همچنین ادامه روند تحریم صادرات نفت در طول دوره منجر به زیان رفاهی فزاینده برای تمام خانوارهای شهری و روستایی شده است.

جدول ۷. تأثیر کاهش صادرات نفت بر رفاه خانوارها بر مبنای معیار EV (هزار میلیارد ریال)
مأخذ: محاسبات تحقیق

Table 7. The effect of reduced oil exports on household welfare based on the EV criterion (1,000 billion rials)
Source: Research calculations

دوره	خانوارهای شهری			خانوارهای روستایی		
	سه دهک پایینی	چهار دهک میانی	سه دهک بالایی	سه دهک پایینی	چهار دهک میانی	سه دهک بالایی
۱	-۳۲٫۲۹۶	-۷۷٫۶۹۰	-۱۵۲٫۰۵٤	-۵٫۱۵۸	-۱۳٫۰٦۸	-۲۱٫۸۵۳
۲	-۳۵٫۷٤۵	-۸۵٫۸٤۰	-۱٦۷٫۹۹۸	-۵٫٦۳۵	-۱٤٫۲۳٦	-۲۳٫۷۳۹
۳	-۳۹٫۳٤۸	-۹٤٫۳٤۱	-۱۸٤٫۵٦۱	-٦٫۱۳۷	-۱۵٫٤٦۰	-۲۵٫۷۱۳
٤	-٤۳٫۰۹۵	-۱۰۳٫۱٦۸	-۲۰۱٫۷۰٦	-٦٫٦٦۰	-۱٦٫۷۳۵	-۲۷٫۷٦٦
۵	-٤٦٫۹۷۲	-۱۱۲٫۲۹۱	-۲۱۹٫۳۷۹	-۷٫۲۰۲	-۱۸٫۰۵۷	-۲۹٫۷۹۰
٦	-۵۰٫۹۷۰	-۱۲۱٫٦۹۰	-۲۳۷٫۵۵۲	-۷٫۷٦۱	-۱۹٫٤۲۰	-۳۲٫۰۷۹
۷	-۵۵٫۱٤۰	-۱۳۱٫٤۸۷	-۲۵٦٫٤٦۲	-۸٫۳٤۷	-۲۰٫۸٤٦	-۳٤٫۳٦۵
۸	-۵۹٫٤٤٦	-۱٤۱٫۵۹۷	-۲۷۵٫۹٤۸	-۸٫۹۵۱	-۲۲٫۳۱۸	-۳٦٫۷۲۳
۹	-٦۳٫۸۸۲	-۱۵۲٫۰۰۸	-۲۹۵٫۹۹۷	-۹٫۵۷۵	-۲۳٫۸۳۵	-۳۹٫۱۵۲
۱۰	-٦۸٫٤٤۹	-۱٦۲٫۷۲۱	-۳۱٦٫٦۱۳	-۱۰٫۲۱۷	-۲۵٫۳۹۷	-٤۱٫٦۵۱

در معیار EV، تغییرات رفاه بر حسب واحدهاي پولي ارائه مي‌شود؛ بر این اساس، به منظور مقایسه تغییرات رفاه خانوارها در گروه‌های مختلف خانوارها و نیز خانوارهاي شهري و روستايي، نسبت EV به مخارج در جدول ۸ ارائه شده است. بر مبنای نتایج جدول ۸، در طول دوره مورد بررسی هم در خانوارهای شهری و هم خانوارهای روستایی، دهک‌های بالایی کاهش رفاه بیشتری دارند. همچنین رفاه از دست رفته تمام گروه‌های خانوارهای روستایی در طول دوره همواره بیش از خانوارهای شهری است؛ به طوری که کاهش رفاه سه دهک پایینی خانوارهای روستایی از کاهش رفاه سه دهک بالایی خانوارهای شهری نیز در طول دوره بیشتر می‌باشد و با حرکت به سمت دهک‌های بالایی خانوارهای روستایی، این میزان بیشتر نیز می‌گردد. نکته دیگر در ارتباط با نتایج جدول ۸ این است که با ادامه روند تحریم صادرات نفت، شکاف موجود میان کاهش رفاه خانوارهای روستایی و شهری کاهش یافته است. مطابق نتایج، در طول دوره مورد بررسی، نسبت کاهش در

رفاه خانوارهای روستایی به خانوارهای شهری کمیتی بزرگ‌تر از یک می‌باشد که نشان دهنده بیشتر بودن زیان رفاهی خانوارهای روستایی در مقایسه با خانوارهای شهری است. اما کاهشی بودن این نسبت بدان معناست که با ادامه روند تحریم صادرات نفت، از شکاف موجود میان کاهش رفاه خانوارهای شهری و روستایی کاسته شده است.

جدول ۸. تأثیر کاهش صادرات نفت بر رفاه خانوارها بر مبنای نسبت EV به مخارج (درصد)
مأخذ: محاسبات تحقیق

Table 8. The effect of reduced oil exports on household welfare based on EV to consumption expenditure ratio (percentage)
Source: Research calculations

دوره	خانوارهای شهری				خانوارهای روستایی				نسبت تغییر در رفاه خانوارهای روستایی به خانوارهای شهری
	سه دهک پایینی	چهار دهک میانی	سه دهک بالایی	کل	سه دهک پایینی	چهار دهک میانی	سه دهک بالایی	کل	
۱	-۳٫۹۱۷	-٤٫۰۳٦	-٤٫۳۱۷	-٤٫۱۷۸	-٤٫٥٤٠	-٤٫۸۰۸	-٥٫۲۳۰	-٤٫۹۸۹	۱٫۱۹٤
۲	-٤٫۲۷۸	-٤٫٤۰۰	-٤٫۷۰٥	-٤٫٥٥٥	-٤٫۸۹٤	-٥٫۱٦۷	-٥٫٦۰٥	-٥٫۳٥٦	۱٫۱۷٦
۳	-٤٫٦٤٥	-٤٫۷۷۰	-٥٫۰۹۹	-٤٫۹۳۸	-٥٫۲٥۷	-٥٫٥۳٥	-٥٫۹۸۸	-٥٫۷۳۲	۱٫۱٦۱
٤	-٥٫۰۱۸	-٥٫۱٤٥	-٥٫٤۹۷	-٥٫۳۲٦	-٥٫٦۲۷	-٥٫۹۱۰	-٦٫۳۷۹	-٦٫۱۱٤	۱٫۱٤۸
٥	-٥٫۳۹٦	-٥٫٥۲٥	-٥٫۸۹۸	-٥٫۷۱۸	-٦٫۰۰٤	-٦٫۲۹۱	-٦٫۷۷٥	-٦٫٥۰۲	۱٫۱۳۷
٦	-٥٫۷۷۸	-٥٫۹۰۹	-٦٫۳۰۳	-٦٫۱۱۳	-٦٫۳۸٥	-٦٫٦۷۷	-۷٫۱۷٥	-٦٫۸۹٥	۱٫۱۲۸
۷	-٦٫۱٦۸	-٦٫۳۰۰	-٦٫۷۱٤	-٦٫٥۱٥	-٦٫۷۷٥	-۷٫۰۷۲	-۷٫٥۸٤	-۷٫۲۹٦	۱٫۱۲۰
۸	-٦٫٥٦۲	-٦٫٦۹٥	-۷٫۱۳۰	-٦٫۹۲۲	-۷٫۱۷۱	-۷٫٤۷۲	-۷٫۹۹۸	-۷٫۷۰۳	۱٫۱۱۳
۹	-٦٫۹٦۲	-۷٫۰۹٦	-۷٫٥٤۹	-۷٫۳۳۳	-۷٫٥۷۲	-۷٫۸۷۸	-۸٫٤۱۷	-۸٫۱۱٥	۱٫۱۰۷
۱۰	-۷٫۳٦۷	-۷٫٥۰۱	-۷٫۹۷٤	-۷٫۷٤۹	-۷٫۹۷۹	-۸٫۲۸۹	-۸٫۸٤۲	-۸٫٥۳۳	۱٫۱۰۱

در خصوص اثرات رفاهی نامطلوب تحریم صادرات نفت ایران نتایج مشابهی در مطالعات فرزانگان و همکاران (۲۰۱۵) و محمدی خبازان و همکاران (۲۰۱۵) با رهیافت مدل CGE ایستا حاصل شده است در حالی که مطالعه غریب‌نواز و واشیک (۲۰۱۸) با همین

رهیافت اثرات محدودتری را نشان داده است (Farzanegan, Mohammadikhabbazan, Sadeghi & Sahabi, 2015; Mohammadikhabbazan, Sadeghi & Sahabi, 2015; Gharibnavaz & Waschik, 2018). مرزبان و استادزاد (۱۳۹۴) نیز با بسط یک الگوی رشد تعمیم یافته تصادفی، اثر محسوس اعمال تحریم‌های نفتی بر رفاه اجتماعی را نشان داده‌اند (Marzban & Ostadzad, 2015). از مطالعات دیگر که نشان دهنده اثرات منفی تحریم‌های اقتصادی بر رفاه خانوارهای کشور هدف است می‌توان به مطالعه چپتا و گایگن (۲۰۲۰) و صدیق (۲۰۱۱) اشاره کرد (Cheptea & Gaigné, 2020; Siddig, 2011).

۱-۴- تحلیل حساسیت نتایج شبیه‌سازی

نتایج شبیه‌سازی ممکن است به انتخاب سطوح پارامترهای کلیدی مدل حساس باشد. کشش‌های کلیدی که انتظار می‌رود بر نتایج شبیه‌سازی تأثیر بگذارد، کشش جانشینی عوامل تولید، کشش جانشینی واردات در تابع آرمینگتون و کشش جانشینی صادرات در تابع CET است. همانطور که در بخش قبل ذکر شد، این پارامترها در تجزیه و تحلیل اصلی مدل به ترتیب ۱٫۵، ۱٫۴۵ و ۲٫۵ می‌باشند. به منظور تحلیل حساسیت تغییر پارامترهای مذکور بر نتایج اصلی، به اندازه ۲۵ درصد انحراف از مقادیر اصلی این پارامترها به صورت انفرادی و ترکیبی در نظر گرفته شده است. برای تضمین صحت نتایج، کالیبراسیون مدل با تغییر پارامترها انجام گردید و در تمام حالت‌ها مقادیر اولیه بازتولید شد. نتایج شبیه‌سازی مدل برای حالت‌های مختلف تغییر پارامترها در جدول ۹ آورده شده است. در این جدول از نتایج اصلی به عنوان معیار مقایسه استفاده شده است تا چگونگی تفاوت در نتایج تغییر کشش‌های کلیدی مشخص گردد.

تحلیل حساسیت نشان می‌دهد که علی‌رغم تغییرات جزئی، نتایج کلی همچنان به قوت خود باقی است و میزان تغییرات رفاه خانوارها تحت مقادیر مختلف کشش‌ها چندان متفاوت نیستند. در بین سه کشش کلیدی مورد بررسی، کشش جانشینی واردات در تابع آرمینگتون بیشترین تأثیرگذاری را دارد که با این وجود تأثیرات آن چندان قابل توجه نیست. حتی در حالت کاهش ۲۵ درصدی همزمان هر سه کشش جانشینی عوامل تولید، کشش جانشینی واردات در تابع آرمینگتون و کشش جانشینی صادرات در تابع CET، میزان تغییر در نتایج اصلی شبیه‌سازی، کمتر از ۱۰ درصد در طول دوره مورد بررسی

است. بنابراین، زمانی که کشش‌های اولیه تغییر می‌کنند، اعتبار نتایج اصلی تأیید می‌شود.

جدول ۹. تحلیل حساسیت تغییر کشش‌های جانشینی عوامل تولید، واردات و صادرات بر نسبت EV به مخارج (درصد)

مأخذ: محاسبات تحقیق

Table 9. Sensitivity analysis of change in elasticity of substitution between production factors and Armington and CET elasticity of substitution on EV to consumption expenditure ratio (percentage)

Source: Research calculations

ردیف		۱	۲	۳	٤	٥	٦	۷	۸	۹
شرح		نتایج اصلی سناریوی تحقیق	کشش جانشینی عوامل تولید		کشش آرمینگتون		کشش CET		تغییر همزمان کشش‌ها	
			۲۵ درصد کاهش	۲۵ درصد افزایش	۲۵ درصد کاهش	۲۵ درصد افزایش	۲۵ درصد کاهش	۲۵ درصد افزایش	۲۵ درصد کاهش	۲۵ درصد افزایش
نسبت EV به مخارج خانوارها در دوره	۱	-٤٫۲۷	-٤٫۲۹	-٤٫۲٥	-٤٫٦۲	-٤٫۰۲	-٤٫۲۹	-٤٫۲۸	-٤٫٦٦	-٤٫۰۱
	۲	-٤٫٦٥	-٤٫٦۸	-٤٫٦۲	-٥٫۰۲	-٤٫۳۸	-٤٫٦٦	-٤٫٦٥	-٥٫۰۷	-٤٫۳٦
	۳	-٥٫۰۳	-٥٫۰۷	-٥٫۰۰	-٥٫٤۲	-٤٫۷٥	-٥٫۰٥	-٥٫۰۳	-٥٫٤۹	-٤٫۷۲
	٤	-٥٫٤۲	-٥٫٤۷	-٥٫۳۸	-٥٫۸۳	-٥٫۱۲	-٥٫٤٤	-٥٫٤۲	-٥٫۹۱	-٥٫۰۹
	٥	-٥٫۸۱	-٥٫۸۷	-٥٫۷٦	-٦٫۲۳	-٥٫٥۰	-٥٫۸۳	-٥٫۸۱	-٦٫۳٤	-٥٫٤٦
	٦	-٦٫۲۰	-٦٫۲۸	-٦٫۱٥	-٦٫٦٥	-٥٫۸۸	-٦٫۲۳	-٦٫۲۰	-٦٫۷٦	-٥٫۸۳
	۷	-٦٫٦۰	-٦٫٦۹	-٦٫٥٤	-۷٫۰۷	-٦٫۲۷	-٦٫٦٤	-٦٫٦۱	-۷٫۲۰	-٦٫۲۱
	۸	-۷٫۰۱	-۷٫۱۱	-٦٫۹٤	-۷٫٤۹	-٦٫٦٦	-۷٫۰٥	-۷٫۰۱	-۷٫٦۳	-٦٫٦۰
	۹	-۷٫٤۲	-۷٫٥۳	-۷٫۳٥	-۷٫۹۲	-۷٫۰٦	-۷٫٤٦	-۷٫٤۲	-۸٫۰۸	-٦٫۹۹
	۱۰	-۷٫۸٤	-۷٫۹٦	-۷٫۷٦	-۸٫۳٥	-۷٫٤۷	-۷٫۸۸	-۷٫۸٤	-۸٫٥۲	-۷٫۳۹
	میانگین	-٦٫۰۲	-٦٫۱۰	-٥٫۹۷	-٦٫٤٦	-٥٫۷۱	-٦٫۰٥	-٦٫۰۳	-٦٫٥۷	-٥٫٦۷

۵- خلاصه و نتیجه‌گیری

تحریم‌هاي اقتصادي يكي از ابزارهاي مهم براي ايجاد فشار اقتصادي در كشورهاي هدف و الزام آنها براي تغيير رفتار است كه در طي زمان و بالاخص در سه دهه اخير رشد فزاينده‌اي داشته است. بعد از پیروزی انقلاب اسلامی در ایران، تحریم‌های اقتصادی گسترده‌ای علیه ایران اعمال شده و این تحریم‌ها طی سال‌های اخیر شدت بیشتری گرفته است. با توجه به این که درآمدهای حاصل از صادرات نفت در اقتصاد ایران از اهمیت شایانی برخوردار است، بنابراین یکی از حوزه‌های اصلی این تحریم‌ها به شمار می‌آید. همچنين تحريم‌هاي بانكي نيز تلاشي براي عدم امكان انتقال درآمدهاي نفتي به كشور است که در گروه تحریم‌های هوشمند علیه ایران انجام شده است. کاهش صادرات نفت و محدود شدن درآمدهای ارزی می‌تواند از کانال‌های متعددی باعث تغییر در متغیرهای کلان اقتصادی گردد. چنین تغییراتی منجر به تغییر در قیمت‌های نسبی شده و با توجه به اثری که بر دستمزد و قیمت سرمایه و انتقالات به خانوارها می‌گذارد، می‌تواند درآمد، مخارج و نهایتاً رفاه خانوارها را متأثر سازد. از این رو، هدف اصلی این مقاله، بررسی تأثیر تحریم صادرات نفت بر رفاه خانوارهای شهری و روستایی است. برای تحقق این امر از مدل تعادل عمومی قابل محاسبه پویای بازگشتی PEP-1-t دکالووه و همکاران (۲۰۱۳) بر مبنای داده‌های ماتریس حسابداری اجتماعی تهیه شده برای سال ۱۳۹۵ استفاده شد. در این چارچوب، به منظور بررسی تغییرات رفاه گروه‌های مختلف خانوارهای شهری و روستایی معیار تغییرات معادل محاسبه گردید.

میزان صادرات نفت خام ایران در طی سال‌های ۲۰۱۲ تا ۲۰۱۹، کاهش حدود ۷۰ درصدی داشته است. بنابراین، به منظور شبیه‌سازی سناریوی تحریم صادرات نفت، یک حالت با میزان کاهش ۷۰ درصدی، برای تمام دوره‌ها در مدل اعمال شده است. نتایج بررسی نشان می‌دهد که کاهش صادرات نفت، منجر به رشد صادرات غيرنفتي شده و به اين ترتيب، بخشي از كاهش صادرات نفتي جبران گرديده است؛ اما در مجموع، كاهش ۷۰ درصدي صادرات نفت، كل صادرات كشور را در طی دوره کاهش داده است. بر طبق نتایج، در نتیجه تحریم‌های نفتی، واردات کاهش یافته است. بنابراین، کاهش واردات و افزایش صادرات غیرنفتی، به مفهوم بهبود تراز تجاري بخش غيرنفتي می‌باشد. نرخ ارز در نتیجه محدودیت صادرات نفت به عنوان اصلي‌ترين منبع ورود ارز به کشور افزایش داشته

که یکي از دلایل افزایش صادرات غیرنفتي و کاهش واردات مي‌تواند افزایش نرخ ارز باشد. همچنین، تحریم‌ها تأثیر منفي قابل توجهي بر تولید ناخالص داخلي بر جاي گذاشته است و نکته قابل توجه در خصوص تأثیر تحریم نفتي بر تولید ناخالص داخلي این است که کاهش تولید ناخالص داخلي در طول دوره روندي فزاینده دارد.

نتایج بررسی نشان می‌دهد که با کاهش صادرات نفت، درآمد و مخارج مصرفی خانوارهای شهری و روستایی کاهش می‌یابد. در تمام گروه‌های خانوارهای شهری و روستایی، کاهش در درآمد و مخارج مصرفی در طول دوره روند افزایشی دارد. همچنین هم در خانوارهای شهری و هم خانوارهای روستایی، دهک‌های بالاتر، کاهش در درآمد و مخارج بیشتری را تجربه می‌کنند. به علاوه، بر اساس نتایج مقایسه نسبت درآمد و مخارج خانوارهای شهری به روستایی، با بروز شوک کاهش صادرات نفت، هم درآمد و هم مخارج مصرفی خانوارهای روستایی بیش از خانوارهای شهری تحت تأثیر قرار می‌گیرد و با ادامه این روند در طول دوره، شکاف درآمد و مخارج مصرفی خانوارهای روستایی و شهری افزایش می‌یابد.

محاسبه معیار EV به عنوان شاخص رفاه خانوار در این مطالعه نشان می‌دهد که در دوره مورد بررسی با کاهش صادرات نفت، رفاه خانوارهای شهری و روستایی در تمام گروه‌ها کاهش می‌یابد. مقایسه نسبت EV به مخارج خانوار نشان می‌دهد که هم در خانوارهای شهری و هم خانوارهای روستایی، دهک‌های بالایی کاهش رفاه بیشتری در طول دوره دارند. همچنین نتایج نشان می‌دهد که رفاه از دست رفته تمام گروه‌های خانوارهای روستایی در طول دوره همواره بیش از خانوارهای شهری است و با ادامه روند تحریم صادرات نفت، شکاف موجود میان کاهش رفاه خانوارهای روستایی و شهری کاهش می‌یابد.

تحلیل حساسیت بر مبنای افزایش و کاهش ۲۵ درصدی کشش جانشینی عوامل تولید، کشش جانشینی واردات در تابع آرمینگتون و کشش جانشینی صادرات در تابع CET، به صورت انفرادی و ترکیبی انجام یافته است. نتایج در این خصوص نشان می‌دهد که تغییر قابل توجهی در نتایج اصلی صورت نگرفته است و بنابراین اعتبار نتایج تأیید می‌گردد.

با توجه به نتایج مطالعه مبنی بر کاهش رفاه بیشتر خانوارهای روستایی نسبت به خانوارهای شهری، بایستی سیاست‌های حمایتی بیشتری در جهت جبران زیان‌های رفاهی ناشی از تحریم‌های نفتی در مناطق روستایی اعمال گردد. همچنین با توجه به اثر منفی کاهش صادرات نفت بر رفاه خانوارها در تمام گروه‌های خانوارهای شهری و روستایی، تلاش در جهت رفع تحریم‌ها بایستی یکی از راهبردهای اساسی اقتصادی کشور در جهت افزایش رفاه جامعه باشد. نتایج پژوهش به روشنی نشان می‌دهد که تحریم‌های نفتی و کاهش صادرات نفت علی‌رغم تأثیر منفی آن بر تولید ناخالص داخلی، بر تراز تجاری غیرنفتی ایران تأثیر مثبتی دارد؛ بر این اساس، کاهش وابستگی به درآمد حاصل از صادرات نفت می‌تواند منجر به تقویت صادرات غیرنفتی شود؛ اما به دلیل تأثیر منفی آن بر رشد اقتصادی، این سیاست بایستی به صورت تدریجی در پیش گرفته شود.

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

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

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

Reference

Asadi, Z., & Yavari, K. (2022). The effect of sanctions on financial instability of Iranian banks. *Quarterly Journal of Quantitative Economics (JQE)*, *18*(4), 1–35. https://doi.org/10.22055/jqe.2020.30490.2131 [In Persian]

Bajzik, J., Havranek, T., Irsova, Z., & Schwarz, J. (2020). Estimating the Armington elasticity: The importance of study design and publication bias. *Journal of International Economics*, *127*, 103383.

Bapat, N. A., Heinrich, T., Kobayashi, Y., & Morgan, T. C. (2013). Determinants of sanctions effectiveness: Sensitivity analysis using new data. *International Interactions*, *39*(1), 79–98.

Bapat, N. A., & Morgan, T. C. (2009). Multilateral versus unilateral sanctions reconsidered: A test using new data. *International Studies Quarterly*, *53*(4), 1075–1094.

Barber, J. (1979). Economic sanctions as a policy instrument. *International*

Affairs, *55*(3), 367–384.

Bayramov, V., Rustamli, N., & Abbas, G. (2020). Collateral damage: The Western sanctions on Russia and the evaluation of implications for Russia's post-communist neighbourhood. *International Economics*, *162*, 92–109.

Boulanger, P., Dudu, H., Ferrari, E., & Philippidis, G. (2016). Russian roulette at the trade table: A specific factors CGE analysis of an agri-food import ban. *Journal of Agricultural Economics*, *67*(2), 272–291.

Brown, P. (2020). Oil market effects from U.S. economic sanctions: Iran, Russia, Venezuela. *Congressional Research Service*. https://crsreports.congress.gov/product/pdf/R/R46213

Burfisher, M. E. (2016). *Introduction to computable general equilibrium models* (2nd ed.). New York: Cambridge University Press.

Caruso, R. (2003). The impact of international economic sanctions on trade: An empirical analysis. *Peace Economics, Peace Science and Public Policy*, *9*(2).

Cheptea, A., & Gaigné, C. (2020). Russian food embargo and the lost trade. *European Review of Agricultural Economics*, *47*(2), 684–718.

Cory, D. C., Gum, R. L., Martin, W. E., & Brokken, R. F. (1981). Simplified measurement of consumer welfare change. *American Journal of Agricultural Economics*, *63*(4), 715–717.

Daoudi, M. S., & Dajani, M. S. (1983). *Economic sanctions: Ideals and experience*. London; Boston: Routledge & Kegan Paul.

Decaluwé, B., Lemelin, A., Robichaud, V., & Maisonnave, H. (2013). PEP-1-t. The PEP standard single-country, recursive dynamic CGE model. In *Partnership for Economic Policy (PEP) Research Network, Université Laval, Québec*.

Dervis, K., De Melo, J., & Robinson, S. (1982). *General equilibrium models for development policy*. New York: Cambridge university press.

Drezner, D. W. (1999). *The sanctions paradox: Economic statecraft and international relations*. Cambridge: Cambridge University Press.

Early, B. R., & Spice, R. (2015). Economic sanctions, international institutions, and sanctions busters: When does institutionalized cooperation help sanctioning efforts? *Foreign Policy Analysis*, *11*(3), 339–360.

Elliott, K. A. (1998). The sanctions glass: Half full or completely empty? *International Security*, *23*(1), 50–65.

Eyler, R. (2007). *Economic sanctions: International policy and political economy at work*. New York: Palgrave Macmillan.

Farzanegan, M. R., Khabbazan, M. M., & Sadeghi, H. (2016). Effects of oil sanctions on Iran's economy and household welfare: New evidence from A CGE model. In *Economic Welfare and Inequality in Iran: Developments Since the Revolution* (pp. 185–211). MAGKS Joint Discussion Paper Series in Economics.

Felbermayr, G. J., Syropoulos, C., Yalcin, E., & Yotov, Y. (2019). On the effects of sanctions on trade and welfare: New evidence based on structural gravity and a new database. *Kiel Working Paper, No. 2131, Kiel Institute for the World Economy (IfW), Kiel*.

Fouladi, M. (2012). The impacts of exchange rate variations on prices, GDP, export and import of different economic sectors in Iran using a CGE models approach. *The Journal of Planning and Budgeting*, *17*(2), 127–148. http://jpbud.ir/article-1-614-en.html [In Persian]

Gharibnavaz, M. R., & Waschik, R. (2018). A computable general equilibrium model of international sanctions in Iran. *The World Economy*, *41*(1), 287–307.

Gohin, A. (2005). Decomposing welfare effects of CGE models: An exact, superlative, path independent, second order approximation. *Presented at the 8th Annual Conference on Global Economic Analysis, Lübeck, Germany*.

Haqiqi, I., & Bahador, A. (2015). Investigating economic effect of oil export reduction in Iran: Financial computable general equilibrium approach. *Journal of Monetary & Banking Research*, *8*(24), 251–284. http://jmbr.mbri.ac.ir/article-1-260-en.html [In Persian]

Haqiqi, I., & Bahalou Horeh, M. (2013). Macroeconomic impacts of export barriers in a dynamic CGE model. *Quarterly Journal of Money and Economy*, *8*(3), 117–150.

Hassanzadeh, M., Sadeghi, H., Usefi, A., Sahabi, B., & Ghanbari, A. (2013). Oil price fluctuations and household welfare in Iran. *The Economic Research*, *12*(4), 55–74. https://ecor.modares.ac.ir/browse.php?a_id=800&sid=18&slc_lang=en [In Persian]

Hoffmann, F. (1967). The functions of economic sanctions: A comparative analysis. *Journal of Peace Research*, *4*(2), 140–159.

Hosoe, N., Gasawa, K., & Hashimoto, H. (2010). *Textbook of computable general equilibrium modeling: Programming and simulations*.

London: Palgrave Macmillan.

Hosseininasab, E., Abdullahi Haghi, S., Naseri, A., & Agheli, L. (2016). The effects of oil boom and oil revenues management on the optimal path of Iranian macroeconomic variables (Based on dynamic computable general equilibrium). *Quarterly Journal of Economic Research*, *16*(2), 173–200. https://ecor.modares.ac.ir/article-18-2278-en.html [In Persian]

Hufbauer, G. C., Schott, J. J., Elliott, K. A., & Oegg, B. (2007). *Economic sanctions reconsidered* (3rd ed.). Washington, DC: Peterson Institute for International Economics.

Johansen, L. (1960). *A multi-sectoral study of economic growth*. Amsterdam: North-Holland.

Karimi, M. S., Emamverdi, G., & Karimi, M. (2014). Assess the welfare costs due to exchange rate and energy price increases on consumer welfare costs in Iran. *Quarterly Journal of Financial Economics*, *8*(26), 133–157. http://ecj.iauctb.ac.ir/article_512788.html [In Persian]

Kazerooni, A., Ghorbani, A., & Saghafi, R. (2015). A study of unilateral and multilateral sanctions effectiveness on Iran's non-oil foreign trade products. *Quarterly Journal of Applied Theories of Economics*, *2*(1), 83–98. https://ecoj.tabrizu.ac.ir/m/article_3805.html?lang=en [In Persian]

Keshavarz Haddad, G., Abounoori, E., & Jahani, T. (2020). Oil revenue uncertainty, sanctions and the volatility of macroeconomic variables. *Iranian Journal of Economic Research*, *25*(82), 1–42. https://ijer.atu.ac.ir/article_11906.html?lang=en [In Persian]

Khateri, Z., Najarzadeh, R., & Agheli-Kohnehshahri, L. (2021). The impact of economic sanctions on capital account in Iran. *Quarterly Journal of Quantitative Economics (JQE)*, *18*(3), 135–162. https://doi.org/10.22055/jqe.2019.29594.2085 [In Persian]

Kirilakha, A., Felbermayr, G., Syropoulos, C., Yalcin, E., & Yotov, Y. V. (2021). The global sanctions data base: An update that includes the years of the Trump presidency. *School of Economics Working Paper Series 2021-10, LeBow College of Business, Drexel University, Philadelphia*.

Kiumarthi, M., Ahmadi Shadmehri, M. T., Salimifar, M., & Abrishami, H. (2019). The impact of financial and energy sanctions on output gap in Iran. *Iranian Journal of Economic Research*, *24*(79), 33–66.

http://dx.doi.org/10.22054/ijer.2019.10887 [In Persian]

Kutlina-Dimitrova, Z. (2017). The economic impact of the Russian import ban: a CGE analysis. *International Economics and Economic Policy*, *14*(4), 537–552.

Lektzian, D., & Patterson, D. (2015). Political cleavages and economic sanctions: The economic and political winners and losers of sanctions. *International Studies Quarterly*, *59*(1), 46–58.

Lindsay, J. M. (1986). Trade sanctions as policy instruments: A re-examination. *International Studies Quarterly*, *30*(2), 153–173.

Lofgren, H., Harris, R. L., & Robinson, S. (2002). *A standard computable general equilibrium (CGE) model in GAMS*. International Food Policy Research Institute (IFPRI).

Mack, A., & Khan, A. (2000). The efficacy of UN sanctions. *Security Dialogue*, *31*(3), 279–292.

Marzban, H., & Ostadzad, A. H. (2015). The impact of economic sanctions on gross domestic product and social welfare for Iran: Generalized stochastic growth model. *Iranian Journal of Economic Research*, *20*(63), 37–69. http://dx.doi.org/10.22054/ijer.2015.4093 [In Persian]

McKenzie, G. W. (1983). *Measuring economic welfare: New methods*. Cambridge: Cambridge University Press.

Mesbahi, M., Asgharpour, H., Haghighat, J., Kazerooni, S. A., & Fallahi, F. (2017). Exchange rate pass-through into import price in Iran economy with emphasis on volatility of oil revenues (Nonlinear approach). *Economic Modeling*, *11*(37), 77–100. http://eco.iaufb.ac.ir/article_592937.html [In Persian]

Mohammadikhabbazan, M., Sadeghi, H., & Sahabi, B. (2015). Challenges and opportunities of oil sanctions for Iranian economy. *International Journal of Business and Social Science*, *6*(3), 177–187.

Nakhli, S. R., Rafat, M., Bakhshi Dastjerdi, R., & Rafei, M. (2020). A DSGE analysis of the effects of economic sanctions: Evidence from the central bank of Iran. *Iranian Journal of Economic Studies*, *9*(1), 35–70.

Nguyen, T. T., & Do, M. H. (2021). Impact of economic sanctions and counter-sanctions on the Russian Federation's trade. *Economic Analysis and Policy*, *71*, 267–278.

Organization of the Petroleum Exporting Countries. (2017). *Annual Statistical Bulletin*.

Organization of the Petroleum Exporting Countries. (2020). *Annual*

Statistical Bulletin.

Pape, R. A. (1997). Why economic sanctions do not work. *International Security*, *22*(2), 90–136.

Peksen, D. (2019). When do imposed economic sanctions work? A critical review of the sanctions effectiveness literature. *Defence and Peace Economics*, *30*(6), 635–647.

Peksen, D., & Drury, A. C. (2010). Coercive or corrosive: The negative impact of economic sanctions on democracy. *International Interactions*, *36*(3), 240–264.

Pond, A. (2017). Economic sanctions and demand for protection. *Journal of Conflict Resolution*, *61*(5), 1073–1094.

Saadat, R., Abounoori, E., Baky Hoskouei, M., & Zarea, M. H. (2017). The welfare effects of Iran's accession to WTO in a DCGE framework. *Iranian Journal of Trade Studies*, *21*(84), 131–168. http://pajooheshnameh.itsr.ir/article_28988.html?lang=en [In Persian]

Scarf, H. E., & Hansen, T. (1973). *The computation of economic equilibria*. New Haven: Yale University Press.

Shahraki, M., Behbudi, D., & Ghaderi, S. (2010). Investigation of the impact of household saving on investment and consumption in Iran (A CGE model). *Quarterly Journal of Quantitative Economics (JQE)*, *7*(3), 67–94. https://jqe.scu.ac.ir/article_10645.html?lang=en [In Persian]

Shirazi, H., Azarbaiejani, K., & Sameti, M. (2016). The effect of economic sanctions on Iran's exports. *Iranian Economic Review*, *20*(1), 111–124.

Shoven, J. B., & Whalley, J. (1992). *Applying general equilibrium*. Cambridge University Press.

Siddig, K. H. A. (2011). From bilateral trade to multilateral pressure: A scenario of European Union relations with Sudan. *Middle East Development Journal*, *3*(01), 55–73.

Tofigh, F., & Matin, S. (2017). The impact of oil sanctions on growth of Iranian economic sectors: Application of mixed variable input–output model. *Quarterly Iranian Journal of Defense Economics*, *1*(2), 111–133. https://eghtesad.sndu.ac.ir/article_472.html?lang=en [In Persian]

Tuzova, Y., & Qayum, F. (2016). Global oil glut and sanctions: The impact on Putin's Russia. *Energy Policy*, *90*, 140–151.

Valadan Zarghani, E. (2018). Investigating the Effects of Iran's Oil and Gas

Industries' Sanctions on the Macroeconomic Variables with the Emphasis on Confronting the Vulnerability of Oil Export Revenues. *Journal of Eghtesad-e-Moghavemati Research*, *3*(5), 121–146. http://npem.islamicec.ir/En-Article/13980301183620301001 3 [In Persian]

Varian, H. R. (1992). *Microeconomic analysis* (3rd ed.). New York: Norton.

Wallensteen, P. (1968). Characteristics of economic sanctions. *Journal of Peace Research*, *5*(3), 248–267.

Zare, M. H. (2020). Dynamic effects of tariff reduction on the value added in Iran's main economic sectors. *The Journal of Economic Policy*, *12*(23), 279–319. http://ep.yazd.ac.ir/article_1918.html?lang=en [In Persian]

پیوست ۱: معرفی معادلات مدل تعادل عمومی قابل محاسبه پویای بازگشتی PEP-1-t

جدول ۱-۱. معادلات مدل تعادل عمومی قابل محاسبه پویای بازگشتی PEP-1-t
مأخذ: (دکالووه و همکاران،۲۰۱۳)

Table 1-1. PEP-1-t recursive dynamic computable general equilibrium model equations
Source: (Decaluwé, Lemelin, Robichaud & Maisonnave, 2013)

۱- بلوک تولید		
۱	تقاضای ارزش افزوده در فعالیت *j* (لئونتیف)	$VA_{j,t}=v_j XST_{j,t}$
۲	کل تقاضای مصرف کالای واسطه در فعالیت *j* (لئونتیف)	$CI_{j,t}=io_j XST_{j,t}$
۳	*CES* بین کار و سرمایه مرکب	$VA_{j,t}=B_j^{VA}\left(\beta_j^{VA} LDC_{j,t}^{-\rho_j^{VA}}+(1-\beta_j^{VA})KDC_{j,t}^{-\rho_j^{VA}}\right)^{-\frac{1}{\rho_j^{VA}}}$
٤	تقاضای نسبی برای کار و سرمایه مرکب توسط فعالیت *j (CES)*	$LDC_{j,t}=\left(\frac{\beta_j^{VA}}{1-\beta_j^{VA}}\frac{RC_{j,t}}{WC_{j,t}}\right)^{\sigma_j^{VA}} KDC_{j,t}$
٥	*CES* بین انواع نیروی کار	$LDC_{j,t}=B_j^{LD}\left(\sum_l \beta_{l,j}^{LD} LD_{l,j,t}^{-\rho_j^{LD}}\right)^{-\frac{1}{\rho_j^{LD}}}$
٦	تقاضا برای نوع *l* نیروی کار توسط فعالیت *j (CES)*	$LD_{l,j,t}=\left(\frac{\beta_{l,j}^{LD} WC_{j,t}}{WTI_{l,j,t}}\right)^{\sigma_j^{LD}} (B_j^{LD})^{\sigma_j^{LD}-1} LDC_{j,t}$

۷	بین انواع سرمایه *CES*	$KDC_{j,t}=B_j^{KD}\left(\sum_k \beta_{k,j}^{KD}\, KD_{k,j,t}^{-\rho_j^{KD}}\right)^{-\frac{1}{\rho_j^{KD}}}$
۸	تقاضا برای نوع k سرمایه توسط فعالیت j *(CES)*	$KD_{k,j,t}=\left(\frac{\beta_{k,j}^{KD} RC_{j,t}}{RTI_{k,j,t}}\right)^{\sigma_j^{KD}} (B_j^{KD})^{\sigma_j^{KD}-1}\, KDC_{j,t}$
۹	مصرف کالای واسطه‌ای i توسط فعالیت j (لئونتیف)	$DI_{i,j,t}=aij_{i,j} CI_{j,t}$
	۲- بلوک درآمد و پس‌انداز	
۱۰	درآمد کل خانوارهای نوع h	$YH_{h,t}=YHL_{h,t}+YHK_{h,t}+YHTR_{h,t}$
۱۱	درآمد نیروی کار خانوارهای نوع h	$YHL_{h,t}=\sum_l \lambda_{h,l}^{WL}\left(W_{l,t}\sum_j LD_{l,j,t}\right)$
۱۲	درآمد سرمایه خانوارهای نوع h	$YHK_{h,t}=\sum_k \lambda_{h,k}^{RK}\left(\sum_j R_{k,j,t} KD_{k,j,t}\right)$
۱۳	درآمد حاصل از انتقالات خانوارهای نوع h	$YHTR_{h,t}=\sum_{ag} TR_{h,ag,t}$
۱٤	درآمد قابل تصرف خانوارهای نوع h	$YDH_{h,t}=YH_{h,t}-TDH_{h,t}-TR_{gvt,h,t}$
۱۵	مخارج مصرفی خانوارهای نوع h	$CTH_{h,t}=YDH_{h,t}-SH_{h,t}-\sum_{agng} TR_{agng,h,t}$
۱٦	پس‌انداز خانوارهای نوع h	$SH_{h,t}=PIXCON_t^{\eta} sh0_{h,t}+sh1_{h,t} YDH_{h,t}$
۱۷	درآمد کل شرکت نوع f	$YF_{f,t}=YFK_{f,t}+YFTR_{f,t}$
۱۸	درآمد سرمایه شرکت نوع f	$YFK_{f,t}=\sum_k \lambda_{f,k}^{RK}\left(\sum_j R_{k,j,t} KD_{k,j,t}\right)$
۱۹	درآمد حاصل از انتقالات شرکت نوع f	$YFTR_{f,t}=\sum_{ag} TR_{f,ag,t}$
۲۰	درآمد قابل تصرف شرکت نوع f	$YDF_{f,t}=YF_{f,t}-TDF_{f,t}$
۲۱	پس‌انداز شرکت نوع f	$SF_{f,t}=YDF_{f,t}-\sum_{ag} TR_{ag,f,t}$
۲۲	کل درآمد دولت	$YG_t=YGK_t+TDHT_t+TDF_t+TPRODN_t+TPRCTS_t+YGTR_t$
۲۳	درآمد سرمایه دولت	$YGK_t=\sum_k \lambda_{gvt,k}^{RK}\left(\sum_j R_{k,j,t} KD_{k,j,t}\right)$
۲٤	کل درآمد دولت از مالیات بر درآمد	$TDHT_t=\sum_h TDH_{h,t}$

	خانوارها	
۲۵	کل درآمد دولت از مالیات بر درآمد شرکت‌ها	$TDFT_t=\sum_f TDF_{f,t}$
۲۶	کل درآمد دولت از خالص سایر مالیات بر تولید	$TPRODN_t=TIWT_t+TIKT_t+TIPT_t$
۲۷	کل درآمد دولت از مالیات غیر مستقیم بر دستمزد	$TIWT_t=\sum_{l,j} TIW_{l,j,t}$
۲۸	کل درآمد دولت از مالیات غیر مستقیم بر سرمایه	$TIKT_t=\sum_{k,j} TIK_{k,j,t}$
۲۹	کل درآمد دولت از مالیات تولید	$TIPT_t=\sum_j TIP_{j,t}$
۳۰	کل درآمد دولت از مالیات بر محصولات و واردات	$TPRCTS_t=TICT_t+TIMT_t+TIXT_t$
۳۱	مجموع دریافتی دولت از مالیات غیرمستقیم کالاها	$TICT_t=\sum_i TIC_{i,t}$
۳۲	کل درآمد دولت از مالیات بر واردات	$TIMT_t=\sum_i TIM_{i,t}$
۳۳	کل درآمد دولت از مالیات بر صادرات	$TIXT_t=\sum_i TIX_{i,t}$
۳۴	درآمد حاصل از انتقالات دولت	$YGTR_t=\sum_{agng} TR_{gvt,agng,t}$
۳۵	مالیات بر درآمد خانوارهای نوع h	$TDH_{h,t}=PIXCON_t^{\eta}\ ttdh0_{h,t}+ttdh1_{h,t}YH_{h,t}$
۳۶	مالیات بر درآمد شرکت نوع f (شرکت)	$TDF_{f,t}=PIXCON_t^{\eta}ttdf0_{f,t}+ttdf1_{f,t}YFK_{f,t}$
۳۷	درآمد دولت از مالیات دستمزد نیروی کار نوع 1 در فعالیت j	$TIW_{l,j,t}=ttiw_{l,j,t}\ W_{l,t}\ LD_{l,j,t}$
۳۸	درآمد دولت از مالیات سرمایه نوع k در فعالیت j	$TIK_{k,j,t}=ttik_{k,j,t}\ R_{k,j,t}\ KD_{k,j,t}$
۳۹	درآمد دولت از مالیات بر تولید فعالیت j	$TIP_{j,t}=ttip_{j,t}\ PP_{j,t}\ XST_{j,t}$
۴۰	درآمد دولت از مالیات غیرمستقیم بر کالای i	$TIC_{i,t}=ttic_{i,t}\left[\begin{array}{c}\left(PL_{i,t}+\sum_{ij} PC_{ij,t}tmrg_{ij,i}\right)DD_{i,t}+\\ \left((1+ttim_{i,t})PWM_{i,t}e_t+\sum_{ij} PC_{ij,t}tmrg_{ij,i}\right)IM_{i,t}\end{array}\right]$

٤١	درآمد دولت از مالیات بر واردات کالای i	$TIM_{i,t}=ttim_{i,t}\ PWM_{i,t}\ e_t\ IM_{i,t}$
٤٢	درآمد دولت از مالیات بر صادرات کالای i	$TIX_{i,t}=ttix_{i,t}\left(PE_{i,t}+\sum_{ij}PC_{ij,t}tmrg^{X}_{ij,i}\right)EXD_{i,t}$
٤٣	پس‌انداز دولت	$SG_t=YG_t-\sum_{agng}TTR_{agng,gvt,t}-G_t$
٤٤	درآمد دنیای خارج	$YROW_t=e_t\sum_i PWM_{i,t}\,IM_{i,t}+\sum_l\lambda^{RK}_{row,k}\left(\sum_j R_{k,j,t}KD_{k,j,t}\right)+\sum_{agd}TR_{row,agd,t}$
٤٥	پس‌انداز دنیای خارج	$SROW_t=YROW_t-\sum_i PE^{FOB}_{i,t}EXD_{i,t}-\sum_{agd}TR_{agd,row,t}$
٤٦	تعادل تراز حساب جاری و پس‌انداز دنیای خارج	$SROW_t=-CAB_t$
٤٧	انتقالات از خانوارهای نوع h به سایر نهادها به جز دولت	$TR_{agng,h,t}=\lambda^{TR}_{agng,h}YDH_{h,t}$
٤٨	انتقالات از خانوارهای نوع h به نهاد دولت	$TR_{gvt,h,t}=PIXCON^{\eta}_t tr0_{h,t}+tr1_{h,t}YH_{h,t}$
٤٩	انتقالات از شرکت نوع f به سایر نهادها	$TR_{ag,f,t}=\lambda^{TR}_{ag,f}YDF_{f,t}$
٥٠	انتقالات دولت به سایر نهادها (انتقالات عمومی)	$TR_{agng,gvt,t}=PIXCON^{\eta}_t\ TR^{O}_{agng,gvt}\,pop_t$
٥١	انتقالات از دنیای خارج	$TR_{agd,row,t}=PIXCON^{\eta}_t\ TR^{O}_{agd,row}\,pop_t$
	۳- بلوک تقاضا	
٥٢	مصرف کالای i توسط خانوارهای نوع h	$PC_{i,t}C_{i,h,t}=PC_{i,t}C^{MIN}_{i,h,t}+\gamma^{LES}_{i,h}\left(CTH_{h,t}-\sum_{ij}PC_{ij,t}C^{MIN}_{ij,h,t}\right)$
٥٣	تشکیل سرمایه ثابت ناخالص	$GFCF_t=IT_t-\sum_{ij}PC_{i,t}VSTK_{i,t}$
٥٤	تقاضای نهایی کالای i برای اهداف سرمایه‌گذاری خصوصی	$PC_{i,t}INV^{PRI}_{i,t}=\gamma^{INVPRI}_i IT^{PRI}_t$
٥٥	تقاضای نهایی کالای i برای اهداف	$PC_{i,t}INV^{PUB}_{i,t}=\gamma^{INVPUB}_i IT^{PUB}_t$

	سرمایه‌گذاری عمومی	
٥٦	کل تقاضای نهایی کالای i برای اهداف سرمایه‌گذاری	$INV_{i,t}=INV_{i,t}^{PRI}+INV_{i,t}^{PUB}$
٥٧	مصرف نهایی دولت از کالای i	$PC_{i,t}CG_{i,t}=\gamma_i^{GVT}G_t$
٥٨	کل تقاضای واسطه برای کالای i	$DIT_{i,t}=\sum_j DI_{i,j,t}$
٥٩	تقاضا برای کالای i به عنوان حاشیه بازرگانی یا حمل و نقل	$MRGN_{i,t}=\sum_{ij} tmrg_{i,ij}DD_{ij,t}+\sum_{ij} tmrg_{i,ij}IM_{ij,t}+\sum_{ij} tmrg_{i,ij}^{X}EXD_{ij,t}$
	٤- بلوک عرضه‌های تولیدکننده محصولات و تجارت بین‌المللی	
٦٠	*CET* بین کالاهای مختلف تولید شده توسط فعالیت j	$XST_{j,t}=B_j^{XT}\left(\sum_i \beta_{j,i}^{XT}XS_{j,i,t}^{\rho_j^{XT}}\right)^{\frac{1}{\rho_j^{XT}}}$
٦١	تولید فعالیت j از کالای i *(CET)*	$XS_{j,i,t}=\frac{XST_{j,t}}{\left(B_j^{XT}\right)^{1+\sigma_j^{XT}}}\left(\frac{P_{j,i,t}}{B_j^{XT}PT_{j,t}}\right)^{\sigma_j^{XT}}$
٦٢	*CET* بین صادرات و کالاهای داخلی	$XS_{j,i,t}=B_{j,i}^{X}\left(\beta_{j,i}^{X}EX_{j,i,t}^{\rho_{j,i}^{X}}+\left(1-\beta_{j,i}^{X}\right)DS_{j,i,t}^{\rho_{j,x}^{X}}\right)^{\frac{1}{\rho_{j,i}^{X}}}$
٦٣	نسبت عرضه صادرات و کالاهای داخلی *(CET)*	$EX_{j,i,t}=\left(\frac{1-\beta_{j,i}^{X}}{\beta_{j,i}^{X}}\frac{PE_{i,t}}{PL_{i,t}}\right)^{\sigma_{j,i}^{X}}DS_{j,i,t}$
٦٤	تقاضای جهانی برای صادرات محصول i	$EXD_{i,t}=EXD_i^{O}pop_t\left(\frac{e_tPWX_{i,t}}{PE_{i,t}^{FOB}}\right)^{\sigma_i^{XD}}$
٦٥	*CES* بین واردات و تولیدات داخلی	$Q_{j,t}=B_i^{M}\left(\beta_i^{M}IM_{i,t}^{-\rho_i^{M}}+\left(1-\beta_i^{M}\right)DD_{i,t}^{-\rho_i^{M}}\right)^{-\frac{1}{\rho_i^{M}}}$
٦٦	تقاضا برای واردات *(CES)*	$IM_{i,t}=\left(\frac{\beta_i^{M}}{1-\beta_i^{M}}\frac{PD_{i,t}}{PM_{i,t}}\right)^{\sigma_i^{M}}DD_{i,t}$
	٥- بلوک قیمت‌ها	
٦٧	هزینه واحد فعالیت j	$PP_{j,t}=\frac{PVA_{j,t}VA_{j,t}+PCI_{j,t}CI_{j,t}}{XST_{j,t}}$
٦٨	قیمت پایه تولید کالای i فعالیت j	$PT_{j,t}=\left(1+ttip_{j,t}\right)PP_{j,t}$
٦٩	شاخص قیمت مصرف واسطه‌ای فعالیت j	$PCI_{j,t}=\frac{\sum_i PC_{i,t}DI_{i,j,t}}{CI_{j,t}}$
٧٠	قیمت ارزش افزوده فعالیت j	$PVA_{j,t}=\frac{WC_{j,t}LDC_{j,t}+RC_{j,t}KDC_{j,t}}{VA_{j,t}}$
٧١	نرخ دستمزد نیروی کار مرکب	$WC_{j,t}=\frac{\sum_l WTI_{l,j,t}LD_{l,j,t}}{LDC_{j,t}}$

	فعالیت j	
۷۲	نرخ دستمزد پرداخت شده توسط فعالیت j برای نیروی کار نوع l با احتساب مالیات بر دستمزد	$WTI_{l,j,t}=W_{l,t}\left(1+ttiw_{l,j,t}\right)$
۷۳	نرخ اجاره سرمایه مرکب فعالیت j	$RC_{j,t}=\frac{\sum_k RTI_{k,j,t}KD_{k,j,t}}{KDC_{j,t}}$
۷٤	نرخ اجاره پرداخت شده توسط فعالیت j برای سرمایه نوع k با احتساب مالیات بر سرمایه	$RTI_{k,j,t}=R_{k,j,t}\left(1+ttik_{k,j,t}\right)$
۷۵	قیمت کل تولیدکننده	$PT_{j,t}=\frac{\sum_i P_{j,i,t}XS_{j,i,t}}{XST_{j,t}}$
۷٦	قیمت پایه تولید کالای i فعالیت j	$P_{j,i,t}=\frac{PE_{i,t}EX_{j,i,t}+PL_{i,t}DS_{j,i,t}}{XS_{j,i,t}}$
۷۷	قیمت FOB کالای صادراتی x (بر حسب پول ملی)	$PE_{i,t}^{FOB}=\left(PE_{i,t}+\sum_{ij}PC_{ij,t}tmrg_{ij,i}^{X}\right)\left(1+ttix_{i,t}\right)$
۷۸	قیمت محصول داخلی i فروخته شده در بازار داخلی (با احتساب تمام مالیات‌ها و حاشیه‌ها)	$PD_{i,t}=\left(1+ttic_{i,t}\right)\left(PL_{i,t}+\sum_{ij}PC_{ij,t}tmrg_{ij,i}\right)$
۷۹	قیمت کالای وارداتی i (با احتساب کلیه مالیات‌ها و تعرفه‌ها)	$PM_{i,t}=\left(1+ttic_{i,t}\right)\left(\left(1+ttim_{i,t}\right)e_t\,PWM_{i,t}+\sum_{ij}PC_{ij,t}tmrg_{ij,i}\right)$
۸۰	قیمت خریدار کالای مرکب i	$PC_{i,t}=\frac{PM_{i,t}IM_{i,t}+PD_{i,t}DD_{i,t}}{Q_{i,t}}$
۸۱	شاخص ضمنی تولید ناخالص داخلی (شاخص فیشر)	$PIXGDP_t=\sqrt{\frac{\sum_j\left(PVA_{j,t}+\frac{TIP_{j,t}}{VA_{j,t}}\right)VA_j^O\sum_j\left(PVA_{j,t}VA_{j,t}+TIP_{j,t}\right)}{\sum_j\left(PVA_j^OVA_j^O+TIP_j^O\right)\sum_j\left(PVA_j^O+\frac{TIP_j^O}{VA_j^O}\right)VA_{j,t}}}$
۸۲	شاخص قیمت مصرف‌کننده (لاسپیرز)	$PIXCON_t=\frac{\sum_i PC_{i,t}\sum_h C_{i,h}^O}{\sum_{ij}PC_{ij}^O\sum_h C_{ij,h}^O}$
۸۳	شاخص قیمت سرمایه‌گذاری خصوصی	$PIXINV_t^{PRI}=\prod_i\left(\frac{PC_{i,t}}{PC_i^O}\right)^{\gamma_i^{INVPRI}}$
۸٤	شاخص قیمت سرمایه‌گذاری عمومی	$PIXINV_t^{PUB}=\prod_i\left(\frac{PC_{i,t}}{PC_i^O}\right)^{\gamma_i^{INVPUB}}$

۸۵	شاخص قیمت مخارج دولتی	$PIXGVT_t=\prod_i\left(\frac{PC_{i,t}}{PC_i^O}\right)^{\gamma_i^{GVT}}$
	٦- بلوک تعادل	
۸٦	جذب داخلی	$Q_{i,t}=\sum_h C_{i,h,t}+CG_{i,t}+INV_{i,t}+VSTK_{i,t}+DIT_{i,t}+MRGN_{i,t}$
۸۷	عرضه نیروی کار برابر تقاضای نیروی کار	$\sum_j LD_{l,j,t}=LS_{l,t}$
۸۸	عرضه سرمایه برابر تقاضای سرمایه	$\sum_j KD_{k,j,t}=KS_{k,t}$
۸۹	سرمایه‌گذاری کل برابر پس‌اندازها	$IT_t=\sum_h SH_{h,t}+\sum_f SF_{f,t}+SG_t+SROW_t$
۹۰	سرمایه‌گذاری خصوصی برابر با کل سرمایه‌گذاری منهای سرمایه‌گذاری عمومی	$IT_t^{PRI}=IT_t-IT_t^{PUB}-\sum_i PC_{i,t}VSTK_{i,t}$
۹۱	عرضه تولید داخلی مساوی تقاضا	$\sum_j DS_{j,i,t}=DD_{i,t}$
۹۲	تقاضای جهانی برای صادرات برابر با عرضه	$\sum_j EX_{j,i,t}=EXD_{i,t}$
	۷- بلوک تولید ناخالص داخلی	
۹۳	*GDP* به قیمت‌های پایه	$GDP_t^{BP}=\sum_j PVA_{j,t}VA_{j,t}+TIPT_t$
۹٤	*GDP* به قیمت‌های بازار	$GDP_t^{MP}=GDP_t^{BP}+TPRCTS_t$
۹۵	*GDP* به قیمت‌های بازار (مبتنی بر درآمد)	$GDP_t^{IB}=\sum_{l,j} W_{l,t}LD_{l,j,t}+\sum_{k,j} R_{k,j,t}KD_{k,j,t}+TPRODN_t+TPRCTS_t$
۹٦	*GDP* به قیمت خریدار از منظر تقاضای نهایی	$GDP_t^{FD}=\sum_i PC_{i,t}\left(\sum_h C_{i,h,t}+CG_{i,t}+INV_{i,t}+VSTK_{i,t}\right)+\sum_i PE_{i,t}^{FOB}EXD_{i,t}-\sum_i e_tPWM_{i,t}IM_{i,t}$
	۸- بلوک متغیرهای واقعی محاسبه شده از شاخص‌های قیمت	
۹۷	مخارج مصرفی واقعی خانوارهای نوع *h*	$CTH_{h,t}^{REAL}=\frac{CTH_{h,t}}{PIXCON_t}$
۹۸	مخارج جاری واقعی دولت برای کالاها و خدمات	$G_t^{REAL}=\frac{G_t}{PIXGVT_t}$

۹۹	*GDP* واقعی به قیمت‌های پایه	$GDP_t^{BP_REAL}=\frac{GDP_t^{BP}}{PIXGDP_t}$
۱۰۰	*GDP* واقعی به قیمت‌های بازار	$GDP_t^{MP_REAL}=\frac{GDP_t^{MP}}{PIXCON_t}$
۱۰۱	تشکیل سرمایه ثابت ناخالص واقعی خصوصی	$GFCF_t^{PRI_REAL}=\frac{IT_t^{PRI}}{PIXINV_t^{PRI}}$
۱۰۲	تشکیل سرمایه ثابت ناخالص واقعی عمومی	$GFCF_t^{PUB_REAL}=\frac{IT_t^{PUB}}{PIXINV_t^{PUB}}$
۹- بلوک معادلات پویا		
۱۰۳	رشد سرمایه	$KD_{k,j,t+1}=KD_{k,j,t}(1-\delta_{k,j})+IND_{k,j,t}$
۱۰٤	سرمایه‌گذاری عمومی کل	$IT_t^{PUB}=PK_t^{PUB}\sum_{k,pub}IND_{k,pub,t}$
۱۰۵	تعادل در بازار سرمایه‌گذاری خصوصی	$IT_t^{PRI}=PK_t^{PRI}\sum_{k,bus}IND_{k,bus,t}$
۱۰٦	قیمت سرمایه خصوصی کل	$PK_t^{PRI}=\frac{1}{A^{K_PRI}}\prod_i\left(\frac{PC_{i,t}}{\gamma_i^{INVPRI}}\right)^{\gamma_i^{INVPRI}}$
۱۰۷	قیمت سرمایه عمومی کل	$PK_t^{PUB}=\frac{1}{A^{K_PUB}}\prod_i\left(\frac{PC_{i,t}}{\gamma_i^{INVPUB}}\right)^{\gamma_i^{INVPUB}}$
۱۰۸	تقاضای سرمایه‌گذاری توسط فعالیت‌های خصوصی	$IND_{k,bus,t}=\phi_{k,bus}\left(\frac{R_{k,bus,t}}{U_{k,bus,t}}\right)^{\sigma_{k,bus}^{INV}}KD_{k,bus,t}$
۱۰۹ (a)	هزینه استفاده‌کننده سرمایه (بخش خصوصی)	$U_{k,bus,t}=PK_t^{PRI}(\delta_{k,bus}+IR_t)$
۱۰۹ (b)	هزینه استفاده‌کننده سرمایه (بخش عمومی)	$U_{k,pub,t}=PK_t^{PUB}(\delta_{k,pub}+IR_t)$

پیوست ۲: اثبات رابطه (۵)

تولید داخلی نفت ($XS_{j,oil,t}$) بر طبق تابع *CET* (رابطه ب) به صادرات ($EX_{j,oil,t}$) و مصرف داخلی ($DS_{j,oil,t}$) تخصیص یافته است. به واسطه اعمال تحریم صادرات نفت، بایستی میزان صادرات نفت به عنوان یک مقدار مشخص در نظر گرفته شود. بنابراین، عرضه‌کننده نفت مجبور است با توجه به قیمت ($PL_{oil,t}$، $PE_{oil,t}$ و $P_{j,oil,t}$) و با توجه به تابع *CET* و مقدار مشخصی از تولید داخلی ($XS_{j,oil,t}$) و صادرات ($EX_{j,oil,t}$)، درآمد خود را (رابطه الف) به حداکثر برساند:

(الف) $$MAX: \quad P_{j,oil,t}.XS_{j,oil,t}=PE_{oil,t}.EX_{j,oil,t}+PL_{oil,t}.DS_{j,oil,t}$$

$$S.T. \qquad XS_{j,oil,t}=B^{X}_{j,oil}\cdot\left(\beta^{X}_{j,oil}\cdot EX^{\rho^{X}_{j,oil}}_{j,oil,t}+\left(1-\beta^{X}_{j,oil}\right)\cdot DS^{\rho^{X}_{j,oil}}_{j,oil,t}\right)^{\frac{1}{\rho^{X}_{j,oil}}} \qquad (ب)$$

رابطه (ب) را همچنین می‌توان به صورت رابطه (ج) نوشت:

$$EX_{j,oil,t}=\left(\frac{XS_{j,oil,t}^{\rho^{X}_{j,oil}}}{\beta^{X}_{j,i}\cdot B^{X}_{j,oil}{}^{\rho^{X}_{j,oil}}}-\frac{1-\beta^{X}_{j,oil}}{\beta^{X}_{j,oil}}\cdot DS^{\rho^{X}_{j,oil}}_{j,oil,t}\right)^{\frac{1}{\rho^{X}_{j,oil}}} \qquad (ج)$$

برای حداکثر کردن رابطه (الف) با توجه به قید رابطه (ب)، بایستی رابطه زیر حل گردد:

$$\frac{d\left[PL_{oil,t}\cdot DS_{j,oil,t}+PE_{oil,t}\cdot\left(\frac{XS_{j,oil,t}^{\rho^{X}_{j,oil}}}{\beta^{X}_{j,i}\cdot B^{X}_{j,oil}{}^{\rho^{X}_{j,oil}}}-\frac{1-\beta^{X}_{j,oil}}{\beta^{X}_{j,oil}}\cdot DS^{\rho^{X}_{j,oil}}_{j,oil,t}\right)^{\frac{1}{\rho^{X}_{j,oil}}}\right]}{d\left[DS_{j,oil,t}\right]}=0$$

نتیجه عبارت است از:

$$\frac{PL_{oil,t}}{PE_{oil,t}}=\left(\frac{XS_{j,oil,t}^{\rho^{X}_{j,oil}}}{\beta^{X}_{j,i}\cdot B^{X}_{j,oil}{}^{\rho^{X}_{j,oil}}}-\frac{1-\beta^{X}_{j,oil}}{\beta^{X}_{j,oil}}\cdot DS^{\rho^{X}_{j,oil}}_{j,oil,t}\right)^{\frac{1}{\rho^{X}_{j,oil}}-1}\cdot\frac{\beta^{X}_{j,oil}}{1-\beta^{X}_{j,oil}}\cdot DS^{\rho^{X}_{j,oil}-1}_{j,oil,t} \qquad (۵)$$

با توجه به رابطه $\rho^{X}_{j,i}=\frac{1+\sigma^{X}_{j,i}}{\sigma^{X}_{j,i}}$، نتیجه به دست آمده برای رابطه (۵) را می‌توان به صورت زیر نیز نوشت:

$$\frac{PL_{oil,t}}{PE_{oil,t}}=\left(\frac{XS_{j,oil,t}^{\frac{1+\sigma^{X}_{j,oil}}{\sigma^{X}_{j,oil}}}}{\beta^{X}_{j,i}\cdot B^{X}_{j,oil}{}^{\frac{1+\sigma^{X}_{j,oil}}{\sigma^{X}_{j,oil}}}}-\frac{1-\beta^{X}_{j,oil}}{\beta^{X}_{j,oil}}\cdot DS^{\frac{1+\sigma^{X}_{j,oil}}{\sigma^{X}_{j,oil}}}_{j,oil,t}\right)^{-\frac{1}{1+\sigma^{X}_{j,oil}}}\cdot\frac{\beta^{X}_{j,oil}}{1-\beta^{X}_{j,oil}}\cdot DS^{\frac{1}{\sigma^{X}_{j,oil}}}_{j,oil,t} \qquad (۵)$$

پیوست ۳: ماتریس حسابداری اجتماعی کلان ایران در سال ۱۳۹۵

جدول ۳-۱. ماتریس حسابداری اجتماعی کلان ایران در سال ۱۳۹۵ (میلیون ریال)
مأخذ: ماتریس حسابداری اجتماعی تهیه شده برای سال ۱۳۹۵

Table 3-1. Macro social accounting matrix for Iran, 2016 (million rials)
Source: Social accounting matrix prepared for 2016

	فعالیت‌ها	کالاها	هزینه معاملاتی	عوامل تولید
فعالیت‌ها	۰	۲۳۲۶۲۱۲۲۷۶٤	۰	۰
کالاها	۹۰۷٦۷۰۰٥٦٤	۰	۲۸۸۳٤۲۹۸۲۹	۰
هزینه معاملاتی	۰	۲۸۸۳٤۲۹۸۲۹	۰	۰

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

عوامل تولید	۱۳۹۸۳٤۲۱۲۹۲	۰	۰	۰
نهادهای داخلی	۰	۰	۰	۱۳۹۹۳۱۲۷٤۸۰
مالیات‌ها	۲۰۲۰۰۰۹۰۷	٤٦۰۰٦۱٦۱٦	۰	۰
پس‌انداز	۰	۰	۰	۰
دنیای خارج	۰	۲٦٦۲٥٥٥٦۹۸	۰	٦٤۸۲٥٦۸۰
جمع خروجی	۲۳۲٦۲۱۲۲۷٦٤	۲۹۲٦۸۱٦۹۹۰٦	۲۸۸۳٤۲۹۸۲۹	۱۴۰٥۷۹٥۳۱٦۰

ادامه جدول

	نهادهای داخلی	مالیات‌ها	انباشت	دنیای خارج	جمع ورودی
فعالیت‌ها	۰	۰	۰	۰	۲۳۲٦۲۱۲۲۷٦٤
کالاها	۹۳٤۸۷٤۲۰٥۸	۰	٤۹۳۱٤۷۲۳۱۷	۳۰۲۷۸۲٥۱۳۸	۲۹۲٦۸۱٦۹۹۰٦
هزینه معاملاتی	۰	۰	۰	۰	۲۸۸۳٤۲۹۸۲۹
عوامل تولید	۰	۰	۰	۷٤٥۳۱۸٦۸	۱۴۰٥۷۹٥۳۱٦۰
نهادهای داخلی	٥٥٥۷۲۰۳۰۰۰	۱۱٥٥۹۱٦۱۲۳	۰	۳۱۰٥٤۹٤٥	۲۰۷۳۷۳۰۱٥٤۸
مالیات‌ها	٤۹۳۸٥۳٦۰۰	۰	۰	۰	۱۱٥٥۹۱٦۱۲۳
پس‌انداز	٥۳۲۳٦٦۱۲۲۰	۰	۰	-۳۹۲۱۸۸۹۰۳	٤۹۳۱٤۷۲۳۱۷
دنیای خارج	۱۳۸٤۱٦۷۰	۰	۰	۰	۲۷٤۱۲۲۳۰٤۸
جمع خروجی	۲۰۷۳۷۳۰۱٥٤۸	۱۱٥٥۹۱٦۱۲۳	٤۹۳۱٤۷۲۳۱۷	۲۷٤۱۲۲۳۰٤۸	۰

فصلنامه‌ی اقتصاد مقداری (بررسی‌های اقتصادی سابق) بهار ۱۴۰۲ ۲۰(۱) ۲۳۱-۱۹۵

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 رشد اقتصادی، حجم حمل و نقل و تخریب زیست‌محیطی در ایران: رویکرد جداسازی

فرشته محمدیان*

* استادیار اقتصاد، گروه اقتصاد، دانشکده ادبیات و علوم انسانی، دانشگاه ایلام، ایلام، ایران. (نویسنده مسئول)

اطلاعات مقاله

تاریخ دریافت: ۱ آبان ۱۴۰۰
تاریخ بازنگری: ۷ بهمن ۱۴۰۰
تاریخ پذیرش: ۱۰ بهمن ۱۴۰۰

ارتباط با نویسنده (گان) مسئول:
ایمیل:
F.Mohamadian@ilam.ac.ir
0000-0002-9680-530X

آدرس پستی:
ایران، ایلام، دانشگاه ایلام، دانشکده ادبیات و علوم انسانی، گروه اقتصاد، صندوق پستی ۶۹۳۱۵-۵۱۶

طبقه‌بندیJEL: *R41, Q18, C43*

واژگان کلیدی:
جداسازی، تولید ناخالص داخلی، حمل و نقل، انتشار دی‌اکسیدکربن، ایران.

قدردانی: از نظرات و پیشنهادات ارزشمند داوران که کیفیت این مقاله را بهبود بخشیده‌اند قدردانی می‌شود.
تضاد منافع: نویسنده مقاله اعلام می‌کند که در انتشار مقاله ارائه شده تضاد منافعی وجود ندارد.
منابع مالی: نویسنده هیچگونه حمایت مالی برای تحقیق، تألیف و انتشار این مقاله دریافت نکرده است.

چکیده

هدف اصلی این مقاله بررسی رابطه بین رشد اقتصادی، حجم حمل و نقل و انتشار کربن با به‌کارگیری رویکرد جداسازی است. دستیابی به توسعه اقتصادی بدون افزایش متناسب فعالیت حمل و نقل و میزان انتشار کربن به عنوان جداسازی رشد اقتصادی از رشد حمل و نقل و جداسازی رشد حمل و نقل از رشد کربن شناخته می‌شود. برای این منظور با استفاده از داده‌های حجم حمل و نقل بار و مسافر، انتشار کربن ناشی از بخش حمل و نقل و تولید ناخالص داخلی واقعی بدون نفت و به‌کارگیری روش‌شناسی جداسازی وضعیت‌های مختلف ارتباط بین

تخریب زیست‌محیطی، حجم حمل و نقل و رشد اقتصادی در بخش حمل و نقل ایران در طی چهار دوره شامل دو دوره قبل از اجرای قانون هدفمندی یارانه‌ها(۸۳-۱۳۷۹، ۸۸-۱۳۸٤) و دو دوره بعد از اجرای این قانون(۹۳-۱۳۸۹، ۹۷-۱۳۹٤) مورد بررسی قرار گرفت. بر اساس نتایج حاصل برای چهار دوره مذکور، اصلاح قیمت‌های انرژی در سال ۱۳۸۹ هر چند باعث شد که رابطه بین رشد اقتصادی و رشد حمل و نقل از پیوند رو به رشد(رشد اقتصادی توام با رشد حجم حمل و نقل) به جداسازی قوی(رشد اقتصادی توام با کاهش حجم حمل و نقل) تغییر یابد اما به دلیل عدم برقراری وضعیت جداسازی قوی بین رشد حمل و نقل و رشد آلودگی، اصلاح قیمت‌های انرژی منجر به کاهش نشر کربن نشده است. از این رو دستیابی به توسعه کم کربن در بخش حمل و نقل کشور تنها با اصلاح قیمت‌های انرژی تحقق نمی‌یابد و مستلزم به‌کارگیری سیاست‌های مرتبط با بهبود کارایی انرژی و تکنولوژی‌های مرتبط با کاهش نشر کربن است.

ارجاع به مقاله:
محمدیان، فرشته. (۱۴۰۲)، بررسی رابطه بین رشد اقتصادی، حجم حمل و نقل و تخریب زیست‌محیطی در ایران: رویکرد جداسازی. فصلنامه اقتصاد مقداري (بررسي‌هاي اقتصادي سابق)، ۲۰ (۱)، ۲۳۱-۱۹۵.

10.22055/JQE.2022.38971.2428

© 2023 Shahid Chamran University of Ahvaz, Ahvaz, Iran. This article is an open access article distributed under the terms and conditions of the Creative Commons Attribution-NonCommercial 4.0 International (CC BY-NC 4.0 license) (http://creativecommons.org/licenses/by-nc/4.0/)

۱- مقدمه

از لحاظ نظری، تقاضا براي حمل و نقل، عمدتاً در گروه تقاضاي مشتق شده دسته‌بندي می‌شود به این معنی که تقاضا برای محصولات سایر فعالیت‌های اقتصادی است که موجب ایجاد تقاضا برای خدمات این رشته فعالیت می‌شود(Sharify,2012). در جهان امروز، بخش حمل و نقل از جمله بخش‌هاي زيربنايي هر جامعه است که علاوه بر تحت تاثیر قرار دادن فرآیند توسعه اقتصادي، خود نیز در جریان توسعه دچار تغییر و تحول مي‌شود. نقش مذکور ناشی از تاثیر قابل توجه خدمات حمل و نقل بر انتقال سرمایه‌های انسانی و ارتباط بازارهای تولید و مصرف در سراسر جهان است. بر این اساس، خدمات حمل و نقل علاوه بر ایجاد امکانات برای توزیع صحیح و سریع تولیدات داخلی، زمینه افزایش آنها را نیز فراهم می‌کند(Abolhasani, Motaghi & Saffarzadeh, 2019). البته این ساز و کار فقط در سطح ملی صورت نمی‌گیرد، بلکه سطوح بین‌المللی را نیز پوشش می‌دهد، در بعد بین‌المللی حمل و نقل نقش موثری در دستیابی به تولیدات رقابتی و افزایش صادرات کشورها دارد.

اقتصاددانان و برنامه‌ریزان، رشد اقتصادي را مشروط و منوط به توسعه بخش حمل و نقل و تسهیلات ارتباطی و خدمات وابسته به آن می‌دانند(Pahlavani, Mehrabi Boshrabadi & Afshar pour, 2014). البته رشد و توسعه اقتصادی و افزایش میزان حمل و نقل بار و مسافر، علاوه بر آثار مثبت اقتصادی و رفاهی تاثیر انکارناپذیری بر میزان انتشار آلاینده‌ها دارد. بر اساس محاسبات آژانس بین‌المللی انرژی، در سال ۲۰۱۹ بخش حمل و نقل ۲۹٫۰۹ درصد از کل مصرف انرژی و ۲۴ درصد از کل انتشار دی‌اکسیدکربن جهان را به خود اختصاص داده است(IEA, 2021). در ایران نیز بر اساس ترازنامه‌های انرژی کشور سهم بخش حمل و نقل از انتشار دی‌اکسیدکربن در دوره ۱۳۹۷-۱۳۷۹ به طور متوسط ۲٤٫۵ درصد است. نگرانی‌ها در مورد اثرات زیست‌محیطی حمل و نقل، هم از نظر جستجوی یک سیاست حمل و نقل پایدار و هم از نظر دستیابی به یک استراتژی توسعه پایدار جامع، این بخش را در مرکز توجه سیاست‌گذاران قرار داده است. دستیابی به رشد مداوم اقتصادی، اما با مشارکت(سهم) کمتر حمل و نقل، نشان‌دهنده جداسازی حمل و نقل و رشد اقتصادی است. مدت‌ها است که تصدیق شده است که رشد حمل و نقل در هر دو بخش مسافر و بار همسو با رشد تولید ناخالص داخلی ادامه داشته است. اما سوال

اصلی مورد بحث در ادبیات مربوطه این است که آیا این پیوند می‌تواند و باید قطع شود؟ این جداسازی عنصری اساسی در دستیابی به حمل و نقل پایدار است. جداسازی حمل و نقل بار و مسافر و رشد اقتصادی به شرطی رخ می‌دهد که رشد تولید ناخالص داخلی بیشتر از رشد حمل و نقل باشد.

از طرف دیگر ارتباط تنگاتنگی بین رشد تولید ناخالص داخلی و رشد حجم حمل و نقل و استفاده از انرژی وجود دارد. حمل و نقل از نظر انرژی تقریباً به طور کامل وابسته به نفت است و افزایش انتشار دی‌اکسیدکربن ناشی از مصرف انرژی در بخش حمل و نقل باعث افزایش نگرانی‌ها می‌شود. در حال حاضر یک راهکار مهم برای کاهش سهم حمل و نقل در گرم شدن کره زمین، کاهش انتشارکربن این بخش از طریق افزایش استفاده از سوخت‌های جایگزین، افزایش کارایی در مصرف سوخت، افزایش ظرفیت بارگیری و کاهش مسافت طی شده است. بعلاوه، انتشار کربن بخش حمل و نقل ناشی از میزان فعالیت حمل و نقل و کارایی تکنولوژیکی حمل و نقل است. بنابراین هدف یک سیستم حمل و نقل پایدار باید بهبود دسترسی به کالاها و خدمات بدون جابجایی زیاد یا غیرضروری و انتشار آلودگی ناشی از آن باشد. به عبارت دیگر، رشد اقتصادی باید با حمل و نقل کمتری(حداقل از نظر استفاده از منابع و اثرات زیست‌محیطی) تحقق یابد. دستیابی به توسعه اقتصادی بدون افزایش متناسب فعالیت حمل و نقل(و میزان انتشار) به عنوان "جداسازی" شناخته می‌شود. ادعا می‌شود که جداسازی تقاضای حمل و نقل از توسعه اقتصادی تنها راه برای ایجاد پایداری بلندمدت است.

چالش اصلی برای ایران و همچنین سایر کشورهای در حال توسعه این است که برای کاهش انتشار دی‌اکسیدکربن به ویژه در بخش حمل و نقل چه باید کرد به طوری‌که دستیابی به توسعه اقتصادی مختل نشود. جداسازی انتشار دی‌اکسیدکربن در بخش حمل و نقل از رشد اقتصادی، کلید ارائه یک راه‌حل عملی برای دستیابی به توسعه اقتصادی کم‌کربن است. مفهوم جداسازی به شرایطی اشاره دارد که فعالیت اقتصادی کل افزایش می‌یابد اما تخریب زیست‌محیطی (ES[1]) در همان دوره زمانی کاهش می‌یابد. این مفهوم اولین بار به وسیله OECD در اواخر قرن بیستم مطرح شد(OECD, 2000). سپس ویهماس

[1] Environmental Stress

و همکاران (۲۰۰۳) و تاپیو (۲۰۰۵) این روش را توسعه دادند (Vehmas, Malaska, Luukkanen, Kaivo-oja, Hietanen, Vinnari & Ilvonen, 2003, Tapio, 2005). در این زمینه ویهماس و همکاران با ارایه چارچوبی علمی جنبه‌های مختلف جداسازی را تشریح کردند و تاپیو مدل جداسازی مبتنی بر کشش را ارائه داد. جداسازی انتشار دی‌اکسیدکربن از رشد اقتصادی متعاقباً به یک موضوع داغ تبدیل شد زیرا رشد اقتصادی مطلوب است، اما انتشار دی‌اکسیدکربن مطلوب نیست(Andreoni & Galmarini, 2012, Muradov, 2013, Riti, Song, Shu & Kamah, 2017, Zhang, 2018).

این نکته که در هر کشوري با هر وضعيت اقتصادي، توليد و حمل و نقل لازم و ملزوم يكديگرند موجب شده است که بخش حمل و نقل در تحقیقات جداسازی توجه بسیاری را به خود جلب کند به طوری که در خارج از کشور تحقیقات زیادی در سطوح ملی، منطقه‌ای و استانی انجام شده است(Loo & Banister, 2016, Wu, Zhu & Zhu, 2018, Wang, Zhou, Zhu, Zhang & Zhang, 2018) اما در ایران تا کنون این مهم مورد توجه محققان قرار نگرفته است. بنابراین مطالعه حاضر بر آن است تا با بررسی این موضوع در ایران سهمی در شناسایی اقدامات مناسب برای دستیابی به کربن‌زدایی در بخش حمل و نقل داشته باشد. برای این منظور در ادامه ساختار مقاله به این شرح است که در بخش دوم، مبانی نظری، بخش سوم، پیشینه پژوهش، بخش چهارم، داده‌ها و روش تحقیق، بخش پنجم، تحلیل نتایج و در پایان نتیجه‌گیری و پیشنهادهای سیاستی ارائه می‌شود.

۲- مبانی نظری

مجموعه سیاست‌های اقتصادی طی دهه‌های اخیر به گونه‌ای بوده است که چالش‌های زیست‌محیطی به یکی از مهمترین دغدغه‌های سیاست‌گذاران تبدیل شده است (Delangizan, Khanzadi & Heidarian, 2015). امروزه کاهش انتشار کربن یک چالش زیست‌محیطی جهانی است به طوری که تعداد فزاینده‌ای از مطالعات شروع به تمرکز بر تجزیه تغییرات انتشار دی‌اکسیدکربن برای شناسایی عوامل محرک آن کرده‌اند(Yang & Ma, 2019). برای تجزیه تغییرات انتشار دی‌اکسیدکربن به عوامل مختلف محرک آن تکنیک‌های زیادی در دسترس است. در میان آنها، تحلیل تجزیه ساختاری (SDA[2]) و تحلیل

[2] Structural Decomposition Analysis

تجزیه شاخص (IDA[3]) دو رویکرد معمول هستند که به طور گسترده‌ای مورد استفاده قرار گرفته‌اند(Xu, He, Long, Chen & Zhang, 2016). تجزیه و تحلیل SDA مبتنی بر داده-ستانده است و برای دستیابی به نتایج دقیق‌تر، روش جامع‌تری است(Boqiang & Liu, 2017). با این حال، نیاز به جمع‌آوری حجم عظیمی از داده‌ها در روش SDA یک اشکال مهم تلقی می‌شود(Wang, Hang, Zhou & Wang, 2016). در مقایسه با SDA، نیاز داده‌ای در روش IDA نسبتاً کمتر است. یکی از معمول‌ترین روش‌های مبتنی بر IDA، تکنیک تجزیه شاخص میانگین لگاریتمی دیویژیا (LMDI[4]) است که به دلایل داشتن مبانی نظری، سازگار بودن، استفاده آسان و سادگی تفسیر نتایج توسط بسیاری از محققان به کار گرفته شده است. با این وجود امروزه در بسیاری از مطالعات تجزیه و تحلیل جداسازی[5]، به عنوان یک مفهوم جدیدتر که نیاز به داده‌ها و محاسبه کمتری دارد و در مقابل جزئیات بیشتری در خصوص نوع رابطه بین رشد اقتصادی و نشر کربن در اختیار قرار می‌دهد، مورد توجه ویژه قرار گرفته است و تعداد قابل توجهی از مطالعات برای بررسی روابط بین رشد اقتصادی، استفاده از انرژی و انتشار گازهای گلخانه‌ای این‌روش را به کار برده‌اند(Ma & Cai, 2019). از نظر سیر تاریخی، تعریف جداسازی از فیزیک آغاز شده است و به زدودن اثر تداخل متقابل بین سیگنال‌ها اشاره دارد. OECD اولین سازمانی بود که تعریف جداسازی را به صورت زدودن پیوند بین کیفیت محیطزیست و فعالیت‌های اقتصادی پیشنهاد داد(OECD, 2001). با این حال، مدل OECD دارای معایب مختلفی مانند اندازه‌گیری(سنجش) نادرست و معیارها(سنجه‌های) نامشخص است(Zhao, Zhang, Li, Shao & Geng, 2017). برای غلبه بر این موانع، ویهماس و همکاران (۲۰۰۳) و تاپیو (۲۰۰۵) این روش را توسعه دادند. ویهماس و همکاران (۲۰۰۳) با مروری بر ادبیات مربوطه یک چارچوب جامع از جنبه‌های مختلف جداسازی ارائه کردند. سپس تاپیو (۲۰۰۵) با انجام برخی اصلاحات در طبقه‌بندی ارائه شده توسط ویهماس و همکاران (۲۰۰۳) مدل جامع‌تری ارائه کرد و همین امر باعث شد که مدل جداسازی پیشنهاد شده توسط تاپیو (۲۰۰۵) به طور گسترده‌ای برای تجزیه و تحلیل رابطه بین رشد اقتصادی و آثار خارجی منفی زیست‌محیطی،

[3] Index Decomposition Analysis

[4] Logarithmic Mean Divisia Indx

[5] Decoupling

به ویژه انتشار دی‌اکسیدکربن در بخش حمل و نقل به کار گرفته شود(Naqvi & Zwickl, 2017, Fan & Lei, 2017, Andreoni & Galmarini, 2012, Muradov, 2013, Riti et al., 2017). در ادامه در ابتدا با ذکر جزئیات بیشتر مفهوم جداسازی تبیین و ارتباط آن با فرضیه منحنی زیست‌محیطی کوزنتس مشخص می‌شود، سپس طبقه‌بندی ویهماس و همکاران (۲۰۰۳) معرفی و در نهایت روش تاپیو (۲۰۰۵) ارائه می‌شود.

مفهوم پیوندزدایی یا جداسازی به شرایطی اشاره دارد که فعالیت اقتصادی کل افزایش می‌یابد اما تخریب زیست‌محیطی (ES) در همان دوره زمانی کاهش می‌یابد. دی بریون (۱۹۹۷) دو شکل از پیوندزدایی را در یک اقتصاد در حال رشد مشخص کرده است، یکی جداسازی/ پیوندزدایی ضعیف و دیگری جداسازی/پیوندزدایی قوی است(De Bruyn, 1997). برای درک بهتر دو مفهوم پیوندزدایی ضعیف و قوی، فرض کنید تخریب محیطزیست را با نماد ES و تولید را با نماد GDP نمایش دهیم در پیوندزدایی ضعیف نرخ رشد تخریب محیطزیست و نرخ رشد اقتصادی هر دو مثبت و نرخ تخریب محیطزیست کوچکتر از نرخ رشد اقتصادی است. در مقابل در پیوندزدایی قوی نرخ رشد تخریب محیطزیست منفی ولی نرخ رشد اقتصادی مثبت است. طرفداران رشد اقتصادی استدلال می‌کنند که چنین فرایندهای انتقالی با رشد اقتصادی بهبود می‌یابند و از این‌رو تغییرات تخریب زیست‌محیطی (ESΔ) می‌تواند به صورت تابعی غیرمثبت(منفی یا مستقل) از تغییرات تولید ناخالص داخلی (GDPΔ) تبدیل شود. این ایده همان فرضیه منحنی زیست‌محیطی کوزنتس EKC است(Panayotou, 1993, Grossman & Krueger, 1995, Rothman & De Bruyn, 1998, Borghesi, 1999). فرضیه EKC بیان می‌کند که رشد اقتصادی ابتدا تخریب زیست‌محیطی را افزایش می‌دهد، اما در سطح معینی از درآمد، تخریب زیست‌محیطی به صورت درونزا یا "به طور خودکار" شروع به کاهش می‌کند. ادبیات اخیر در مورد فرضیه EKC نشان می‌دهد که ممکن است عوامل دیگری غیر از رشد درآمد وجود داشته باشد که شیب منفی EKC را تعیین می‌کند(Dinda, 2004, Magnani, 2001, De Bruyn. 2000). دیندا (۲۰۰۴) در بررسی خود از منابع موجود EKC، کشش درآمدی تقاضای کیفیت محیطزیست، اثرات مقیاس، تکنولوژی و ترکیب، تجارت بین‌المللی، مکانیزم بازار و مقررات را به عنوان مهمترین این عوامل ذکر کرده است(Dinda, 2004). با این حال، شناسایی این عوامل و برآورد تجربی اثرات آنها کار ساده‌ای نیست. بنابراین برخی محققان بیان می‌دارند که وجود یک منحنی EKC به شکل U معکوس هیچ چیزی در مورد

دلایل کاهش تخریب محیطزیست نمی‌گوید. از این‌رو، بر مراحل اولیه توسعه در چارچوب نظری EKC تأکید می‌کنند(Yandle, Vijayaraghavan & Bhattarai, 2002, Magnani, 2001, De Bruyn, 2000). با فرض اینکه فرضیه EKC برقرار است، هنوز تردیدهایی وجود دارد که آیا بهبودهای مشاهده شده در کارایی زیست‌محیطی را می‌توان در آینده نیز برون‌یابی کرد. ممکن است زمانی یا سطح درآمدی وجود داشته باشد که شرایط پیوندزدایی ضعیف یا قوی دیگر برقرار نباشد زیرا امکانات برای افزایش کارایی‌های زیست‌محیطی ممکن است یک کران بالایی اقتصادی یا تکنولوژیکی داشته باشد(De Bruyn, 1997, 2000). از آن نقطه به بعد مولفه‌های رشد اقتصادی ممکن است مسلطتر شوند و تخریب زیست‌محیطی و تولید ناخالص داخلی دوباره مرتبط خواهند شد حداقل تا زمانی که پیشرفت‌های بیشتر تکنولوژیکی، اجتماعی، اقتصادی یا دیگر ابتکارات و نوآوری‌ها حاصل شود. این پیش‌بینی را فرضیه پیوند مجدد می‌نامند(De Bruyn, 1997, 2000). پیوند مجدد فرآیندی است که در آن شدت تخریب زیست‌محیطی (ES) تثبیت شده یا دوباره شروع به افزایش می‌کند و دلالت دارد بر اینکه شدت تخریب زیست‌محیطی ناشی از تولید ناخالص داخلی با گذشت زمان افزایش می‌یابد. پیوند مجدد خود به دو حالت "پیوند مجدد ضعیف" و "پیوند مجدد قوی" دسته‌بندی می‌شود که در هر دو حالت مذکور نرخ رشد اقتصادی منفی است اما در حالت "پیوند مجدد ضعیف" نرخ رشد تخریب محیط زیست منفی است در حالی که در حالت پیوند مجدد قوی نرخ رشد تخریب محیط زیست مثبت است و این بدان معنی است که در شرایط پیوند مجدد ضعیف، تخریب زیست‌محیطی می‌تواند کاهش یابد، اما فقط در صورتی که رشد اقتصادی کاهش یابد. در حالی که در وضعیت "پیوند مجدد قوی" تخریب زیست‌محیطی حتی با کاهش نرخ رشد اقتصادی نیز در طی زمان افزایش می‌یابد.

مطابق آنچه که بحث شد می‌توان گفت که موضوع پیوندزدایی و پیوند مجدد با تغییر در تخریب زیست‌محیطی (ESΔ)، تغییر در تولید ناخالص داخلی (GDPΔ) و تغییر در شدت زیست‌محیطی تولید ناخالص داخلی (ES/GDP)Δ))، سروکار دارد. ویهماس و همکاران (۲۰۰۳) با در نظر گرفتن دو تغییر جهت محتمل افزایشی و کاهشی برای هر یک از سه متغیر مذکور، هشت ترکیب مختلف از درجات مختلف فرآیند پیوند را تعریف کردند(جدول(۱) را ببینید). آنها اظهار داشتند که در عمل، فقط شش ترکیب از نظر منطقی

امکانپذیر است زیرا رابطه Δ(ES/GDP)، به وسیله Δ(ES) و Δ(GDP) تعیین می‌شود بنابراین ΔES افزایشی و ΔGDP کاهشی نمی‌تواند Δ(ES/GDP) کاهشی را در همان بازه زمانی فراهم کند و به طور مشابه ترکیبی با ΔES کاهشی و ΔGDP افزایشی نمی‌تواند Δ(ES/GDP) افزایشی را نتیجه دهد(Vehmas et al., 2003). شش ترکیب ممکن از تغییرات ES، GDP و Δ(ES/GDP) را که می‌توان به عنوان درجات مختلف فرآیند پیوند تفسیر کرد در **جدول ۱** آمده است.

جدول ۱. درجات مختلف فرآیند پیوند بر اساس رویکرد ویهماس و همکاران(۲۰۰۳)
ماخذ:Vehmas et al., 2003

Tabel 1. Degrees of the linking process
Source: Vehmas et al., 2003

Change in intensity (ES/GDP)Δ		Change in activity GDPΔ		Change in ES ESΔ		درجات پیوند
0>	0<	0>	0<	0>	0<	
	*	*		*		پیوندزدایی ضعیف[۶]
	*	*			*	پیوندزدایی قوی[۷]
	*		*		*	پیوندزدایی بازگشتی[۸]
	*		*	*		وضعیت غیرممکن
*			*		*	پیوند مجدد ضعیف[۹]
*			*	*		پیوند مجدد قوی[۱۰]
*		*		*		پیوند مجدد رو به رشد/ توسعه[۱۱]
*		*			*	وضعیت غیرممکن

مطابق دسته‌بندی ویهماس و همکاران (۲۰۰۳) در **جدول ۱**، در تعریف درجه پیوندزدایی و پیوند مجدد، شدت تخریب زیست‌محیطی فعالیت اقتصادی Δ(ES/GDP) عنصری تعیین

[6] Weak de-linking
[7] Strong de-linking
[8] Recessive de-linking
[9] Weak re-linking
[10] Strong re-linking
[11] Expansive re-linking

کننده است. هنگامی که تغییر شدت تخریب زیست‌محیطی تولید ناخالص داخلی منفی است، در مورد درجات مختلف پیوندزدایی صحبت می‌کنیم. هنگامی که تغییر در ES منفی، تغییر در GDP مثبت و تغییر در Δ(ES/GDP) منفی است، این وضعیت می‌تواند به عنوان پیوندزدایی قوی تعریف شود. در عمل، این بدان معنی است که رشد اقتصادی به وسیله فناوری کاراتر همراه با کاهش تخریب زیست‌محیطی حاصل می‌شود. با پیروی از قواعد دی‌بریون (۲۰۰۰)، تغییرات مثبت در هر دوی GDP و ES همراه با تغییر منفی در Δ(ES/GDP)می‌تواند به عنوان پیوندزدایی ضعیف تعریف شود. در عمل، پیوندزدایی ضعیف به این معنی است که با وجود بهبودهای کارایی، تخریب زیست‌محیطی در خلال رشد GDP افزایش می‌یابد. درجه سوم پیوندزدایی که در آن تغییرات تمام متغیرها (GDP، ES و Δ(ES/GDP)) منفی است، می‌تواند به عنوان پیوندزدایی بازگشتی (مغلوب) تعریف شود. در این حالت، کاهش GDP باعث کاهش در تخریب زیست‌محیطی نیز می‌شود، اما همزمان ممکن است برخی بهبودهای کارایی اتفاق بیفتد. این یک مفهوم جدید است، زیرا دی‌بریون (۲۰۰۰) و دیگر محققان معمولاً امکان کاهش GDP را کنار گذاشته‌اند (De Bruyn, 2000).

وقتی که تغییر شدت تخریب زیست‌محیطی مثبت است در مورد درجات مختلف پیوند مجدد صحبت می‌کنیم. در رابطه با تجزیه و تحلیل ارائه شده توسط دی‌بریون (۲۰۰۰)، در اینجا سه مفهوم جدید ظاهر می‌شود زیرا او با مفهوم پیوند مجدد بدون هیچ پسوندی سروکار داشت. وقتی که تغییر ES مثبت، تغییر GDP منفی، تغییر در Δ(ES/GDP) مثبت باشد، در مورد پیوند مجدد قوی صحبت می‌کنیم. در اینجا تخریب زیست‌محیطی با وجود کاهش GDP، به دلیل افزایش شدت زیست‌محیطی GDP، افزایش می‌یابد. تغییرات منفی در GDP و ES اما تغییر مثبت در Δ(ES/GDP) را می‌توان به عنوان پیوند مجدد ضعیف تعریف کرد. در اینجا تخریب زیست‌محیطی به دلیل کاهش GDP کاهش می‌یابد، اگرچه شدت زیست‌محیطی افزایش می‌یابد. وقتی تغییرات هم در GDP و هم در ES مثبت باشد و تغییر در Δ(ES/GDP) نیز مثبت باشد، در مورد پیوند مجدد رو به رشد/ توسعه صحبت می‌کنیم. در عمل، رشد اقتصادی به وسیله فناوری ناکاراتر با افزایش تخریب زیست‌محیطی انجام می‌شود.

همانطور که ذکر شد تاپیو (۲۰۰۵) با اصلاح دسته بندی ویهماس و همکاران (۲۰۰۳) روش آنها را ارتقا بخشید. در انجام این کار تاپیو (۲۰۰۵)، اول، شش حالت ممکن ویهماس

و همکاران (۲۰۰۳) را به هشت حالت منطقی ممکن تغییر داد، دوم، مفهوم جداسازی منفی را مطرح کرد و سوم، با تعریف بازه‌های مشخص برای کشش تخریب محیطزیست نسبت به رشد اقتصادی هر کدام از حالت‌های جداسازی و پیوند را دقیق‌تر مشخص ساخت که در ادامه با جزئیات بیشتری به معرفی روش وی می‌پردازم.

قبل از هر چیز لازم است که سه کشش مختلف که مدل تاپیو بر آنها مبتنی است معرفی شوند که این کار در روابط (۱)، (۲) و (۳) انجام شده است.

$$GDP\ elasticity\ of\ transport = \frac{\Delta VOL\%}{\Delta GDP\%} \quad (۱)$$

$$Transport\ elasticity\ of\ CO2\ emissions = \frac{\Delta CO2\%}{\Delta VOL\%} \quad (۲)$$

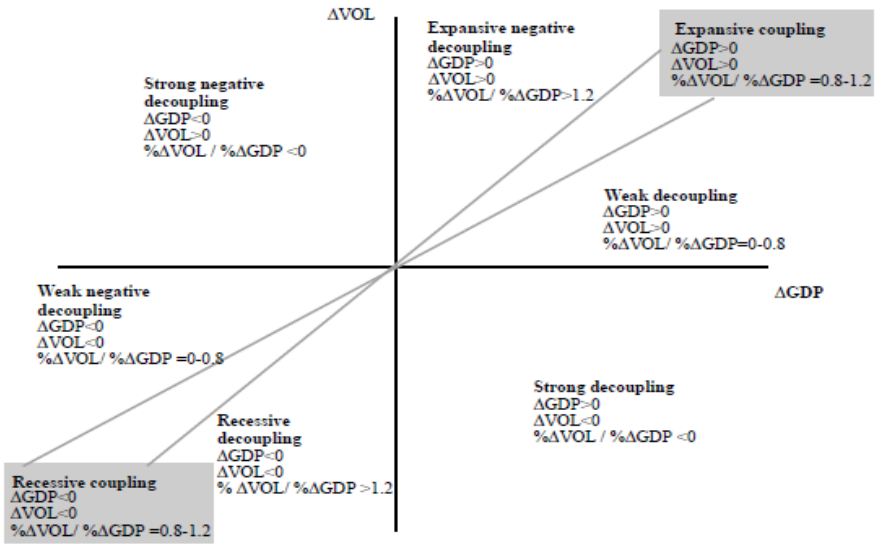
$$GDP\ elasticity\ of\ transport\ CO2 = \frac{\Delta CO2\%}{\Delta GDP\%} \quad (۳)$$

مبتنی بر روابط مذکور برای بیان جنبه‌های مختلف جداسازی مفاهیم مختلفی مورد استفاده قرار گرفته است، به عنوان مثال جداسازی اندازه‌گیری شده به وسیله معادله (۱) با عناوین رشد کیفی یا تغییرات ساختاری نیز نامیده شده است(Tapio, ,Janicke, 1988 2002a). همچنین جداسازی اندازه‌گیری شده به وسیله معادله (۲) با عناوین دیگری از جمله کارایی زیست‌محیطی و یا پیشرفت فنی نام‌گذاری شده است (Hinterberger & Tapio, 2002a, De Bruyn, 2002, Schmidt-Bleek, 1999) و در نهایت جداسازی اندازه‌گیری شده به وسیله معادله (۳) نیز با اسامی کربن‌زدایی و پیوندزدایی نام‌گذاری شده است(De Bruyn, van den Bergh & Opschoor,1998, Hinterberger & Schmidt-Bleek, 2000 , Schmidt-Bleek, 1999).

مبتنی بر چارچوب ارائه شده توسط تاپیو (۲۰۰۵) که در **شکل ۱** آمده است، می‌توان هشت حالت منطقی ممکن در مورد جداسازی را متصور شد. نرخ رشد اقتصادی و نرخ رشد شاخص حجم حمل و نقل (معادله (۱)) می‌توانند سه حالت اتصال (پیوند)[۱۲]، جدا شده و جداشده منفی داشته باشند. چارچوب مشابهی را می‌توان برای تحلیل معادله‌های (۲) و (۳) به کار برد. با هدف اینکه تغییرات جزئی معنی‌دار تفسیر نشود تغییرات مثبت یا منفی ۲۰ درصد در مقدار پایه کشش (یعنی کشش برابر با یک) همچنان به معنی اتصال(پیوند) تفسیر می‌شود. بنابراین در این مقاله اتصال(پیوند) به صورت مقادیر کشش در بازه

[12] Coupled

[0.8,1.2] تعریف می‌شود. از طرف دیگر نرخ رشد متغیرها به خودی خود می‌تواند مثبت یا منفی باشد، که به صورت اتصال(پیوند) رو به توسعه/ رشد[۱۳] و اتصال(پیوند) ارتجاعی/ بازگشتی[۱۴] بیان می‌شوند.



شکل ۱. درجات اتصال(پیوند) و جداسازی نرخ رشد حمل و نقل از نرخ رشد اقتصادی

ماخذ: Tapio, 2005

Figure 1. The degrees of coupling and decoupling of transport volume growth from economic growth

Source: Tapio, 2005

بعلاوه جداسازی می‌تواند به سه زیر گروه تقسیم شود، یکی جداسازی ضعیف[۱۵] نام دارد که در آن GDP و حجم حمل و نقل هر دو افزایش می‌یابند و 0<elasticity<0.8 است. دومی جداسازی قوی[۱۶] است که در آن GDP رشد و حجم حمل و نقل کاهش می‌یابد

[13] Expansive coupling

[14] Recessive coupling

[15] Weak decoupling

[16] Strong decoupling

و elasticity<0 است و حالت سوم جداسازی ارتجاعی(بازگشتی)[۱۷] نام دارد که در این حالت GDP و حجم حمل و نقل هر دو کاهش می‌یابند و elasticity>1.2 است. به طور مشابه جداسازی منفی شامل سه زیر گروه زیر است، یکی جداسازی منفی رو به توسعه/ رشد[۱۸] است که در آن GDP و حجم حمل و نقل هر دو افزایش می‌یابند و elasticity>1.2 است. دومی جداسازی منفی قوی[۱۹] است که در آن GDP کاهش و حجم حمل و نقل افزایش می‌یابد و elasticity<0 است. سوم جداسازی منفی ضعیف[۲۰] است که زمانی رخ می‌دهد که GDP و حجم حمل و نقل هر دو کاهش می‌یابند و 0<elasticity<0.8 است.

۳- پیشینه پژوهش

مطالعات مرتبط با موضوع تحقیق در دو بخش داخلی و خارجی بررسی می‌شوند. مطالعات داخلی را که در **جدول ۲** آمده‌اند می‌توان در دو دسته طبقه‌بندی کرد، در دسته اول که در دو حوزه استانی و ملی انجام شده‌اند، به طور عمده تمرکز بر ارتباط زیرساخت‌های حمل و نقل و رشد اقتصادی بوده است. سرمایه‌گذاري در حمل و نقل با افزايش امكان دسترسي به بازارهاي مصرفي و ستاده‌هاي توليد، به توسعه اقتصادي كمك مي‌كند، حمل و نقل همچنين امكان بازتوزيع مكاني مهارت‌ها را به وجود مي‌آورد و به اين ترتيب، توليد تخصصي در مناطق مختلف به وجود مي‌آيد، بنابراين بهبود و تسهيل خدمات حمل و نقل به كاهش هزينه‌هاي جابجايي، افزايش تقسيم كار جغرافيايي و بالا رفتن حجم مبادلات بين مناطق مي‌انجامد(Daii Karimzadeh, Emadzadeh & Kamkar Delakh, 2009). البته رشد و توسعه اقتصادی و افزایش میزان حمل و نقل بار و مسافر، علاوه بر آثار مثبت اقتصادی و رفاهی تاثیر انکارناپذیری بر میزان انتشار آلاینده‌ها دارد بنابراین اگرچه امروزه يكي از اجزاي مهم اقتصاد ملي بخش حمل و نقل است اما از تبعات رشد حمل و نقل، انتشار آلاینده‌ها و آلودگی محیط زیست خواهد بود چرا که بخش حمل و نقل معمولاً یکی از مصرف‌کنندگان عمده سوخت‌هاي فسيلي است. از این‌رو در دسته دوم مطالعات داخلی

[17] Recessive decoupling
[18] Expansive negative decoupling
[19] Strong negative decoupling
[20] Weak negative decoupling

به طور عمده تمرکز بر ارتباط رشد اقتصادی و آلایندگی بخش حمل و نقل بوده است. به این ترتیب افزایش ارزش افزوده هر يك از بخش‌هاي اقتصادي کشور و تعداد وسایل نقلیه اثر مثبت و معنادار بر انتشار آلودگی داشته‌اند.

مطالعات خارجی نیز در **جدول ۳** آمده‌اند، همچنان که نتایج آنها نشان می‌دهد در این مطالعات اشکال مختلف جداسازی در بخش حمل و نقل مشاهده شده است بعلاوه سیاست‌های ملی کاهش انتشار کربن نقش مهمی در دستیابی به انتشار کم کربن در بخش حمل و نقل داشته‌اند. اگرچه در مطالعات خارج از کشور انتشار کربن بخش حمل و نقل به روش‌های مختلف از جمله جداسازی مورد واکاوی قرار گرفته است اما در مطالعات داخلی این مهم با بکارگیری روش جداسازی انجام نشده است بنابراین تحقیق حاضر تلاشی در جهت پر کردن این شکاف مطالعاتی است.

جدول ۲. خلاصه مطالعات داخلی
ماخذ: بررسی‌های محقق

Tabel 2. Summary of national studies
Source: Researcher reviews

محقق/ محققان	قلمرو زمانی و مکانی	متغیرها	روش مطالعه	نتایج
Daii Karimzade, et al. 2009	ایران ۸۷-۱۳۵۲	GDP، اشتغال، تشکیل سرمایه ثابت ناخالص دولت ، تشکیل سرمایه ثابت ناخالص بخش خصوصی، صادرات	ARDL	اثر سرمایه‌گذاری دولت در بخش حمل و نقل بر GDP و مثبت و معنادار است.
Pahlavani, et al. 2014	استان‌های منتخب ایران[۲۱] ۹۰-۱۳۷۹	GDP، اشتغال، سرمایه‌گذاری، شاخص زیرساخت حمل و نقل	داده‌های تابلویی	متغیر شاخص زیرساخت حمل و نقل بر رشد اقتصادي تأثیر مثبت دارد.

[۲۱] آذربایجان‌شرقی، آذربایجان‌غربی، اردبیل، اصفهان، ایلام، بوشهر، تهران، چهارمحال وبختیاري، خراسان، خوزستان، زنجان، سمنان، سیستان و بلوچستان، فارس، قزوین، قم، کردستان، کرمان، کرمانشاه، کهکیلویه و بویراحمد، لرستان و یزد.

Sajadi & Taghvaee 2016	ایران- اصفهان ۲۰۱۲	شاخص‌های ترکیبی حمل و نقل پایدار	تکنیک‌های کمی و کیفی	رشد شاخص‌های ترکیبی اثرات اجتماعی منفی و اثرات محیطزیستی و اقتصادی حمل و نقل مثبت و منفی بود.
Abolhasani, et al. 2019	ایران ۹۵-۱۳۳۸	رشد اقتصادی، رشد سرمایه، زیرساخت حمل و نقل، سرمایه انسانی، رشد اشتغال، جمعیت و صادرات	VAR و VECM	بین سرمایه‌گذاری در زیرساخت حمل و نقل و رشد اقتصادی، ارتباط علی دو سویه برقرار است.
Maddah & jafari 2019	استان‌های ایران ۹۳-۱۳۸۹	انتشار CO2، تعداد وسایل نقلیه شماره‌گذاري شده در استان‌ها، ارزش افزوده بخش‌ها	داده‌های تابلویی	ارزش افزوده هر بخش و تعداد وسایل نقلیه داراي اثر مثبت و معنادار بر انتشار CO2 بخش حمل و نقل اسـتان‌هاي ایران است.

جدول ۳. خلاصه مطالعات خارجی
ماخذ: بررسی‌های محقق

Tabel 3. Summary of international studies
Source: Researcher reviews

محقق/ محققان	قلمرو زمانی و مکانی	متغیرها	روش مطالعه	نتایج
Talbi 2017	تونس ۲۰۱۴-۱۹۸۰	انتشار CO2، مصرف انرژی و شدت انرژی حمل و نقل جاده‌ای، شهرنشینی، GDP	VAR	کارايي انرژي اثر قابل ملاحظه‌ای بر کاهش CO2 بخش حمل و نقل دارد.
Kharbach & Chfadi 2017	مراکش ۲۰۱۱-۲۰۰۰	مصرف انرژی، انتشار CO2، GDP، جمعیت، تعداد وسایل نقلیه	LMDI و VECM	با فرض ثبات سایر شرایط رشد اقتصادی منجر به کاهش میزان انتشار کربن در بخش حمل و نقل می‌شود.
Zheng, et al., 2019	استان‌های چین ۲۰۱۶-۱۹۹۵	مصرف انرژی، انتشار CO2، GDP، جمعیت	روش بالا-پایین و جداسازی	سیاست‌های ملی کاهش انتشار کربن نقش مهمی در دستیابی به انتشار کم کربن در بخش حمل و نقل چین داشته‌اند.

Engo 2019	کامرون ۲۰۱۶-۱۹۹۰	مصرف انرژی، انتشار GDP ،CO2	LMDI و جداسازی	در طول دوره مورد مطالعه تنها چهار حالت جداسازی شامل جداسازی ضعیف، قوی، منفی ضعیف و منفی قوی مشاهده شد.
Zhang, et al., 2019	چین ۲۰۱۵-۲۰۰۰	مصرف انرژی، انتشار GDP ،CO2، جمعیت، خدمات حمل و نقل بار و مسافر	LMDI	اثر درآمدی عامل اصلی افزایش میزان انتشار CO_2 و اثر شدت انرژی و اثر ساختار حمل و نقل مهمترین عوامل در جلوگیری از انتشار CO_2 در بخش حمل و نقل چین هستند.

۴- داده‌ها و روش تحقیق

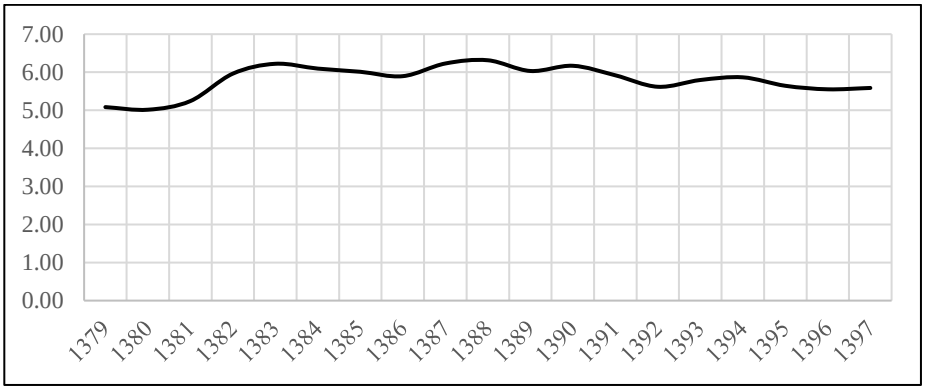
همانطور که در بخش مبانی نظری بحث شد برای تجزیه تغییرات انتشار دی‌اکسیدکربن به عوامل مختلف محرک آن تکنیک‌های زیادی از جمله تحلیل تجزیه ساختاری(SDA) و تحلیل تجزیه شاخص(IDA) به کار می‌رود. با این وجود امروزه در بسیاری از مطالعات تجزیه و تحلیل جداسازی، به عنوان یک مفهوم جدیدتر که نیاز به داده‌ها و محاسبه کمتری دارد و در مقابل جزئیات بیشتری در خصوص نوع رابطه بین رشد اقتصادی و نشر کربن در اختیار قرار می‌دهد، مورد توجه ویژه قرار گرفته است. برای انجام تحلیل جداسازی سه رویکرد OECD، ویهماس و همکاران (۲۰۰۳) و تاپیو (۲۰۰۵) وجود دارد. رویکرد OECD دارای معایب مختلفی مانند اندازه‌گیری (سنجش) نادرست و معیارها (سنجه‌های) نامشخص است که باعث شد ویهماس و همکاران (۲۰۰۳) این روش را توسعه دهند و در نهایت تاپیو (۲۰۰۵) با اصلاح دسته‌بندی ویهماس و همکاران (۲۰۰۳) روش آنها را ارتقا بخشید. در انجام این کار تاپیو (۲۰۰۵)، اول، شش حالت ممکن پیوند و جداسازی معرفی شده توسط ویهماس و همکاران (۲۰۰۳) را به هشت حالت منطقی ممکن تغییر داد، دوم، مفهوم جداسازی منفی را مطرح کرد و سوم، با تعریف بازه‌های مشخص برای کشش تخریب محیطزیستی رشد اقتصادی هر کدام از حالت‌های جداسازی و پیوند را دقیق‌تر مشخص ساخت. بر این اساس در این مقاله برای بررسی جداسازی تخریب محیطزیست از رشد اقتصادی از رویکرد تاپیو (۲۰۰۵) استفاده می‌شود. جهت درک بهتر رویکرد تاپیو (۲۰۰۵)، روش وی به طور خلاصه در **جدول ٤** آمده است.

جدول ۴. درجات مختلف پیوند و جداسازی بر اساس رویکرد تاپیو(۲۰۰۵)
ماخذ:جمع‌بندی محقق بر اساس دسته‌بندیTapio, 2005

Tabel 4. The degrees of coupling and decoupling based on Tapio(2005)approach
Source: Researcher Conclusion based on Tapio (2005) Classification

%ΔVOL/%ΔGDP	GDPΔ		VOLΔ		درجات پیوند و جداسازی
	> 0	< 0	> 0	< 0	
[0-0.8]	*		*		جداسازی ضعیف
[0-0.8]		*		*	جداسازی ضعیف منفی
%ΔVOL/%ΔGDP < 0	*			*	جداسازی قوی
%ΔVOL/%ΔGDP < 0		*	*		جداسازی قوی منفی
%ΔVOL/%ΔGDP > 1.2	*		*		جداسازی منفی رو به رشد
%ΔVOL/%ΔGDP > 1.2		*		*	جداسازی بازگشتی
[0.8-1.2]	*		*		پیوند رو به رشد/ توسعه
[0.8-1.2]		*		*	پیوند بازگشتی

داده‌های مورد استفاده در این مقاله از مرکز آمار ایران و ترازنامه‌های انرژی وزارت نیرو طی دوره ۹۷-۱۳۷۹ استخراج شده است. انتخاب دوره زمانی به گونه‌ای است که ده سال قبل و بعد از اجرای قانون هدفمندی یارانه‌ها را پوشش می‌دهد زیرا تغییر قیمت انرژی در این دوره می‌تواند فعالیت‌های بخش حمل و نقل کشور، مصرف انرژی و انتشار دی‌اکسیدکربن را تحت تاثیر قرار دهد. متغیرهای این تحقیق شامل ارزش افزوده زیربخش‌های بخش حمل و نقل(حمل و نقل جاده‌ای، ریلی، هوایی و دریایی)، GDP بدون نفت به قیمت ثابت سال ۱۳۹۰، کل حجم مسافر و بار بخش حمل و نقل و زیربخش‌های آن و میزان انتشار دی‌اکسیدکربن بخش حمل و نقل و زیربخش‌های آن است. برای معرفی بخش حمل و نقل و جایگاه آن در اقتصاد کشور در ادامه تحلیل توصیفی داده‌ها ارائه می‌شود. **شکل ۲** نشان می‌دهد که طی دوره ۹۷-۱۳۷۹سهم بخش حمل و نقل از *GDP* بدون نفت دارای روندی تقریباً باثبات و به طور متوسط ۵.۸ درصد است.



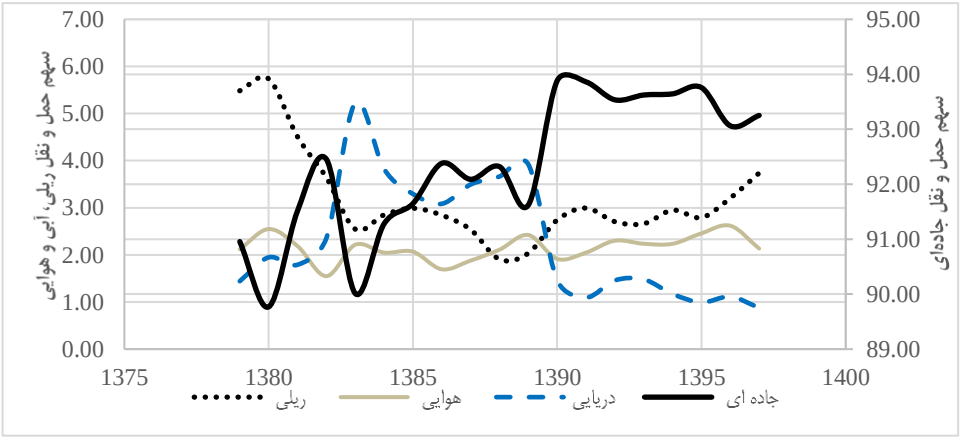
شکل ۲. نسبت ارزش افزوده بخش حمل و نقل به GDP بدون نفت(به درصد)

ماخذ: یافته‌های پژوهش

Figure 2. Ratio of value of added of the transport sector to non oil GDP(in percent)

Source: Research Findings

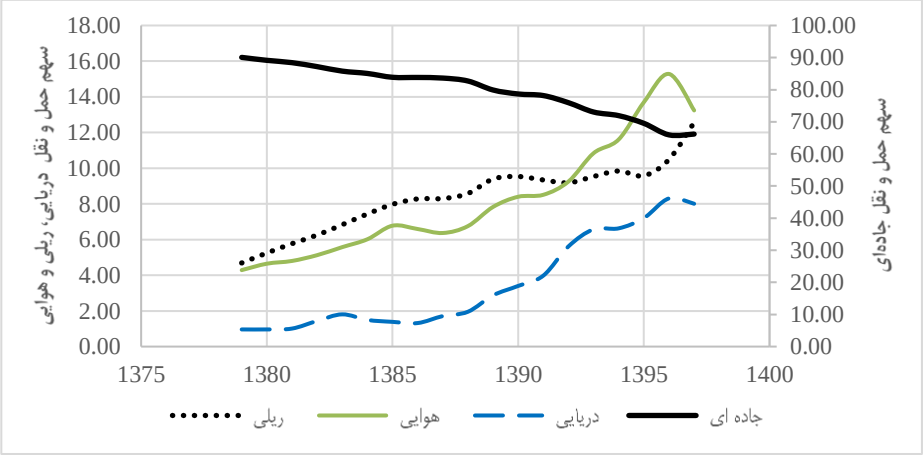
سهم زیربخش‌های مختلف از کل ارزش افزوده بخش حمل و نقل در **شکل ۳**، نشان می‌دهد که طی دوره ۹۷-۱۳۷۹ حمل و نقل جاده‌ای با متوسط سهم ۹۲.۳۵ درصد بیشترین سهم را دارد. سه زیر بخش هوایی، دریایی و ریلی روی هم رفته کمتر از ۸ درصد کل ارزش افزوده بخش حمل و نقل کشور را ایجاد می‌کنند. در این نمودار سهم حمل و نقل دریایی و ریلی از ارزش افزوده بخش حمل و نقل کشور روندهای متضادی را نشان می‌دهند به طوری‌که حمل و نقل ریلی یک روند تقریباً U شکل و سهم حمل و نقل دریایی روندی U معکوس شکل را نشان می‌دهد. بعد از هدفمندی یارانه‌ها نیز سهم حمل و نقل جاده‌ای و ریلی روندی صعودی ولی حمل و نقل دریایی روندی نزولی را در پیش گرفته‌اند و تغییر چندانی در روند سهم حمل و نقل هوایی مشاهده نمی‌شود.



شکل ۳. سهم زیربخش‌ها از کل ارزش افزوده بخش حمل و نقل کشور(به درصد)
ماخذ: یافته‌های پژوهش

Figure 3. Sub-sectors share of the total value added of the transport sector(in percent)
Source: Research Findings

داده‌های مربوط به سهم زیربخش‌های مختلف حمل و نقل از کل جابجایی مسافر در **شکل ٤** آمده است. در طی دوره ۹۷-۱۳۷۹ به طور متوسط سالیانه ۲۶۶ میلیون مسافر توسط بخش حمل و نقل کشور جابجا شده است که در این میان حمل و نقل جاده‌ای با سهم ۷۶ درصدی بیشترین نقش را دارد. متوسط سهم سایر زیربخش‌های حمل و نقل(شامل ریلی، هوایی و دریایی) از کل جابجایی مسافر در کشور به ترتیب ۸.۱۵، ۷.۸۵ و ۳.۴۰ درصد است. **شکل ٤** نشان می‌دهد که در طی دوره مورد بررسی سهم زیربخش حمل و نقل جاده‌ای نزولی(از ۹۰ درصد به ۶۶ درصد) ولی سهم زیربخش‌های حمل و نقل هوایی (از ۴.۲۹ به ۱۲.۴۳درصد)، دریایی (از ۹۶. به ۷.۸۱ درصد) و ریلی (از ۴.۲۹ به ۱۳.۲۲درصد) صعودی بوده است.



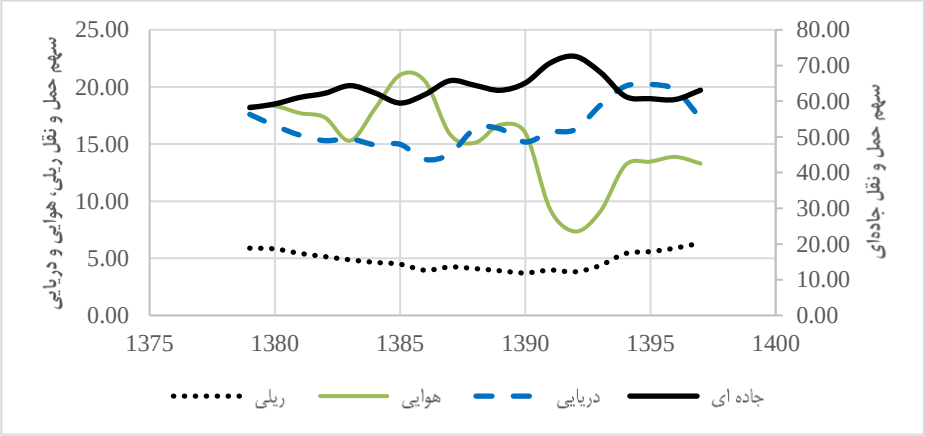
شکل ۴. سهم زیربخش‌ها از کل جابجایی مسافر توسط بخش حمل و نقل کشور(به درصد)

ماخذ: یافته‌های پژوهش

Figure 4. Sub-sectors share of the total passenger movement by the transport sector(in percent)

Source: Research Findings

شکل ۵ داده‌های مربوط به سهم زیربخش‌های مختلف حمل و نقل از کل حمل بار را تصویر می‌کند. در طی دوره ۹۷-۱۳۷۹ به طور متوسط سالیانه ۷۱۱ میلیون تن کالا توسط همه بخش‌های حمل و نقل کشور جابجا شده است که در این میان حمل و نقل جاده‌ای با سهم ۶۴ درصدی بیشترین نقش را داشته است. متوسط سهم سایر زیربخش‌های حمل و نقل(شامل ریلی، هوایی و دریایی) از کل جابجای کالا در کشور به ترتیب ۴.۷، ۱۵و ۱۶.۵ درصد است. در بخش حمل کالا نیز مشابه بخش حمل مسافر بیشترین نقش را حمل و نقل جاده‌ای دارد با این تفاوت که در زمینه حمل کالا سایر زیربخش‌های بخش حمل و نقل نسبت به حمل مسافر سهم بیشتری دارند. در بخش حمل و نقل مسافر مجموع سهم سه زیربخش دریایی، ریلی و هوایی ۲۴ درصد در حالی‌که در بخش حمل کالا سهم این زیربخش‌ها ۳۶ درصد است.



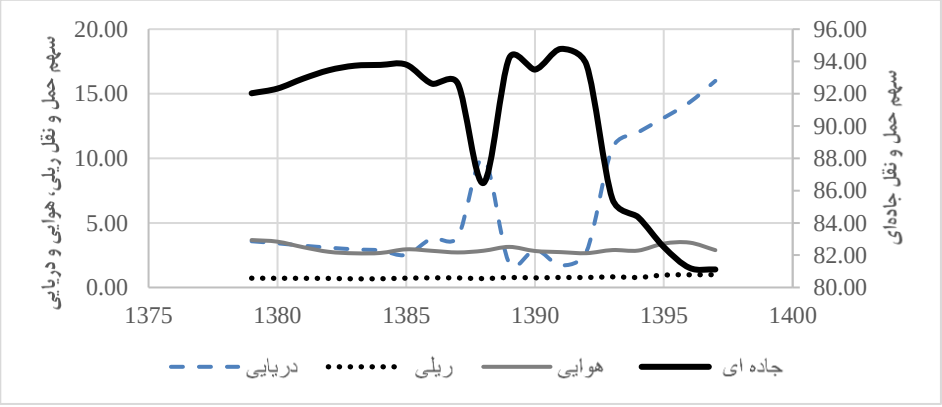
شکل ۵. سهم زیربخش‌ها از کل جابجایی کالا توسط بخش حمل و نقل کشور(به درصد)

ماخذ: یافته‌های پژوهش

Figure 5. Sub-sectors share of the total goodsmovementby the transport sector(in percent)

Source: Research Findings

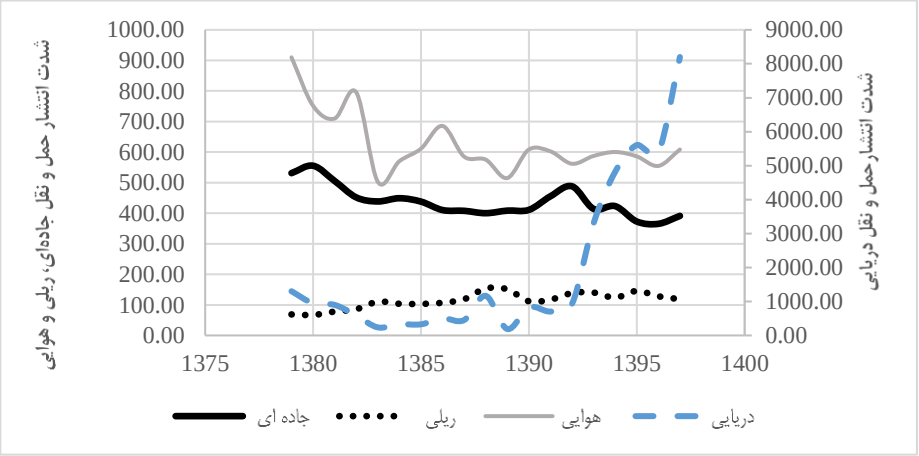
در طی دوره ۹۷-۱۳۷۹ در زمینه انتشار دی‌اکسیدکربن، بخش حمل و نقل با سهم ۲۴.۵ درصدی بعد از بخش‌های نیروگاهی (با سهم ۲۸ درصد)، خانگی، تجاری و عمومی (با سهم ۲۶ درصد) در جایگاه سوم قرار داد. از نظر توزیع انتشار دی‌اکسیدکربن در بین زیربخش‌های حمل و نقل بر اساس متوسط دوره مورد بررسی حمل و نقل جاده‌ای با سهم ۸۹.۷ درصدی در جایگاه اول قرار دارد و بعد از آن به ترتیب زیربخش‌های حمل نقل دریایی (۶.۶ درصد)، حمل و نقل هوایی (۳ درصد) و حمل و نقل ریلی (۰.۸ درصد) قرار دارند. **شکل ٦** وضعیت سهم زیربخش‌های حمل و نقل از کل انتشار دی‌اکسیدکربن در این بخش را نشان می‌دهد. در این نمودار حمل و نقل ریلی و هوایی تقریباً دارای روندی باثبات هستند اما در طی دوره مورد بررسی سهم حمل نقل دریایی از میزان انتشار از حدود ۳ درصد به ۱۶ درصد افزایش و در مقابل سهم حمل و نقل جاده‌ای از ۹۲ درصد به ۸۱ درصد کاهش یافته است.



شکل ۶. سهم زیربخش‌ها از کل انتشار دی‌اکسید کربن بخش حمل و نقل کشور(به درصد)
ماخذ: یافته‌های پژوهش

Figure 6. Sub-sectors share of the transportsector total co2 emissions(in percent)
Source: Research Findings

برای ارائه تصویری بهتر از میزان انتشار دی‌اکسیدکربن در زیربخش‌های مختلف حمل و نقل شدت انتشار دی‌اکسیدکربن (میزان دی‌اکسیدکربن انتشار یافته به تن به ازای هر میلیارد ریال ارزش افزوده) در **شکل ۷** آمده است. در طی دوره ۹۷-۱۳۷۹ متوسط شدت انتشار دی‌اکسیدکربن در بخش حمل و نقل کشور ۴۴۶ تن بر میلیارد ریال است و زیربخش حمل و نقل دریایی با شدت انتشار ۱۰۳۱ تن بر میلیارد ریال بدترین وضعیت را دارد در این زمینه شدت انتشار حمل و نقل هوایی، جاده‌ای و ریلی به ترتیب برابر با ۶۲۱ ، ۴۳۵ و ۱۱۱ تن بر میلیارد ریال است. بنابراین از نظر شدت انتشار دی‌اکسیدکربن زیر بخش حمل و نقل ریلی بهترین وضعیت را دارد.



شکل ۷. شدت انتشار دی‌اکسیدکربن زیربخش‌های حمل و نقل(تن به میلیارد ریال)
ماخذ: یافته‌های پژوهش

Figure 7. Co2 emission intensity of transportation sub-sectors(Tons to billion Rials)
Source: Research Findings

برای مقایسه شدت نشر کرین ایران با کشورهای منطقه و هم گروه درآمدی از دو شاخص جهانی موجود در بانک جهانی به نام شدت نشر CO_2[۲۲] و نشر CO_2 به صورت درصد از احتراق کل سوخت در بخش حمل و نقل[۲۳] استفاده شد. شدت نشر CO_2 در کشورهای ایران، خاورمیانه و شمال آفریقا و کشورهای هم گروه درآمدی ایران در سال ۲۰۱۸ به ترتیب ۰٫۵۷، ۰٫۳۵ و ۰٫۳۷ کیلوگرم بر دلار است در حالی‌که متوسط جهانی برابر ۰٫۲۷ است که نشان می‌دهد شدت نشر کرین در ایران بیش از ۱٫۵ برابر کشورهای منطقه و هم گروه درآمدی و بیش از دو برابر متوسط جهانی است. میزان نشر CO_2 به صورت درصد از کل احتراق سوخت نیز در کشورهای ایران، خاورمیانه و شمال آفریقا و کشورهای هم گروه درآمدی ایران به ترتیب برابر با ۲۴٫۹، ۲۴٫۶ و ۱۳٫۷ و متوسط جهانی ۲۰٫۴ درصد است. مجدداً وضعیت ایران نسبت به کشورهای هم گروه درآمدی و متوسط جهانی مطلوب نیست.

[22] CO2 emission (kg per 2017 ppp of GDP)
[23] CO2 emission from transport (% of total fuel cobbusion)

۵- تحلیل نتایج

با به‌کارگیری داده‌های ارزش افزوده زیربخش‌های بخش حمل و نقل(حمل و نقل جاده‌ای، ریلی، هوایی و دریایی)،GDP بدون نفت به قیمت ثابت سال ۱۳۹۰، کل حجم مسافر(به نفر) و بار(به تن) بخش حمل و نقل و زیربخش‌های آن و میزان انتشار دی‌اکسیدکربن بخش حمل و نقل و زیربخش‌های آن طی دوره ۹۷-۱۳۷۹ و با بهره‌گیری از مدل جداسازی پیشنهاد شده توسط تاپیو (۲۰۰۵)، جداسازی حجم ترافیک و انتشار کربن از تولید ناخالص داخلی در بخش حمل و نقل ایران انجام می‌شود. برای این منظور و جهت تحلیل دقیق‌تر و ارائه نتایج کاربردی ابتدا دوره مورد بررسی به چهار زیردوره شامل ۸۳-۱۳۷۹، ۸۸-۱۳۸۴، ۹۳-۱۳۸۹ و ۹۷-۱۳۹۴ تقسیم می‌شود به این ترتیب دو دوره پیش از اجرای قانون هدفمندی یارانه‌ها و دو دوره بعد از اجرای این قانون مورد بررسی قرار می‌گیرد که به این ترتیب نحوه تاثیرگذاری اجرای قانون مذکور نیز قابل بررسی خواهد بود. سپس چهار گام اساسی مدل جداسازی تاپیو (۲۰۰۵)، در ادوار مورد بررسی به شرح زیر اجرا می‌شود، اول، محاسبه کشش حمل و نقل مسافر و بار نسبت به تولید ناخالص داخلی بر اساس معادله (۱)، به منظور جداسازی رشد حجم حمل و نقل از رشد اقتصادی، دوم، محاسبه کشش حمل و نقل مسافر و بار نسبت به انتشار دی‌اکسیدکربن بر اساس معادله (۲)، به منظور جداسازی نشر دی‌اکسیدکربن حاصل از بخش حمل و نقل از حجم ترافیک حمل و نقل، سوم، محاسبه کشش انتشار دی‌اکسیدکربن نسبت به رشد اقتصادی بر اساس معادله (۳)، برای جداسازی نشر دی‌اکسیدکربن حاصل از بخش حمل و نقل از رشد اقتصادی و در نهایت، مبتنی بر نرخ رشد متغیرها و مقادیر کشش در رابطه با حالات مختلف جداسازی در ادوار مختلف تجزیه و تحلیل صورت می‌گیرد. در ادامه برای نشان دادن حمل و نقل بار، حمل و نقل مسافر، تولید ناخالص داخلی و انتشار دی‌اکسیدکربن بخش حمل و نقل به ترتیب از نمادهای TG، TP، GDP و CO_2 استفاده می‌شود. در گام اول وضعیت جداسازی رشد حجم حمل و نقل مسافر و بار از رشد اقتصادی در ادوار مختلف در **جدول ۵** و **جدول ٦** آمده است.

جدول ۵. وضعیت جداسازی رشد حجم حمل و نقل مسافر از رشد اقتصادی
ماخذ: یافته‌های پژوهش

Tabel 5. Decoupling of passenger transport volume growth from economic growth
Source: Research Findings

ادوار زمانی	(TPΔ)	(GDPΔ)	%ΔTP/%ΔGDP	وضعیت جداسازی
۸۳-۱۳۷۹	۲٫۰٤	۲۹٫٦٤	۰٫۰۷	جداسازی ضعیف
۸۸-۱۳۸۴	۲۳٫٦۸	۲۵٫۷٤	۰٫۹۲	پیوند رو به رشد
۹۳-۱۳۸۹	-۱۵٫۱۷	۲٫۲۸	-٦٫٦٦	جداسازی قوی
۹۷-۱۳۹۴	-۱۰٫۱٦	۱۳٫۹۷	-۰٫۷۳	جداسازی قوی

جدول ۵ نشان می‌دهد که در ادوار قبل از اجرای قانون هدفمندی یارانه‌ها، در دوره اول (۸۳-۱۳۷۹) وضعیت جداسازی ضعیف بین رشد حمل و نقل مسافر و رشد اقتصادی برقرار است به این معنی که تخریب زیست‌محیطی در خلال رشد GDP افزایشی بوده است. در دوره دوم (۸۸-۱۳۸۴) وضعیت پیوند رو به رشد بین رشد حمل و نقل مسافر و رشد اقتصادی مشاهده می‌شود در عمل، رشد اقتصادی با افزایش حمل و نقل مسافر محقق شده است بنابراین رشد اقتصادی به وسیله فناوری ناکاراتر با افزایش تخریب زیست‌محیطی انجام شده است. در ادوار بعد از اجرای قانون هدفمندی یارانه‌ها وضعیت جداسازی قوی بین رشد حمل و نقل مسافر و رشد اقتصادی مشاهده می‌شود که دلالت دارد بر اینکه حمل و نقل مسافر در طی این دوره کاهش یافته است و رخداد رشد اقتصادی توام با کاهش حمل و نقل مسافر بوده است. بنابراین اصلاح قیمت حامل‌های انرژی به روشنی در بخش حمل و نقل مسافر تاثیرگذار بوده است به طوری که رشد اقتصادی توام با کاهش حمل و نقل مسافر محقق شده است. از طرف دیگر می‌توان اظهار داشت که اجرای قانون هدفمندی یارانه‌ها منجر شده است که رشد اقتصادی به وسیله فناوری کاراتر همراه با کاهش تخریب زیست‌محیطی حاصل شود که دلالت بر تاثیرگذاری اجرای قانون هدفمندی یارانه‌ها در راستای بهبود کارایی و حفاظت از منابع طبیعی و محیطزیست دارد.

وضعیت جداسازی رشد حجم حمل و نقل بار از رشد اقتصادی در **جدول ٦** نشان می‌دهد که قبل از اجرای قانون هدفمندی یارانه‌ها در دوره اول (۸۳-۱۳۷۹) وضعیت جداسازی منفی رو به رشد و در دوره دوم (۸۸-۱۳۸۴) وضعیت پیوند رو به رشد مشاهده شده است بنابراین در عمل رشد اقتصادی با افزایش تخریب زیست‌محیطی انجام می‌شود.

بعد از اجرای قانون هدفمندی یارانه‌ها در دوره اول (۹۳-۱۳۸۹) وضعیت جداسازی قوی بین رشد حمل و نقل بار و رشد اقتصادی نشان از اثرگذاری اجرای قانون هدفمندی یارانه‌ها دارد بنابراین در طی این دوره رشد اقتصادی همراه با کاهش حمل و نقل بار و کاهش مصرف انرژی در بخش حمل و نقل محقق شده است. اما این وضعیت در دوره دوم (۹۷-۱۳۹۴) به وضعیت جداسازی منفی رو به رشد تغییر می‌یابد بنابراین رشد حمل و نقل بار از رشد اقتصادی پیشی گرفته است و تخریب محیطزیست با دستاورد اقتصادی کمتری محقق شده است که دلالت بر بازگشت به دوره اول قبل از اجرای قانون هدفمندی یارانه‌ها دارد و اجرای این قانون در دوره مذکوردر بخش حمل و نقل بار دستاوردی در پی نداشته است.

جدول ۶. وضعیت جداسازی رشد حجم حمل و نقل بار از رشد اقتصادی
ماخذ: یافته‌های پژوهش

Tabel 6. Decoupling of freight transport volume growth from economic growth
Source: Research Findings

ادوار زمانی	(TGΔ)	(GDPΔ)	%ΔTG/%ΔGDP	وضعیت جداسازی
۸۳-۱۳۷۹	٤۲٫۳۷	۲۹٫٦٤	۱٫٤۳	جداسازی منفی رو به رشد
۸۸-۱۳۸۴	۲۲٫٦۱	۲۵٫۷٤	۰٫۸۸	پیوند رو به رشد
۹۳-۱۳۸۹	-۷٫۰٦	۲٫۲۸	-۳٫۱۰	جداسازی قوی
۹۷-۱۳۹۴	۲۱٫۱۳	۱۳٫۹۷	۱٫۵۱	جداسازی منفی رو به رشد

از این رو بر اساس **جدول ۵** و **جدول ٦** می‌توان بیان داشت که افزایش قیمت حامل‌های انرژی در سال‌های ابتدایی هدفمندی یارانه‌ها (۹۳-۱۳۸۹) منجر به جداسازی قوی رشد حمل و نقل بار و مسافر از رشد اقتصادی شده است، به این معنی که علی‌رغم رشد اقتصادی مثبت رشد حمل و نقل منفی بوده است. اما میزان تاثیر پذیری حمل و نقل مسافر به میزان قابل توجهی بیش از حمل و نقل بار بوده است. پس از آن وضعیت جداسازی در بخش حمل و نقل بار به جداسازی منفی رو به رشد تغییر یافته در حالی که در بخش حمل و نقل مسافر همچنان جداسازی قوی برقرار است.

در ادامه بر اساس معادله (۲(وضعیت جداسازی رشد حجم حمل و نقل مسافر و بار از انتشار دی‌اکسیدکربن در ادوار مختلف بررسی شده است که نتایج حاصل در **جدول ۷** و **جدول ۸** آمده است.

جدول ۷. جداسازی رشد حجم حمل و نقل مسافر از انتشار دی‌اکسیدکربن
ماخذ: یافته‌های پژوهش

Tabel 7. Decoupling of passenger transport volume growth from co2 emission
Source: Research Findings

ادوار زمانی	(TPΔ)	(CO2Δ)	%ΔC02/%ΔTP	وضعیت جداسازی
۸۳-۱۳۷۹	۲٫۰٤	۲۷٫۲۵	۱۳٫۳٤	جداسازی منفی رو به رشد
۸۸-۱۳۸۴	۲۳٫٦۸	۲۷٫۲۹	۱٫۱۵	پیوند رو به رشد
۹۳-۱۳۸۹	-۱۵٫۱۷	۱۲٫۱۹	-۰٫۸۰	جداسازی منفی قوی
۹۷-۱۳۹۴	-۱۰٫۱٦	۳٫۹۲	-۰٫۳۹	جداسازی منفی قوی

بر اساس **جدول ۷**، قبل از اجرای قانون هدفمندی یارانه‌ها در دوره اول (۸۳-۱۳۷۹)، اگرچه تغییرات هم در حجم حمل و نقل مسافر و هم در انتشار دی‌اکسیدکربن مثبت است اما انتشار دی‌اکسید کربن بسیار بیشتر از رشد حمل و نقل مسافر است به عبارت دیگر اندک جابه‌جایی مسافر با انتشار زیاد کربن رخ داده است که دلالت بر وضعیت جداسازی منفی رو به رشد دارد بنابراین انتشار دی‌اکسیدکربن از رشد حجم حمل و نقل مسافر بسیار پیشی گرفته است و اندک جابجایی مسافر با تخریب بالای زیست‌محیطی محقق شده است که علت آن ممکن است استفاده از تکنولوژی ناکارا، وسایل نقلیه فرسوده و سوخت‌های با آلایندگی بالا در بخش حمل و نقل باشد. در دوره دوم (۸۸-۱۳۸۴) نیز تغییرات هم در حجم حمل و نقل مسافر و هم در انتشار دی‌اکسیدکربن مثبت است اما رشد انتشار کربن همسو و همگام با رشد حجم حمل و نقل مسافر صورت گرفته است بنابراین وضعیت پیوند رو به رشد/ توسعه مطرح است. در عمل، در کنار رشد حمل و نقل مسافر، افزایش انتشار دی‌اکسیدکربن و تخریب زیست‌محیطی نیز رخ داده است اما نسبت به دوره قبل از وضعیت بهتری برخوردار است. در ادوار بعد از اجرای قانون هدفمندی یارانه‌ها وضعیت جداسازی منفی قوی بین رشد حمل و نقل مسافر و انتشار دی‌اکسیدکربن مشاهده می‌شود که دلالت بر کاهش نامتناسب حجم حمل و نقل مسافر و انتشار کربن دارد چرا که کاهش بسیار زیاد حجم حمل و نقل مسافر در کنار کاهش کمتر انتشار دی‌اکسیدکربن واقع شده است. بنابراین اجرای قانون هدفمندی یارانه‌ها هرچند در کاهش حمل و نقل مسافر بسیار تاثیرگذار بوده است اما به‌کارگیری تجهیزات ناکارآمد همچنان انتشار دی‌اکسیدکربن و تخریب محیط‌زیست ناشی از بخش حمل و نقل را در سطح بالایی حفظ کرده است. با این وجود

انتشار دی‌اکسیدکربن در نرخی بسیار کمتر از ادوار پیش از اجرای قانون هدفمندی یارانه‌ها رخ داده است که این مهم لزوم تاکید بر سایر ابزارهای سیاستی در کنار اصلاح قیمت انرژی برای کاهش انتشار کربن را بیش از پیش آشکار می‌کند.

در مورد وضعیت جداسازی رشد حجم حمل و نقل بار از انتشار دی‌اکسیدکربن نتایج حاصل در **جدول ۸** نشان می‌دهد که در ادوار قبل از اجرای قانون هدفمندی یارانه‌ها، در دوره اول (۸۳-۱۳۷۹) وضعیت جداسازی ضعیف برقرار است که نشان‌دهنده افزایش کمتر تخریب زیست‌محیطی در خلال رشد بیشتر حمل و نقل بار است از این رو شدت تخریب زیست‌محیطی حمل و نقل بار در طی زمان کاهش می‌یابد. با این حال تخریب زیست‌محیطی می‌تواند هنوز در نرخی کمتر از نرخ رشد حمل و نقل بار افزایش یابد. در دوره دوم (۸۸-۱۳۸۴) وضعیت جداسازی منفی رو به رشد دلالت دارد بر اینکه رشد حمل و نقل بار همراه با تخریب زیست‌محیطی انجام می‌شود اما رشد انتشار کربن بیش از رشد حجم حمل و نقل بار است که ممکن است به علت عدم استفاده از سوخت‌های پاک و عدم توسعه ناوگان ریلی برای حمل و نقل بار باشد. بعد از اجرای قانون هدفمندی یارانه‌ها در دوره اول (۹۳-۱۳۸۹) وضعیت جداسازی منفی قوی بین رشد حمل و نقل بار و انتشار دی‌اکسیدکربن مشاهده می‌شود که دلالت دارد بر اینکه در کنار کاهش بسیار زیاد حجم حمل و نقل بار همچنان انتشار دی‌اکسید کربن در نرخی مثبت ادامه دارد البته اگرچه وضعیت انتشار کربن نسبت به ادوار قبل از اجرای این قانون به کمتر از نصف کاهش یافته است اما همچنان در نرخی مثبت به روند خود ادامه می‌دهد که نشان از تاثیرگذاری چشم‌گیر قانون هدفمندی یارانه‌ها در بخش حمل و نقل بار و اندک تاثیرگذاری آن در انتشار کربن دارد. بنابراین تاکید بر این است که در کنار اصلاح قیمت حامل‌های انرژی باید سایر ابزارها از جمله تکنولوژی‌های نوین، از رده خارج کردن تجهیزات فرسوده و توسعه ناوگان ریلی برای حمل و نقل بار در نظر گرفته شوند تا اثرگذاری این قانون بیشتر نمایان شود. در دوره دوم (۹۷-۱۳۹۴) وضعیت به جداسازی ضعیف تغییر می‌کند که تا حدودی تاثیرگذاری افزایش قیمت حامل‌های انرژی و فراهم شدن زیرساخت‌های حمل و نقلی کمتر آلاینده را نشان می‌دهد که دلالت دارد بر اینکه افزایش کمتر تخریب زیست‌محیطی در خلال رشد بیشتر حمل و نقل بار رخ داده است.

جدول ۸. وضعیت جداسازی رشد حجم حمل و نقل بار از انتشار دی‌اکسیدکربن
ماخذ: یافته‌های پژوهش

Tabel 8. Decoupling of freight transport volume growth from co2 emission
Source: Research Findings

ادوار زمانی	(TGΔ)	(CO2Δ)	%ΔC02/%ΔTG	وضعیت جداسازی
۸۳-۱۳۷۹	۴۲٫۳۷	۲۷٫۲۵	۰٫٦٤	جداسازی ضعیف
۸۸-۱۳۸۴	۲۲٫٦۱	۲۷٫۲۹	۱٫۲۱	جداسازی منفی رو به رشد
۹۳-۱۳۸۹	-۷٫۰٦	۱۲٫۱۹	-۱٫۷۳	جداسازی منفی قوی
۹۷-۱۳۹۴	۲۱٫۱۳	۳٫۹۲	۰٫۱۹	جداسازی ضعیف

بنابراین بر اساس **جدول ۷** و **جدول ۸** می‌توان بیان داشت که افزایش قیمت حامل‌های انرژی در دوره ۹۳-۱۳۸۹ منجر به کاهش بسیاری در حمل و نقل مسافر و بار شده است اما رشد انتشار دی‌اکسیدکربن اگرچه نسبت به دوره پیشین کاهش یافته اما همچنان مثبت است بنابراین رشد انتشار دی‌اکسیدکربن همراه با کاهش حمل و نقل مسافر و بار رخ داده است بنابراین تاثیرگذاری اجرای قانون هدفمندی یارانه‌ها در حمل و نقل بسیار بیشتر از انتشار آلایندگی بوده است که نیاز به اجرای سیاست‌های مکمل را آشکار می‌کند. اما در دوره ۹۷-۱۳۹۴ اگرچه همچنان بخش حمل و نقل بار از اجرای این قانون تاثیر می‌پذیرد اما در بخش حمل و نقل مسافر این اثر مشاهده نمی‌شود.

تاکنون وضعیت جداسازی حجم حمل و نقل بار و مسافر از انتشار دی‌اکسیدکربن و رشد اقتصادی بررسی شد. اما آنچه که در سیاست‌گذاری اهمیت ویژه‌ای دارد وضعیت جداسازی رشد انتشار دی‌اکسیدکربن از رشد اقتصادی است که نتایج حاصل از بررسی این مهم برای ادوار مختلف در **جدول ۹** آمده است.

جدول ۹. جداسازی رشد انتشار دی‌اکسیدکربن از رشد اقتصادی
ماخذ: یافته‌های پژوهش

Tabel 9. Decoupling of co2 emission growth from economic growth
Source: Research Findings

ادوار زمانی	(CO2Δ)	(GDPΔ)	%ΔC02/%ΔGDP	وضعیت جداسازی
۸۳-۱۳۷۹	۲۷٫۲۵	۲۹٫٦٤	۰٫۹۲	پیوند رو به رشد
۸۸-۱۳۸۴	۲۷٫۲۹	۲۵٫۷٤	۱٫۰٦	پیوند رو به رشد
۹۳-۱۳۸۹	۱۲٫۱۹	۲٫۲۸	۵٫۳۵	جداسازی منفی رو به رشد
۹۷-۱۳۹۴	۳٫۹۲	۱۳٫۹۷	۰٫۲۸	جداسازی ضعیف

مطابق **جدول ۹**، قبل از اجرای قانون هدفمندی یارانه‌ها در دوره اول (۸۳-۱۳۷۹) و دوم (۸۸-۱۳۸۴)، وضعیت پیوند رو به رشد/ توسعه مطرح است بنابراین تغییرات هم در GDP و هم در انتشار دی‌اکسیدکربن مثبت و همسو است و در عمل، رشد اقتصادی همراه با تخریب زیست‌محیطی انجام می‌شود. بعد از اجرای قانون هدفمندی یارانه‌ها در دوره اول (۹۳-۱۳۸۹)، وضعیت جداسازی منفی رو به رشد مطرح است که رشد انتشار دی‌اکسیدکربن بیش از رشد GDP است از این رو انتشار دی‌اکسیدکربن از رشد اقتصادی پیشی گرفته است و تخریب محیطزیست با اندک دستاورد اقتصادی رخ می‌دهد که به نظر می‌رسد افزایش قیمت حامل‌های انرژی به نوعی بخش تولید اقتصاد را تحت فشار قرار داده است بنابراین نیاز است دوره تعدیل طی شود تا متناسب‌سازی تجهیزات تولید با مصرف کمتر انرژی به عنوان نهاده تولید و از این رو کاهش آلایندگی رخ دهد که همانطور که مشاهده می‌شود این وضعیت تا حدودی در دوره دوم محقق شده است. در دوره (۹۷-۱۳۹۴) وضعیت جداسازی ضعیف دلالت دارد بر اینکه شدت تخریب زیست‌محیطی GDP در طی زمان کاهش یافته است. با این حال تخریب زیست‌محیطی هنوز در نرخی کمتر از نرخ رشد اقتصادی افزایش می‌یابد. با اجرای قانون هدفمندی یارانه‌ها وضعیت جداسازی رشد انتشار دی‌اکسیدکربن از رشد اقتصادی از پیوند به جداسازی تغییر یافته است اما اجرای قانون مذکور در دوره دوم بعد از اجرای آن در راستای صیانت از محیطزیست تاثیرگذار بوده است.

۶- نتیجه‌گیری و پیشنهادهای سیاستی

در این مطالعه با به‌کارگیری داده‌های ارزش افزوده زیربخش‌های بخش حمل و نقل (حمل و نقل جاده‌ای، ریلی، هوایی و دریایی)، GDP بدون نفت به قیمت ثابت سال ۱۳۹۰، کل حجم مسافر و بار بخش حمل و نقل و زیربخش‌های آن و میزان انتشار دی‌اکسیدکربن بخش حمل و نقل و زیربخش‌های آن و با بهره‌گیری از مدل جداسازی پیشنهاد شده توسط تاپیو (۲۰۰۵)، جداسازی حجم ترافیک و انتشار کربن از تولید ناخالص داخلی در بخش حمل و نقل ایران طی دوره ۹۷-۱۳۷۹ بررسی شد. نتایج نشان می‌دهد که فقط در اولین دوره بعد از اجرای قانون هدفمندی یارانه‌ها (۹۳-۱۳۸۹) وضعیت جداسازی قوی بین رشد حمل و نقل مسافر و بار و رشد اقتصادی مشاهده می‌شود بنابراین رشد اقتصادی به وسیله فناوری کاراتر همراه با کاهش تخریب زیست‌محیطی حاصل شده است که دلالت بر تاثیرگذاری اجرای قانون هدفمندی یارانه‌ها در راستای بهبود کارایی و حفاظت از منابع طبیعی و محیط‌زیست دارد. علاوه بر این افزایش قیمت حامل‌های انرژی در دوره ۹۳-۱۳۸۹ منجر به وضعیت جداسازی منفی قوی بین رشد حمل و نقل مسافر و بار و انتشار دی‌اکسیدکربن شده است. اما در دوره ۹۷-۱۳۹۴ اگر چه بخش حمل و نقل بار از اجرای این قانون تاثیر می‌پذیرد اما در بخش حمل و نقل مسافر این اثر مشاهده نمی‌شود. از طرفی، در ادوار قبل از اجرای قانون هدفمندی یارانه‌ها (۸۸-۱۳۷۹) وضعیت پیوند رو به رشد بین انتشار دی‌اکسیدکربن و رشد اقتصادی مشاهده شد بنابراین در عمل، رشد اقتصادی با افزایش تخریب زیست‌محیطی انجام شده است. اما بعد از اجرای قانون هدفمندی یارانه‌ها در دوره اول (۹۳-۱۳۸۹) وضعیت جداسازی منفی رو به رشد ظاهر شد که نشان می‌دهد تخریب محیط‌زیست با اندک دستاورد اقتصادی رخ داده است و در دوره دوم (۹۷-۱۳۹۴) جداسازی ضعیف در رابطه بین انتشار دی‌اکسیدکربن و رشد اقتصادی رخ داد که دلالت دارد بر اینکه شدت تخریب زیست‌محیطی GDP در طی زمان کاهش یافته است. با این حال تخریب زیست‌محیطی هنوز در نرخی کمتر از نرخ رشد اقتصادی افزایش می‌یابد. بنابراین اجرای قانون مذکور در دوره دوم بعد از اجرای آن (۹۷-۱۳۹۴) در راستای صیانت از محیط‌زیست تاثیرگذار بوده است و نقش مهمی در توسعه جداسازی دارد.

اقتصاد ایران در بخش‌های مختلف از جمله بخش حمل و نقل از مشکل عدم کارایی اقتصادی و زیست‌محیطی رنج می‌برد. این مسئله می‌تواند ناشی از عوامل متعدد از جمله

سهم زیاد دولت در اقتصاد، کنترل‌های دولتی در بخش‌های مختلف اقتصادی، انحراف قیمت‌های نسبی داخلی از قیمت‌های نسبی جهانی، نظام حمایتی بی‌هدف، تکنولوژی‌های فرسوده، فساد و رانت گسترده اقتصادی و غیررقابتی بودن محصولات تولیدی باشد (Yavari, Khodabakhsh & Najarzadeh, 2021). بنابراین، برای بازیابی کیفیت محیطزیست و بهبود آن، یک سرمایه‌گذاری مناسب نیاز می‌باشد تا ذخیره سرمایه کافی در اقتصاد ایجاد گردد (Ahmadian, Abdoli, Jabalameli, Shabankhah & Khorasani, 2019). از این رو بر اساس یافته‌های تجربی این مطالعه، پیشنهادهای زیر برای تعریف استراتژی‌های کاهش کربن مناسب با بخش حمل و نقل توصیه می‌شود. اول، قیمت انرژی بخش حمل و نقل اصلاح شود. اصلاح قیمت انرژی از طریق تعدیل قیمت و مالیات منجر به کاهش مصرف انرژی با محتوای کربن بالا خواهد شد. همانطور که در این مقاله مشاهده شد اصلاح قیمت حامل‌های انرژی به کاهش انتشار کربن در نیمی از دوره‌های تحت پوشش این مطالعه کمک کرده است. این یافته در مطالعات قبلی نیز تایید شده است برای مثال دل‌انگیزان، خانزادي و حیدریان (۱۳۹۴) با بررسی اثرات تغییر قیمت سوخت بر تولید گازهای گلخانه‌ای در بخش حمل و نقل جاده‌ای ایران دریافتند که با افزایش قیمت بنزین در زیر بخش حمل و نقل سواری، میزان انتشار آلاینده‌ها به طور معناداری کاهش یافته است. دوم، منع تردد خودروهای با انتشار کربن بالا در حالی که فناوری‌ها و منابع جدید انرژی متناسب با حمل و نقل مدرن ترویج شود. همچنین باید کارایی انرژی بخش حمل و نقل را از طریق پتانسیل عظیم انرژی‌های تجدیدپذیر که بسیار کم استفاده می‌شود، افزایش داد. سوم، بهبود زیرساخت‌های حمل و نقل، به ویژه حمل و نقل جاده‌ای در دستورکار قرار گیرد، زیرا اصلی‌ترین وسیله‌ای است که با استفاده از آن ساختار اقتصادی می‌تواند باعث کاهش انتشار دی‌اکسیدکربن این بخش شود. علاوه بر این، لازم است سیستم‌ها و روش‌های مختلف حمل و نقل بهینه شوند، زیرساخت‌های حمل و نقل کم‌کربن برنامه‌ریزی و توسعه یابند و فناوری‌های حمل و نقل انرژی کارا مورد توجه قرار گیرند. در آخر و شاید مهمترین نکته این است که باید سهم حمل و نقل غیرجاده‌ای (ریلی، هوایی و دریایی) به ویژه حمل و نقل ریلی در بخش حمل کالا به طور اساسی تقویت شود تا حجم بالایی از کالاها با مصرف کمتر انرژی و آلودگی کمتر جابجا شوند.

Acknowledgments: The author would like to acknowledge the valuable comments and suggestions of the reviewers, which have improved the quality of this paper.

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

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

Reference

Abolhasani, A., Motaghi, S. & Saffarzadeh, S. (2019). Investigating the relationship between investment in transport infrastructure and economic growth of Iran (Application of VAR pattern). *Journal of Transportatin Engineering, 11(1), 239-255. 20.1001.1.20086598.1398.11.1.12.2*[In Persian]

Ahmadian, M., Abdoli, G., Jabalameli, F., Shabankhah, M. & Khorasani, S.A.(2019). Extracting The Dynamic Curve of the Kuznets Environment. *Quarterly Journal of Quantitative Economics(JQE), 16 (2),* 1-36. https://doi.org/10.22055/jqe.2019.25839.1873[In Persian]

Andreoni, V. & Galmarini, S. (2012). Decoupling economic growth from carbon dioxide emissions: A decomposition analysis of Italian energy consumption. *Energies, 44, 682–691*.

Boqiang, L. & Liu, K. (2017). Using LMDI to Analyze the Decoupling of Carbon Dioxide Emissions from China's Heavy Industry. *Sustainability, 9, 1198.*

Borghesi, S. (1999).The environmental Kuznets curve: a survey of literature. *Fondazioni Eni Enrico Mattei, Working Papers 85.99.*

Daii Karimzadeh, S., Emadzadeh, M. & Kamkar Delakh, H. (2009). Public Investment in the Transportation Sector and Economic Growth in Iran (1970-2008). *Quarterly Journal of Economic Modelling, 3(10), 63-82. http://eco.iaufb.ac.ir/article_555594.html#ar_info_pnl_cite*[In Persian]

De Bruyn, S.M. (2000). Economic growth and the environment. *Dordrect: Kluwer Academic Publishers.*

De Bruyn, S.M. (2002). Dematerialization and rematerialization as two recurring phenomena of industrial ecology, in: Ayres, R.U., Ayres, L.W. (Eds.), A Handbook of Industrial Ecology. *Edward Elgar, Cheltenham, pp. 209–222.*

De Bruyn, S.M. & Opschoor, J.B. (1997). Developments in the throughput-income relationship: theoretical and empirical observations. *Ecological Economics; 20:255e68.*

De Bruyn, S.M., van den Bergh, J.C.J.M. & Opschoor, J.B. (1998). Economic growth and emissions: reconsidering the empirical basis of environmental Kuznets curves. *Ecological Economics 25 (2), 161–175.*

Dinda, S. (2004). Environmental kuznets curve hypothesis: a survey. *Ecological Economics; 49:431e55.*

Delangizan,S., Khanzadi,A. & Heidarian,M. (2015). Studying the effects of fuel price changes on greenhouse gas emissions in the road transportation sector of Iran; approach of Robust Least Squares. *Quarterly Journal of Quantitative Economics(JQE), 11(4*), 47-77. https://jqe.scu.ac.ir/article_11873.html?lang=en [In Persian]

Engo, J. (2019). Decoupling analysis of CO2 emissions from transport sector in Cameroon. *Sustainable Cities and Society 51,101732.*

Fan, F.Y. & Lei, Y.L. (2017). Responsive relationship between energy-related carbon dioxide emissions from the transportation sector and economic growth in Beijing—Based on decoupling theory. *Int. J. Sustain. Transp., 11, 764–775.*

Grossman, G.M. & Krueger, A.B. (1995). Economic growth and the environment. *Quarterly Journal of Economics; 110:353e77.*

Hinterberger, F. & Schmidt-Bleek, F. (1999). Dematerialization, MIPS and Factor 10: physical sustainability indicators as a social device. *Ecological Economics 29 (1), 53–56.*

International Energy Agency (IEA). World Energy Outlook (2021). *IEA Publication: Paris, France.*

International Energy Agency (IEA). CO2 Emissions from Fuel Combustion (2021). *IEA Publication: Paris, France.*

Janicke, M. (1988). Okologische Modernisierung, Optionen und Restriktionen praventiver Umweltpolitik, in: Simonis, U.E. (Ed.), Praventive Umweltpolitik. *Campus, Frankfurt am Main, pp. 13–26.*

Kharbach, M. & Chfadi, T. (2017). CO2 Emissions in Moroccan Road Transport sector: Divisia, Cointegration, and EKC analyses. *Sustainable Cities and Society http://dx.doi.org/10.1016/j.scs.2017.08.016.*

Loo, B.P.Y. & Banister, D. (2016). Decoupling transport from economic growth: Extending the debate to include environmental and social externalities. *J. Transp. Geogr, 57, 134–144.*

Ma, M. & Cai, W (2019). Do commercial building sector-derived carbon emissions decouple from the economic growth in tertiary industry? A case study of four municipalities in china. *Sci. Total Environ, 650, 822–834.*

Maddah, M., jafari, A. (2019). Factors Affecting Air Pollution Created in the Transportation Sector of Iranian Provinces. *Journal of Environmental Studies, 45(1), 77-86. 10.22059/JES.2019.263277.1007714*[In Persian]

Magnani, E. (2001).The environmental Kuznets curve: development path or policy result?. *Environmental Modelling & Software; 16:157e65.*

Muradov, N. (2013). Decarbonization at crossroads: The cessation of the positive historical trend or a temporary detour?. *Energy Environ. Sci., 6, 1060–1073.*

Naqvi, A. & Zwickl, K. (2017). Fifty shades of green: Revisiting decoupling by economic sectors and air pollutants. *Ecol. Indic., 133, 111–126.*

Organization for Economic Cooperation and Development (OECD) (2000). Indicators to Measure Decoupling of Environmental Pressure from Economic Growth. *OECD: Paris, France.*

Organization for Economic Co-Operation and Development (OECD) (2001). Decoupling: A Conceptual Overview. *OECD Pap, 5, 1–31.*

Pahlavani, M., Mehrabi Boshrabadi, H., Afshar pour, M. (2014). The Study of Transportation Infrastructures Development's Effect on Economic Growth in Iran's Provinces .The Journal of Economic Modeling Research (JEMR), 4(16), 99-127. 20.1001.1.22286454.1393.4.16.7.6[In Persian]

Panayotou, T. (1993). Empirical Test and Policy Analysis of Environmental Degradation at Different Stages of Economic Development. *World Employment Research Programme, Working Paper. Geneva: International Labour Office.*

Riti, J.S., Song, D.Y., Shu, Y. & Kamah, M. (2017). Decoupling CO2 emission and economic growth in China: Is there consistency in estimation results in analyzing environmental Kuznets curve?. *J. Clean. Prod., 166, 1448–1461.*

Rothman, D.S. & De Bruyn S.(1998). Probing into the environmental Kuznets curve hypothesis. *Ecological Economics; 25:143e5.*

Sajadi, M., Taghvaee, M. (2016). Evaluation and Analysis of Sustainable Urban Transport Indicators. Journal of Sustainable Architecture and Urban Design, 4(1), 1-18. 20.1001.1.25886274.1395.4.1.1.8[In Persian]

Schmidt-Bleek, F. (2000) Luonnon uusi laskuoppi, Gaudeamus, Helsinki. [Finnish translation of two books: Wieviel Umwelt braucht der Mensch? MIPS—das Mass fu¨r o¨kologisches Wirtschaften (orig. 1994) and Das MIPS-Konzept. *Weniger Naturverbrauch—mehr Lebensqualita¨t durch Faktor 10 (orig. 1998).*

Sharify, N. (2012). Transport Position and Its Effect on the Other Economic Sectors in Iran: An Input-Output Analysis. *Quarterly Journal of Economic Growth and Development Research, 2(5), 207- 238. 20.1001.1.22285954.1390.2.5.7.6*[In Persian]

Talbi, B (2017). CO2 emissions reduction in road transport sector in Tunisia. *Journal of Renewable and Sustainable Energy Reviews. 69: 232 -238.*

Tapio, P. (2002a). The Limits to Traffic Volume Growth, The Content and Procedure of Administrative Futures Studies on Finnish Transport CO2 Policy, Acta Futura Fennica 8, Finnish Society for Futures Studies & Finland Futures Research Centre, Turku, Doctorate thesis. *Summary (148 p.) available at http://ethesis.helsinki.fi/julkaisut/maa/limno/vk/tapio.*

Tapio, P. (2005). Towards a theory of decoupling: degrees of decoupling in the EU and the case of road traffic in Finland between 1970 and 2001, *Transport Policy 12 . 137–151*

Vehmas, J., Malaska, P., Luukkanen, J., Kaivo-oja, J., Hietanen, O., Vinnari, M. & Ilvonen, J (2003). Europe in the Global Battle of Sustainability: Rebound Strikes Back?. *Advanced Sustainability Analysis; Series Discussion and Working Papers; Turku School of Economics and Business Administration: Turku, Finland.*

Wang, Q., Hang, Y., Zhou, P. & Wang, Y (2016). Decoupling and attribution analysis of industrial carbon emissions in Taiwan. *Energy, 113, 728–738.*

Wang, Y., Zhou, Y., Zhu, L., Zhang, F. & Zhang, Y.C (2018). Influencing factors and decoupling elasticity of China's transportation carbon emissions. *Energies, 11, 1157.*

Wu, Y., Zhu, Q.W. & Zhu, B.Z (2018). Comparisons of decoupling trends of global economic growth and energy consumption between developed and developing countries. *Energy Policy, 116, 30–38.*

Xu, S., He, Z., Long, R., Chen, H. & Zhang,W. (2016). Comparative analysis of the regional contributions to carbon emissions in China. *J. Clean. Prod, 127, 406–417.*

Yandle, B., Vijayaraghavan, M. & Bhattarai, M. (2002). The environmental Kuznets curve: a primer. *PERC research study 1e02. Available from: <http:// www.perc.org/pdf/rs02_1.pdf>*.

Yang, H. & Ma, X. (2019). Uncovering CO2 Emissions Patterns from China-Oriented International Maritime Transport: Decomposition and Decoupling Analysis. *Sustainability, 11, 2826; doi:10.3390/su11102826.*

Yavari, K., Khodabakhsh, M. & Najarzadeh, R. (2021). Estimation of Resource Allocation Inefficiency in the Iranian Manufacturing Sector. *Quarterly Journal of Quantitative Economics(JQE), 18(4),* 71-84. 10.22055/JQE.2021.27519.1964 [In Persian]

Zhang, k., Liu, X. & Yao, J. (2019). Identifying the driving forces of CO2 emissions of China's transport sector from temporal and spatial decomposition perspectives. *Environmental Science and Pollution Research https://doi.org/10.1007/s11356-019-05076-3.*

Zhang, Z.L., Xue, B., Pang, J.X. & Chen, X.P (2018). The decoupling of resource consumption and environmental impact from economic growth in China: Spatial pattern and temporal trend. *Sustainability, 8, 2-22.*

Zhao, X., Zhang, X., Li, N., Shao, S. & Geng, Y (2017). Decoupling economic growth from carbon dioxide emissions in China: A sectoral factor decomposition analysis. *J. Clean. Prod, 142, 3500–3516.*

Zheng, J., Hu, Y., Dong, S. & Li, Y (2019). The Spatiotemporal Pattern of Decoupling Transport CO2 Emissions from Economic Growth across 30 Provinces in China. *Sustainability 2019, 11, 2564; doi:10.3390/su11092564.*

Quarterly Journal of Quantitative Economics (JQE)

Faculty of Economics and Social Sciences

Shahid Chamran University of Ahvaz

Vol. 20, No. 1, Spring 2023

(Serial number 76)

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 © 2008-2022 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. 20, No. 1, Spring 2023

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	Associate 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:

Investigating the effect of productivity shock on structural changes and water transfer potential between Iran and neighboring countries. 1
Reyhaneh Arabpour, Sayyed Abdolmajid Jalaee, Mehdi Nejat

The Effect of Financial Stress on the Stock Return of Accepted Industries in Tehran Stock Exchange...…….....12
Mahdieh Rezagholizadeh, Zahra (Mila) Elmi, Saeid Mohammadi Majd

Consumer Behavior Response to Macroeconomic Uncertainty (Case study: OPEC Countries)……...……..…20
Mahdieh Rezagholizadeh, Zahra (Mila) Elmi, Saeid Mohammadi Majd

Comparing the performance of Median or Mean and other risk indicators in Portfolio Optimization ……...…..26
Abbas Khandan

Impacts of Iranian Oil Sanctions on the Welfare of Households: A Recursive Dynamic Computable General Equilibrium Approach.....34
Mir Farhad Sadigh Mohammadi, Ahmad Sarlak, Seyed Abbas Najafizadeh, Mohammad Hassanzadeh

Investigating the Relationship between Economic Growth, Traffic Volume and Environmental Stress in Iran: A Decoupling Approach 45
Fereshteh Mohamadian

Quarterly Journal of Quantitative Economics(JQE) **(2023) 20(1) 1-31**

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 effect of productivity shock on structural changes and water transfer potential between Iran and neighboring countries

Reyhaneh Arabpour *, Sayyed Abdolmajid Jalaee, ** Mehdi Nejat***

** Phd in Economoics, Department of Economics, Faculty of Management&Economics, Shahid Bahonar University of Kerman , Kerman, Iran. (Corresponding Author)*
Email: *ryhn.arabpour@aem.uk.ac.ir*
0000-0001-6650-4429
Postal address*: Pajoohesh Sq, Imam Khomeni Highway,Kerman,I.R Iran. Faculty of Management&Economics, Shahid Bahonar University, Kerman, Iran*
*** professor of economics, Department of Economics, Faculty of management& Economics, Shahid Bahonar University of kerman, kerman, Iran*
Email*: jalaee@uk.ac.ir*
**** Associate Professor of economics, Department of Economics, Faculty of management& Economics, Shahid Bahonar University of kerman, kerman, Iran*
Email*: mnejati@uk.ac.ir*

ARTICLE HISTORY	JEL CLASSIFICATION	KEYWORDS
Received: 06 July 2020 ***Revision: 08 March 2021*** ***Acceptence: 10 March 2021***	***Q25, C68, L16***	***Water transfer, structural changes, dynamic computable general equilibrium models***

ACKNOWLEDGMENTS: Acknowledgments may be made to individuals or institutions that have made an important contribution.
CONFLICT OF INTEREST: The authors declare no conflict of interest.
FUNDING: The authors received no financial support for the research, authorship, and publication of this article.

Shahid Chamran University of Ahvaz
Quarterly Journal of Quantitative Economics
(former Economic Studies)

How to Cite:
Arabpour, Reyhaneh., Jalaee, sayed Abdolmajid & Nejati, Mehdi. (2023). Investigating and Predicting the Impact of Water Pricing on Structural Changes in Iran (Year of publication). Quarterly Journal *of Quantitative Economics(JQE)*, 20(1), 1-31.
10.22055/jqe.2021.34201.2260

© 2023 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

Due to the water shortage crisis, water resources and optimal consumption of these resources are of great significance. The effects of water scarcity on all countries are a global threat, and the issue of water has been considered regional and international cooperation. "water economy" refers to the set of water resources and consumer sectors that are related through physical capital (equipment, infrastructure) and social capital (institutions, norms and laws) (Zemel & Tsur2018). The transfer and redistribution of water is considered as reallocation of water. According to the United Nations World Water Development Report, three-quarters of jobs around the world depend on water, so water scarcity and lack of access to water may hamper economic growth in the coming years. Water is an important factor in the development of employment opportunities. According to Kuznets' study, Structural change includes a change in direction from agriculture to non-agricultural activities and then from industry to services. One of the most important factors in the movement of inputs between sectors is total factor productivity therefore, in this research, it has been determined to what extent the positive shock of productivity can be effective on the process of structural change. The article answer two questions. First, will there be structural changes in Iran despite the positive productivity shock? And second, is there a potential for water transfer between Iran and neighboring countries with the positive productivity shock?

METHODOLOGY

In this study, calculable general equilibrium models have been used. The data required to simulate the scenarios proposed in this research is taken from the ninth version of GTAP. This version includes the world economy with 140 countries or regions and 57 economic sectors. It is not possible to present all relationships and equations in one article. In addition to the GTAP database, IMPACT data has also been used. The IMPACT model is a hybrid model of water simulation and agricultural partial balance. According to the objectives of the research, the aggregation model has been changed and instead of 140 regions or countries, in one aggregation, Iran and other regions and in other aggregations Iran and neighboring countries (Pakistan, Turkey, Russia, Kazakhstan, UAE, Armenia, Azerbaijan, Bahrain, Kuwait, Oman, Qatar, Saudi Arabia) are considered. 57 parts of the model have been changed to 13 parts and 5 production factors to 8 production factors, these changes are as follows. The sectors include: 1. Agriculture (rice, wheat, oilseeds) 2. Other crops (cereals, fruits, vegetables...) 3. husbandry 4. Forestry 5. Fisheries 6. Coal 7. Oil 8. Gas 9. Industry 10. Petrochemical 11. Electricity 12. Water 13. Services. Factors of production include: water, land, rainfed land, pasture land, skilled labor, unskilled labor, capital and natural resources. One of the most important factors affecting the demand input is productivity, so it has been tried to evaluate the effect of changing this variable in a computable general equilibrium model structure. Productivity shock is considered 0.6% according to the trend of changes in productivity and taking into account Iran's economic conditions, including sanctions and the international crisis such as Corona. Two scenarios are considered in this article. The first scenario of productivity shock for Iran and the second scenario of productivity shock for Iran and neighboring countries.

FINDINGS

First scenario: Productivity shock in Iran

The positive productivity shock 0.6% has no effect on the demand for agriculture and other crops. But on the other three agricultural sectors, the impact on input demand is positive. Oil and gas sectors reduce demand for water with productivity shock. The water demand of the industrial sector is more than all other sub-sectors. That is, with a productivity shock the industrial sector can demand more water, and considering its share of value added, it can be concluded that the transfer of water from agriculture to industry can be justified. The results showed that the productivity shock

Shahid Chamran University of Ahvaz
Quarterly Journal of Quantitative Economics
(former Economic Studies)

reduces the average growth of skilled and non-skilled laborers in economic sectors, increasing the capital demand on average. Therefore, the defined shock provides a basis for structural changes in Iran.The productivity shock has increased production in most sectors, but notic that the shock in the sectors that have increased water demand has also increased production. But the important point is that the production growth of the industrial sector is much higher than the increase in the demand of this sector for water, which shows the importance of water in the industrial sector. The average comparison of production growth in agriculture and production growth in the industry and services sector is a confirmation of the transfer of water from the agriculture sector to the industry sector.

Second scenario: Productivity shock in Iran and neighboring countries

The effect of the productivity shock in the neighboring countries shows that the structural changes in these countries have a slower process than in Iran.

The results show that even though the economic sectors of bordering countries react to water demand, considering the size of the countries and the contribution of value added of the sectors in the GDP, the justification of water transfer is defensible. This issue can justify the longrun of moving water from neighboring countries to Iran. That is, if there is regional convergence that leads to an increase in productivity, it can provide the potential of transferring water from neighboring countries to Iran. However, to justify economic convergence, it is necessary to use other methods, including gravity models. But we must accept that economic convergence increases productivity. Therefore, the conditions of convergence between Iran and the bordering countries can provide the potential of moving water between these countries

CONCLUSION

In this research, the effect of the positive productivity on structural changes has been investigated. The results showed that the productivity shock reduces the average growth of skilled and non-skilled laborers in economic sectors, increasing the capital demand on average. Therefore, the defined shock provides a basis for structural changes in Iran. Also, the positive shock of productivity can affect the demand for water in the economic sector due to its effect on allocating resources in the economic sector .The results of the 0.6% productivity simulation model for Iran and the rest of the world showed that in the economic sector, structural changes occur through changes in demand

for labor and capital. This process occurs if economic growth is shaped by an unbalanced and unstable pattern. On the other hand, a model with a production efficiency of 0.6 percent has been simulated for Iran and neighboring countries . This simulation showed that due to various effects of this impulse on water demand in different economic sectors, there is the potential for water transfer between Iran and neighboring countries. Therefore, one of the appropriate strategies to achieve the optimal use of water is to investigate the possibility of transferring water between geographical borders. The specific policy suggestions of the research are that, firstly, because the productivity index plays a decisive role in the structural changes, therefore any effective step that can improve productivity has also managed structural changes. Secondly, moving towards water-centered economic convergence between Iran and bordering countries can help in the optimal allocation of water resources.

Reference

Ahangari, A., & Khoramzadeh, A. (2012). Investigation the Effect of Structural Changes on GDP in Iran: with emphasis on product, Export and Labour Productivity. *Quarterly Journal of Quantitative Economics (JQE)*, *9*(1), 71-88. (in persian). doi: 10.22055/jqe.2012.10588

Aizenman, J., Lee, M., & Park, D. (2012). The relationship between structural change and inequality: A conceptual overview with special reference to developing Asia. ADBI Working Paper. No. 396. doi: 10.2139/ssrn.2175383

Antoci, A., Borghesi, S. & Sodini, M. Water Resource Use and Competition in an Evolutionary Model. Water Resour Manage 31, 2523–2543 (2017). doi:org/10.1007/s11269-016-1391-x

Berbel, J., & Gómez-Limón, J. A. (2000). The impact of water-pricing policy in Spain: an analysis of three irrigated areas. Agricultural Water Management. 43(2), 219-238. doi: 10.1016/S0378-3774(99)00056-6

Berrittella, M., Hoekstra, A. Y., Rehdanz, K., Roson, R., & Tol, R. S. (2007). The economic impact of restricted water supply: A computable general equilibrium analysis. Water research, 41(8), 1799-1813. doi:10.1016/j.watres.2007.01.010

Bontemps, C., & Couture, S. (2002). Irrigation water demand for the decision maker. Environment and development economics, 7(4), 643-657.doi: 10.1017/S1355770X02000396

Booker, J. F., Howitt, R. E., Michelsen, A. M., & Young, R. A. (2012). Economics and the modeling of water resources and policies. *Natural Resource Modeling*, 25(1), 168-218. doi:org/10.1111/j.1939-7445.2011.00105.x

Borgomeo, E., Hall, J. W., & Salehin, M. (2017). Avoiding the water-poverty trap: insights from a conceptual human-water dynamical model for coastal Bangladesh. *International Journal of Water Resources Development*, 34(6), 900-922. doi.org/10.1080/07900627.2017.1331842

Burfisher, M.(2011). Introduction to computable general equilibrium models.(Bazazan,f. soleymanimovahed,M, Trans.). (Original work published 1995)

Calzadilla, A., Rehdanz, K., & Tol, R. S. (2011). The GTAP-W model: accounting for water use in agriculture (No. 1745). Kiel Institute for the World Economy. http://hdl.handle.net/10419/54939

Cazcarro, I., Duarte, R., Sánchez Chóliz, J., & Sarasa, C. (2019). Water and production reallocation in the Spanish agri-food system. Economic Systems Research, 32(2), 278-299. doi.org/10.1080/09535314.2019.1693982

Currais Monteiro, H. P. (2005). Water pricing models: a survey. DINAMIA-Research Centre on Socioeconomic Change Working Paper, (2005/45). http://hdl.handle.net/10071/505

Dabi, D. D., & Anderson, W. P. (1999). Development of a commodity-by-industry economic-ecological model of water demand in a rural economy. Journal of Environmental Planning and Management, 42(5), 707-734. doi.org/10.1080/09640569910966

Dachraoui, K., & Harchaoui, T. M. (2004). Water use, shadow prices and the Canadian business sector productivity performance. https://dx.doi.org/10.2139/ssrn.1375627.

Duan, Y., & Liu, G. (2016). Water Resource Pricing Study Based on Water Quality Fuzzy Evaluation: A Case Study of Hefei City. *Computational*

Water, Energy, and Environmental Engineering, 5(4), 99-111. 10.4236/cweee.2016.54010

Easter, K. W. (1987). Inadequate Management and Declining Infrastructure: The Critical Recurring Cost Problem Facing Irrigation in Asia. *Economic Reports*, (6923). doi: 10.22004/ag.econ.6923

Fam, D. M., Turner, A., Latimer, G., Liu, A., Giurco, D., & Starr, P. (2017). Convergence of the waste and water sectors: risks, opportunities and future trends–discussion paper, pp. 1–24. *Institute for Sustainable Futures*, UTS: Sydney, Australia. View/Download from: UTS OPUS

Gohin, A., & Hertel, T. W. (2003). A note on the CES functional form and its use in the GTAP model (No. 2). Center for Global Trade Analysis, Purdue University, 1-14

Goodman, D. J. (2000). More reservoirs or transfers? A computable general equilibrium analysis of projected water shortages in the Arkansas River Basin. *Journal of Agricultural and Resource Economics*, 698-713.

Hosseinzadeh, R., Dadras moghadam, A., & gharanjik, M. (2021). The effect of structural changes on regional economic growth: spatial panel approach. *Quarterly Journal of Quantitative Economics (JQE)*, *18*(1), 51-62. doi: 10.22055/jqe.2020.31664.2175 [In Persian]

Hertel, T., & Liu, J. (2019). Implications of water scarcity for economic growth. In *Economy-wide modeling of water at regional and global scales* (pp. 11-35). Springer, Singapore. doi: 10.1007/978-981-13-6101-2_2

Hosseinzadeh, R., Dadras moghadam, A., & gharanjik, M. (2021). The effect of structural changes on regional economic growth: spatial panel approach. *Quarterly Journal of Quantitative Economics(JQE)*, *18*(1), 51-62. (in persian) .doi: 10.22055/jqe.2020.31664.2175

Koopman, J. F., Kuik, O., Tol, R. S., & Brouwer, R. (2017). The potential of water markets to allocate water between industry, agriculture, and public water utilities as an adaptation mechanism to climate change. Mitigation and adaptation strategies for global change, 22(2), 325-347. 10.1007/s11027-015-9662-z

Liu, X., Chen, X., & Wang, S. (2009). Evaluating and predicting shadow prices of water resources in China and its nine major river basins.

Water resources management, 23(8), 1467-1478.doi: 10.1007/s11269-008-9336-7

Mahinizadeh, M, Yavari, K, Jalaee, S. A, Jafarzadeh, B. (1398). The effect of structural changes on economic welfare in Iran, the approach of calculable general equilibrium models. Financial Economics , 13 (48), 167-190.(in persain) https://doi.org/10.22111/ijbds.2020.5438

Marston, L., & Cai, X. (2016). An overview of water reallocation and the barriers to its implementation. Wiley Interdisciplinary Reviews Water, 3(5), 658-677 doi.org/10.1002/wat2.1159

Martens, A., & Decaluwé, B. (1988). CGE modeling and developing economies: A concise empirical survey of 73 applications to 26 countries. *Journal of Policy Modeling*, *10*(4), 529-568. doi: 10.1016/0161-8938(88)90019-1

Marzano, R., Rougé, C., Garrone, P., Grilli, L., Harou, J. J., & Pulido-Velazquez, M. (2018). Determinants of the price response to residential water tariffs: Meta-analysis and beyond. *Environmental Modelling & Software*, 101, 236-248. doi:org/10.1016/j.envsoft.2017.12.017

Mehrara, M., ahmadzadeh, E. (2010). The Impacts of Total Factor Productivity (TFP) on the Growth of the Iran's Main Economy Sectors. Journal of Economic Research (Tahghighat- E- Eghtesadi), 44(2),(in persain) 20.1001.1.00398969.1388.44.2.10.6

Meinzen-Dick, R. (2006). Water reallocation: Challenges, threats, and solutions for the poor (No. HDOCPA-2006-41). Human Development Report Office (HDRO), United Nations Development Programme (UNDP).

Mesquita, A. M., & Ruiz, R. M. (2013). A financial economic model for urban water pricing in Brazil. Urban water journal, 10(2), 85-96. doi: 10.1080/1573062X.2012.699073

Mohammadi, T., Akbarifard, H. (2008). The Effects of Productivity Shocks on Economic Growth in Iran. Iranian Journal of Economic Research, 11(35), 177-204.(in persian) https://ijer.atu.ac.ir/article_3603.html

Mohayidin, G., Attari, J., Sadeghi, A., & Hussein, M. A. (2009). Review of water pricing theories and related models. African Journal of Agricultural Research, 4(11), 1536-1544.

https://academicjournals.org/journal/AJAR/article-abstract/5DC465232296

Molinos-Senante, M. (2014). Water rate to manage residential water demand with seasonality: peak-load pricing and increasing block rates approach. *Water policy*, 16(5), 930-944. doi:10.2166/wp.2014.180

Monteiro, H., & Roseta-Palma, C. (2011). Pricing for scarcity? An efficiency analysis of increasing block tariffs. *Water Resources Research*, 47(6). doi:10.1029/2010WR009200

Mukherjee, N., 1996. Water and land in South Africa: economywide impacts of reform--a case study for the Olifants river.*Natural Resources Modeling* 2012(25):168–218.dio: 10.22004/ag.econ.97763

Quazi, R. M. (2001). Strategic water resources planning: A case study of Bangladesh. *Water resources management*, 15(3), 165-186. doi:10.1023/A:1013087701408

Randall, A. (1981). Property entitlements and pricing policies for a maturing water economy. *Australian Journal of Agricultural Economics*, 25(3), 195-220. doi:org/10.1111/j.1467-8489.1981.tb00398.x

Reynaud, A. (2003). An econometric estimation of industrial water demand in France. *Environmental and Resource Economics*, 25(2), 213-232. doi:10.1023/A:1023992322236

Roson, R., & Sartori, M. (2015). System-wide implications of changing water availability and agricultural productivity in the Mediterranean economies. *Water Economics and Policy*, 1(01), 1450001. doi:10.1142/S2382624X14500015

Roson, R., & Damania, R. (2016). Simulating the macroeconomic impact of future water scarcity: An assessment of alternative scenarios. *University Ca'Foscari of Venice, Dept. of Economics Research Paper Series No*, 7.

https://www.gtap.agecon.purdue.edu/resources/res_display.asp?recordid=4909

Seung, C. K., Harris, T. R., MacDiarmid, T. R., & Shaw, W. D. (1998). Economic impacts of water reallocation: A CGE analysis for walker

river basin of Nevada and California. *Journal of Regional Analysis and Policy*, 28(1100-2016-89752), 13-34 doi: 10.22004/ag.econ.130523

Tajrishi, M.,& Abrishamchi, A,(2004). Water resources demand management in the country,*1Symposium of National Resources Loss Prevention*.(in persain)

Taheripour, F., Hertel, T. W., & Liu, J. (2013). Introducing water by river basin into the GTAP-BIO model: GTAP-BIO-W (No. 283495). Purdue University, Center for Global Trade Analysis, *Global Trade Analysis Project*. Doi 10.22004/ag.econ.283495

Vahedizade, S., Forouhar, L., Kerachian, R. (2018). Comparative Study of International Water Markets. *Iran-Water Resources Research*, 14(4), 184-197(in persain)

پیوست : (علائم به کار رفته در پژوهش)

Wtr: آب

RfLand: زمین‌های دیم

Lnd: زمین‌های قابل آبیاری

YRj,: نسبت بازدهی آبیاری به بازدهی دیم بخش j در منطقهr

qfei,j,r: تقاضای نهادهi در صنعت j در منطقه r

qlwj,r: ترکیب زمین آبیاری و آب در صنعت j در منطقه r

qkej,r : ترکیب سرمایه و انرژی در صنعت j در منطقه r

qenj,r: ترکیب انرژی(الکتریکی و غیرالکتریکی) در صنعت j در منطقه r

qvaenj,r: ارزش افزوده در صنعت j در منطقه r

qoi,r: تولید صنعت کالای i در منطقهr

qfi,j,r: تقاضا برای کالای i برای استفاده توسط j در منطقهr

qnelj,r: ترکیب کالای غیر الکتریکی در صنعت j منطقهr

qncoalj,r: ترکیب انرژی غیر زغال سنگ در صنعت j منطقهr

pfei,j,r: قیمت بنگاه برای نهاده i در صنعت j

plwj,r: قیمت بنگاه برای ترکیب زمین قابل آبیاری وآب در صنعت j منطقهr

pkej,r: قیمت بنگاه برای ترکیب سرمایه و انرژی در صنعت j منطقهr

penj,r: قیمت انرژی(الکتریکی و غیرالکتریکی) در صنعت j در منطقه r

pfi,j,r: قیمت بنگاه برای کالای i برای استفاده در صنعت j در منطقهr
pvaenj,r: ارزش افزوده قیمت بنگاه در صنعتj در منطقه r
psi,r: قیمت عرضه کالای i در منطقهr
pnelj,r: قیمت کامپوزیت غیر الکتریکی در صنعت j منطقهr
pncoalj,r: قیمت کامپوزیت غیر ذغال سنگ در صنعت j منطقهr
afei,j,r: عامل اصلی افزایش تغییرات فنی توسط صنعت j منطقهr
afi,j,r: تغییرات فنی ایجاد شده از ترکیب نهاده‌های واسطه‌ای
avai,r: افزایش ارزش افزوده تغییر فنی در بخش I منطقهr
aoj,r: خروجی افزایش تغییرات فنی در بخش j منطقهr
ELLWj,r: کشش جایگزینی بین زمین قابل آبیاری و آب درj
ELKEj,r: کشش جانشینی بین سرمایه و ترکیب انرژی در j
ESUBVAj: کشش جانشینی در ارزش افزوده تولید در j
ESUBTj: کشش جانشینی ترکیب نهاده‌های واسطه‌ای در تولید

Quarterly Journal of Quantitative Economics(JQE) **(2023) 20(1) 32-73**

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 Stress on the Stock Return of Accepted Industries in Tehran Stock Exchange

Mahdieh Rezagholizadeh *, Zahra (Mila) Elmi **, Saeid Mohammadi Majd ***

** Assistant Professor of Economics, Faculty of Economics and Administrative Sciences, University of Mazandaran, Babolsar, Iran. (Corresponding Author).*
Email: *m.gholizadeh@umz.ac.ir*
0000-0003-1172-4824
Postal address*: Faculty of Economics and Administrative Sciences, University of Mazandaran, Babolsar, Iran*
*** Professor of Economics, Faculty of Economics and Administrative Sciences, University of Mazandaran, Babolsar, Iran.*
Email*: zelmila@yahoo.com*

**** Master of Economics, Faculty of Economics and Administrative Sciences, University of Mazandaran, Babolsar, Iran.*
Email: *saeedmohammadi4857@gmail.com*

ARTICLE HISTORY	JEL CLASSIFICATION	KEYWORDS
Received: 12 October 2020 ***Revision: 8 March 2021*** ***Acceptance: 19 March 2021***	***E44, G20, C01***	***Financial stress, stock returns, industry, Tehran Stock Exchange***

Acknowledgments: The authors would like to acknowledge the valuable comments and suggestions of the reviewers, which have improved the quality of this paper.
Conflict of Interest: The authors declare no conflict of interest.
Funding: The authors received no financial support for the research, authorship, and publication of this article.

How to Cite:
Rezagholizadeh, Mahdieh., Elmi, Zahra (Mila) & Mohammadi Majd, Saeid. (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.
10.22055/JQE.2021.35405.2284

© 2023 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

Since increasing stress in financial markets is important for analysis and forecasting of economic activities and can be reflected in many variables of the financial market, recognizing the main sources of financial stress and its effects on various economic activities and sectors is one of the most important areas in the financial discussions. Considering the importance of this issue, in the present research, the financial stress index in Iran will be calculated, and then the short-term and long-term relationship between financial stress and stock returns of top industries in the Tehran Stock Exchange by using the panel method in the form of a multivariate model will be evaluated during the period of 1384-1398 using daily data. The analysis of this relationship in the long and short term will be investigated using Co integration and Panel Error Correction Model (PECM) and dynamic ordinary least squares (DOLS) methods will be used to investigate the long-term dynamic relationship between model variables. It should be noted that in order to more accurately analyze, in addition to investigation the effects of total financial stress index FSI (which is a combined index of financial stress in the capital, currency and money markets) on the stock returns of the studied industries, the financial stress index of each markets (money, capital and exchange market) has been entered into the model separately and we have investigated the effect of financial stress index in each of studied financial markets on the stock returns.

Shahid Chamran University of Ahvaz
Quarterly Journal of Quantitative Economics
(former Economic Studies)

METHODOLOGY

In this research, in order to investigate the effect of financial stress, oil price and other independent variables on the stock returns of the studied industries, in the form of a multivariate panel model and the analysis of long-term and short-term coefficients, using Pedroni panel data method (Pedroni 1999&2004) and The panel error correction model (PECM) is used, and for this purpose the following is considered:

$$SR_{it} = \alpha + \beta_1 FSI_{it} + \beta_2 INF_{it} + \beta_3 INT_{it} + \beta_4 RER_{it} + \beta_5 OIL_{it} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

SR: stock returns of the top industries in the Tehran Stock Exchange. This variable is calculated using the following: (Maditinos., & Theriou, 2011)

$$R_{i,t} = \log(T_{i,t} / T_{i,t-1}) \quad (2)$$

Ti,t is the stock price index of industry i in period t.
FSI: Financial Stress Index
INF: inflation rate
INT: Interest rate
RER: real exchange rate

$$RER = ER.\frac{CPI^*}{CPI} \quad (3)$$

ER: Nominal exchange rate
CPI*: Foreign CPI
CPI: Domestic CPI
OIL: oil price

FINDINGS

The results show that in all four estimated models, the effect of the financial stress index on the stock returns of industries is negative and statistically significant. The estimated coefficients for the oil price variable are positive in all four models, which are statistically significant in all models.The estimated coefficients for the inflation rate variable in all models have a negative sign and are statistically significant.The estimation results indicate the positive effect of the interest rate on the stock returns of the studied industries.Based on the obtained results, the exchange rate in all models will have a positive effect on the stock returns.

CONCLUSION

The results indicate that in all four estimated models, the effect of financial stress index on industry stock returns is negative and statistically significant. In other words, financial stress in the studied markets, including the capital market, money market and foreign exchange market has a negative impact on the stock returns of industries and decrease stock returns of these industries. Also, the research findings show that in all estimated models, oil prices, exchange rates and interest rates have a positive effect on stock returns of the studied industries in Iran. In addition, the findings show that the estimated coefficients for the inflation rate variable are negative in all models and are statistically significant.

Reference

Afonso, A., & Sousa, R. M. (2011). What are the effects of fiscal policy on asset markets?. *Economic Modelling*, *28*(4), 1871-1890.

Ahmadian, Azam., (2016). Analysis of banking stress index in the country's banking network. *Economic News Quarterly*, 144,33-36. Available at: https://t-e.mbri.ac.ir (in persian).

Aloui, C., Nguyen, D.K. & Njeh, H., (2012). Assessing the impacts of oil price fluctuations on stock returns in emerging markets. *Economic Modelling*, 29(6), 2686-2695.

Asadi, Z., & Yavari, K. (2022). The Effect of Sanctions on Financial Instability of Iranian Banks. *Quarterly Journal of Quantitative Economics (JQE)*, *18*(4), 1-35. doi: 10.22055/jqe.2020.30490.2131 [In Persian]

Central Bank of the Islamic Republic of Iran, different years. (In Persian) https://www.cbi.ir/

Breitung, E. M., Shu, C. F., & McMahon, R. J. (2000). Thiazole and thiophene analogues of donor− acceptor stilbenes: molecular hyperpolarizabilities and structure− property relationships. *Journal of the American Chemical Society*, *122*(6), 1154-1160.

Bollerslev, T., (1986). Generalized autoregressive conditional heteroskedasticity. *Journal of econometrics*, 31(3), 307-327.

Shahid Chamran University of Ahvaz
Quarterly Journal of Quantitative Economics
(former Economic Studies)

Caprio, G. & Klingebiel, D., (1999). Bank insolvencies: cross-country experience. *The World Bank*.

Cevik, E.I., Dibooglu, S. & Kenc, T. (2013). Measuring financial stress. *Journal of Policy Modeling*, 35(2), 370-383.

Caballero, R.J. & Krishnamurthy, A., (2008). Collective risk management in a flight to quality episode. *The Journal of Finance*, 63(5), 2195-2230.

Cardarelli, R., Elekdag, S. & Lall, S., (2009). Financial stress, downturns, and recoveries (No. 2009-2100). *International Monetary Fund*.

Wallace, C. (2013). Financial stress and its impact on economic activity: evidence from Jamaica. *Bank of Jamaica*, Financial Stability

Frankel, J.A. & Rose, A.K., (1996). Currency crashes in emerging markets: An empirical treatment.

dargahi, H., & Nikjoo, F. (2013). A Financial Stress Index for the Economy of Iran and its Impacts on Economic Growth. *Journal of Economic Research (Tahghighat- E- Eghtesadi)*, *47*(4), 19-40. doi: 10.22059/jte.2013.30191. (In Persian)

Davig, T., & Hakkio, C. (2010). What is the effect of financial stress on economic activity. *Federal Reserve Bank of Kansas City, Economic Review*, *95*(2), 35-62.

Hollo, D., Kremer, M. & Lo Duca, M., (2012). CISS-a composite indicator of systemic stress in the financial system.

hamedi ، azimi ، mardi,. (2013). stress management. (In Persian) https://www.sid.ir/FileServer/SF/9451397H0538

Hakkio, C. & Keeton, W., (2009). Financial stress: what is it?. *Economic Review*, 94(2), 5-50.

Hautsch, N. & Hess, D., (2007). Bayesian learning in financial markets. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 42(1), 189-208.

Illing, M. & Liu, Y., (2006). Measuring financial stress in a developed country. *Journal of Financial Stability*, 2(3), 243-265.

Im, Kyung So, M. Hashem Pesaran, and Yongcheol Shin. "Testing for unit roots in heterogeneous panels." *Journal of econometrics*, 115.1(2003): 53-74.

Philippe, J., (2001). Value at risk: the new benchmark for managing financial risk. NY: McGraw-Hill Professional.

Kao, Chihwa. "Spurious regression and residual-based tests for cointegration in panel data." *Journal of econometrics*, 90.1 (1999): 1-44.

Kordloui, Hamid Reza,. & Asian Taheri, Fatemeh (2015). Determining the index of financial stress in the banking, foreign exchange and insurance markets. *Journal of Business Management, 8(30),* 1-18. Available at: https://bmj.ctb.iau.ir/ (in persian)

Levin, A., Lin, C.F. & Chu, C.S.J., (2002). Unit root tests in panel data: asymptotic and finite-sample properties. *Journal of econometrics*, 108(1), 1-24.

Logan, A., (2000). The early 1990s small banks crisis: leading indicators. *Bank of England Financial Stability Review*, 9, 130-45.

Maddala, G.S., Trost, R.P., Li, H. & Joutz, F., (1997). Estimation of short-run and long-run elasticities of energy demand from panel data using shrinkage estimators. *Journal of Business & Economic Statistics*, 15(1), 90-100.

Maddala, G.S. & Wu, S., (1999). A comparative study of unit root tests with panel data and a new simple test. *Oxford Bulletin of Economics and statistics*, 61(S1), 631-652.

Manzoor, D., Rajabi, S., & Ranjbaran, R. (2022). Modeling and Measuring the Effectiveness of Positive Shocks in the Financial Sector of Iran's Economy. *Quarterly Journal of Quantitative Economics (JQE), 19*(2), 1-36. doi: 10.22055/jqe.2021.30929.2142 [In Persian]

Mark, N.C. & Sul, D., (2002). Asymptotic Power Advantages of Long-Horizon Regression Tests. Ohio State University.

Matoufi , alireza. (2019). 'Explaining the characteristics of financial stress in the Iranian capital market', Investment Knowledge, 7 (26), 237-258.

Nelson, W.R. & Perli, R., (2007). Selected indicators of financial stability. Risk Measurement and Systemic Risk, 4, 343-372.

Oet Mikhail, V., Ryan, E., Timothy, B., Dieter, G., & Ong Stephen, J., (2011). The Financial Stress Index: Identification of Systemic Risk Conditions. Federal Reserve Bank of Cleveland, Working Paper 11-30. http://www.clevelandfed.org/research/workpaper/2011/wp1130.pdf.

Ozturk, I., (2010). A literature survey on energy–growth nexus. *Energy policy*, 38(1), 340-349.

Pedroni, P., (2000). Fully modified OLS for heterogeneous cointegrated panels. *Advances in econometrics*, 15, 93-130.

Pesaran, M.H., Shin, Y. & Smith, R.P., (1999). Pooled mean group estimation of dynamic heterogeneous panels. *Journal of the american statistical association*, 94(446), 621-634.

Park, C. Y., & Mercado Jr, R. V. (2014). Determinants of financial stress in emerging market economies. *Journal of Banking & Finance*, 45, 199-224.

Fernandez, R.M. & Fernandez-Mateo, I., (2006). Networks, race, and hiring. *American sociological review*, 71(1), 42-71.

Reboredo, J.C. & Uddin, G.S., (2016). Do financial stress and policy uncertainty have an impact on the energy and metals markets? A quantile regression approach. *International Review of Economics & Finance*, 43, 284-298.

Shajari, Parasto., & Mohebkhah, Bita (2010). Early Warning System for Currency and Banking Crisis in Iran (KLR- Signaling Approach). *Journal of Monetary & Banking Research*, 2(4), 115- 152. Available at: https://jmbr.mbri.ac.ir/browse.php?a_id=48&sid=1&slc_lang=en (In Persian)

Salimifar, M., Razmi, M. J., & Abou - Torabi, M. (2010). The Survey of the Financial Development Indicators Causality Relationship with Economic Growth in Iran. *Quarterly Journal of Quantitative Economics*, *7*(1), 75-103. doi: 10.22055/jqe.2010.10659 (in persian)

Theriou, N., Maditinos, D., & Theriou, G. (2010). Knowledge Management Enabler Factors and Firm Performance: An empirical research of the

Greek medium and large firms. *Paper presented at the International Conference on Applied Business and Economics*, Technological Educational Institute of Kavala, Kavala, Greece, 1-20

Van Roye, B., (2011). Financial stress and economic activity in Germany and the Euro Area (No. 1743). Kiel Working Paper.

Sandahl, J.F., Holmfeldt, M., Rydén, A. and Strömqvist, M., (2013). An index of financial stress for Sweden. S v ER ig ESR ik S bank, p.2.

Wallace, C., (2013). Financial stress and its impact on economic activity: evidence from Jamaica. Bank of Jamaica, Financial Stability.

Vila, A., (2000), March. Asset price crises and banking crises: some empirical evidence. *BIS conference papers* (Vol. 8, No. March, 232-252).

Westerlund, J., (2007). Testing for error correction in panel data. *Oxford Bulletin of Economics and statistics*, 69(6), 709-748.

Quarterly Journal of Quantitative Economics(JQE) **(2023) 20(1) 74-98**

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

Consumer Behavior Response to Macroeconomic Uncertainty (Case study: OPEC Countries)

Mohammad Taher Ahmadi Shadmehri, Taghi Ebrahimi Salari**, Zeinab Shabani Koshalshahi***, Amir Abbas Ajori Ayask*****

** Associate Professor of Economics, Faculty of Economics and Administrative Sciences, Ferdowsi University of Mashhad, Mashhad, Iran. (Corresponding Author)*
Email: *shadmhri@um.ac.ir*
0000-0003-2860-2866
Postal address*: Azadi Square, Mashhad, Razavi Khorasan Province, Iran.*
*** Associate Professor of Economics, Faculty of Economics and Administrative Sciences, Ferdowsi University of Mashhad, Mashhad, Iran*
Email: *ebrahimi@um.ac.ir*
**** PhD Student of Economics, Faculty of Economics and Administrative Sciences, Ferdowsi University of Mashhad, Mashhad, Iran.*
Email: *ze.shabanikoshalshahi@mail.um.ac.ir*
***** PhD Student of Economics, Faculty of Economics and Administrative Sciences, Ferdowsi University of Mashhad, Mashhad, Iran.*
Email: *amirabas.ajori@mail.um.ac.ir*

ARTICLE HISTORY	JEL CLASSIFICATION	KEYWORDS
Received: 03 January 2021 ***revision: 20 May 2021*** ***acceptance: 26 June 2021***	***E44, G20, C01***	***Consumer Behavior, Macroeconomic Uncertainty Macroeconomic Instability Index (MII), OPEC Countries, Panel Threshold Regression (PTR) Model***

Acknowledgments: The authors would like to acknowledge the valuable comments and suggestions of the reviewers, which have improved the quality of this paper.
Conflict of Interest: The authors declare no conflict of interest.
Funding: The authors received no financial support for the research, authorship, and publication of this article.

How to Cite:
Ahmadi Shadmehri, M. T., Ebrahimi Salari, T., Zeinab Shabani Koshalshahi, Z. & Ajori Ayask, A. A. (2023). Consumer Behavior Response to Macroeconomic Uncertainty (Case study: OPEC Countries). *Quarterly Journal of Quantitative Economics(JQE)*, 20 (1), 74-98.
10.22055/jqe.2021.36248.2324

© 2023 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

Economic growth, effective factors and how to promote it have always been one of the most challenging issues in the economics and the most important goals of economic systems. Economic stability has been regarded as conspicuous among the factors affecting the growth. So, instability will change the outlook and make the results of economic activities unpredictable. Uncertainty is one of the concepts related to economic instability that has a long history in the economic literature. Considering the wide dimensions of the impact of uncertainty on the country's economy, addressing the impact of key economic variables on the issue of uncertainty is of great importance. Since Keynes introduced consumption as a function of income, various forms of income have become an integral part of the set of factors affecting consumption in all economic schools. The income needed to finance consumption also requires high and continuous economic growth. Therefore, uncertainty is also expected to affect consumption behavior.

METHODOLOGY

Given the importance of this issue, this study was to investigate the direct and interactive effect of uncertainty on the consumers' behavior. In this regard, the maximum available data on consumption expenditures (As an alternative

Shahid Chamran University of Ahvaz
Quarterly Journal of Quantitative Economics
(former Economic Studies)

of consumption), revenues, and money supply of OPEC countries over the period 2006–2018 was addressed. The economic uncertainty index was also calculated by MII method. All variables were considered in logarithmic and per capita form. Also, according to the nature of the model and the data used, the panel threshold Regression (PTR) model was used. In this model, the direct effect of uncertainty were measured by introducing the uncertainty index in the equation, and the interactive effect were measured by studying the role of the uncertainty index in the explanatory variables' effect. Using this model required the presence of a threshold and a nonlinear relationship between the variables. Accordingly, the threshold effect test was used.

FINDINGS

The results of threshold effect test showed that one threshold value for the uncertainty variable was confirmed. The results indicated that the uncertainty variable, as expected, has a negative effect on the logarithm of per capita consumption expenditure. The need for precautionary savings and uncertainty about the sufficiency of income in financing consumer needs due to increased uncertainty reduces current consumption expenditures. The variable of per capita money (as representative of individual wealth) in both regims had a positive effect on the logarithm of per capita consumption expenditure. The magnitude of the coefficients indicated that at high levels of uncertainty, this effect was reduced. The logarithm of per capita income also in both regims had a positive effect on the logarithm of per capita consumption expenditure. However, at high levels of uncertainty, this effect was reduced.

CONCLUSION

According to the results, it can be said that that uncertainty had a negative significant effect on per capita consumption expenditures in the countries and period under study. The variables of per capita income and wealth had a positive significant effect on consumption expenditures. In contrast, there is a positive and significant correlation between the variables of per capita income and wealth with current consumption expenditures. However, the effect of these variables was asymmetric in different uncertainty regimes. So that at high levels of uncertainty, this effect was reduced. Therefore, it can be said that uncertainty will also indirectly affect consumption expenditures by affecting income and wealth. Given the results of the study and the widespread dimensions of uncertainty, the study's authors advise policymakers to be committed to the announced policies and to exercise

caution in implementing discretionary policies. It is also suggested that the study of the future consequences of uncertainty using futuristic methods (Futures studies) be given more attention by other researchers.

REFERENCES

Aaberge, R., Liu, K., & Zhu, Y. (2016). Political Uncertainty and Household Savings. *Journal of Comparative Economics*, *2*(26), 1-17. Doi: 10.1016/j.jce.2015.12.011.

Alper, A. E. (2018). The Relationship of Economic Growth with Consumption, Investment, Unemployment Rates, Saving Rates and Portfolio Investments in The Developing Countries. *Gaziantep University Journal of Social Sciences*, 980-987.

Boldeanu, F. T., & Constantinescu, L. (2015). The Main Determinants Affecting Economic Growth. *Bulletin of the Transilvania University of Braşov Series V: Economic Sciences*, *5*(57), 2, 329-338.

Coibion, O., Georgarakos, D., Gorodnichenko, Y., Kenny, G., & Weber, M. (2021). The Effect of Macroeconomic Uncertainty on Household Spending. *IZA Institute of Labor Economics, Discussion Paper Series, 14213*. Retrieved from: http://ftp.iza.org/dp14213.pdf.

Cosar, E. E., & Sahinoz, S. (2018). Quantifying Uncertainty and Identifying its Impacts on the Turkish Economy. *Central Bank of the Republic of Turkey, 18/06*. Retrieved from: http://www.tcmb.gov.tr/wps

Dehghan Menshadi, M., & Pourrahim, P. (2013). The Examination of the Relationship between Macroeconomic Instability and Economic Growth in Iran. *Quarterly Journal of Economic Research and Policy, 21*(67), 171-192 (in Persian). Retrieved from http://qjerp.ir/article-1-535-fa.html

Doustjavid, M., & Tehranchian, A. M. (2017). Asymmetric Effects of the Real Exchange Rate Shocks on Private Consumption Expenditures in Iran. *Journal of Monetary and Banking Research, 10*(34), 533-558 (in Persian). Retrieved from: https://jmbr.mbri.ac.ir/article-1-678-fa.html

Elyaspour, B., Dashtban, M., & Dashtban Farouji, S. (2018). The Effect of Public Expenditure and Macroeconomic Uncertainty on the Private Sector Investment in Iran. *Journal of Economics and Modelling, 9*(2), 67-99. Doi: 20.1001.1.24765775.1397.9.2.3.0

Fernandez Corugedo, E. (2004). *Consumption Theory*. Handbooks in Central Banking, Bank of England.

Ferrara, L.; Lhuissier, S., & Tripier, F. (2017). Uncertainty Fluctuations: Measures, Effects and Macroeconomic Policy Challenges. *CEPII*, Research and Expertise on the World Economy, Policy Brief, *20*, 1-16.

Gaskari, R., Ghanbari, H., & Eghbali, A. (2007). Instability in Macroeconomic and Private Sector Investment in Iran. *Economic Research Journal*, 6(23), 113-131 (in Persian). Retrieved from: https://joer.atu.ac.ir/article_2965.html

Hadjimichael, M. T., Ghura, D., Muhleisen, M., Nord, R., & Ucer, E. M. (1994). Effects of Macroeconomic Stability on Growth, Savings, and Investment. *International Monetary Fund*, African Department, *98*, 1-113.

Iyke, B. N., & Ho, S. Y. (2019). Consumption and Exchange Rate Uncertainty: Evidence from Selected Asian Countries. *Wiley*, World Econ., 1-26. Retrieved from: https://onlinelibrary.wiley.com/doi/abs/10.1111/twec.12900.

Knotek II, E. S., & Khan, Sh. (2011). How Do Households Respond to Uncertainty Shocks?. *Economic Review*, Second Quarter Federal Reserve Bank of Kansas City, 5-34.

Larson, S. R. (2002). Uncertainty and Consumption in Keynes's Theory of Effective Demand. *Review of Political Economy*, *14*(2), 241-258.

Lotfalipour, M. R., Karimzadeh, M., & Enami, A. (2018). Investigating the Effects of Banking Resources Shock on Consumption and Investment in IRAN, by DSGE Approach. *Journal of Econometric Modelling*, *3*(10), 113-146 (in Persian). Doi: 10.22075/JEM.2019.16941.1265

Lugilde, A. (2018). Does Income Uncertainty Affect Spanish Household Consumption?. *MPRA Paper*, *87110*. Retrieved from: https://mpra.ub.uni-muenchen.de/87110/

Mamkiw, N. G. (2005). *Macroeconomics*. Worth Publishers.

Masayuki, M. (2017). Impact of Policy Uncertainty on Consumption and Saving Behavior: Evidence from a Survey on Consumers. *RIETI Discussion Paper Series*, *17-E-075*.

Molaei, M., & Ali, A. (2019). The Effects of Oil Revenues Shocks on Households' Consumption Expenditures in Iran. *Economic research*, *54*(1), 233-250 (in Persian). Doi: 10.22059/JTE.2019.264462.1007993.

Moore, A. (2016). Measuring Economic Uncertainty and Its Effects. Reserve Bank of Australia, *Research Discussion Paper*, *1*, 1-43.

Pordel, P. & Esfandiari, M. (2022). The Effect of Economic Policy Uncertainty on Oil Prices (Case Study: OPEC Countries). *Quarterly Journal of Quantitative Economics (JQE).* Doi: 10.22055/jqe.2022.39326.2441 [In Persian]

Rafiy, M., Adam, P., Bachmid, G., & Saenong, Z. (2018). An Analysis of the Effect of Consumption Spending and Investment on Indonesia's Economic Growth. *Iran. Econ. Rev.*, *22*(3), 757-770.

Rahmani, T., Pourrahim, P., & Dehghan Menshadi, M. (2012). The Examination of the Relationship between Macroeconomic Policies Instability and Income Distribution in Developing Countries. *Journal of Economic Policy, 4*(8), 181-201 (in Persian). Doi: 20.1001.1.26453967.1391.4.8.7.7.

Sakai, Y. (2016). J.M. Keynes versus F.H. Knight: How to Deal with Risk, Probability and Uncertainty. *CRR Discussion Paper Series* A: General 15. Retrieved from: https://ideas.repec.org/p/shg/dpapea/15.html

Seyfollahi, N. (2018). Investigating the Asymmetric Uncertainty Impact of Oil on Economic Growth by GMM. *Quarterly Journal of Quantitative Economics (former Economic Studies), 15*(3), 1-20 (in Persian). Doi:10.22055/jqe.2018.21549.1650.

Shafiei, S., Yavari, K., & Sahabi, B. (2017). The Effects of Government Expenditure Uncertainty on Households Consumption Expenditure in Iran. *Quarterly Journal of Economic Research (Sustainable growth and development), 17*(2), 25-47 (in Persian). Doi: 20.1001.1.17356768.1396.17.2.6.8.

Toma, S. V., Chitita, M., & Sarpe, D. (2012). Risk and Uncertainty. *Procedia Economics and Finance*, *3*, 975-980.

Wang, Q. (2015). Fixed-Effect Panel Threshold Model Using Stata. *The Stata Journal*, *15*, 121-134.

Yun, Y., & Jung, H. Y. (2020). Effects of Uncertainty Shocks on Household Consumption and Working Hours: A Fuzzy Cognitive Map-Based Approach. *Mathematics*, *8*(889), 1-13.

Zarei, Z., Ebrahimi, I. & Hematy, M. (2019). The Effects of Government Current and Development Expenditures on Private SectorConsumption Expenditures in Business Cycles. *Quarterly Journal of Quantitative Economics (former Economic Studies), 16*(3), 1-31 (in Persian). Doi: 10.22055/jqe.2019.19694.1495s

Quarterly Journal of Quantitative Economics(JQE) **20(1) 99-138**

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

Comparing the performance of Median or Mean and other risk indicators in Portfolio Optimization

Abbas Khandan*

* Assistant professor, Faculty of Economics, University of Kharazmi, Tehran, Iran. (Corresponding Author)
Email: *Khandan.abbas@khu.ac.ir*

0000-0002-4558-6653
Postal address**:** *Kharazmi University, No. 43. South Mofatteh Ave., Tehran, Iran. 15719-14911*

ARTICLE HISTORY	JEL CLASSIFICATION	KEYWORDS
Received: 27 February 2021	***C61 ،G11 ،C63***	**Portfolio Optimization, Mean, Median, Diversification**
Revision: 16 September 2021		
Acceptance: 25 October 2021		

Acknowledgments: The authors would like to acknowledge the valuable comments and suggestions of the reviewers, which have improved the quality of this paper.
Conflict of Interest: The author declare no conflict of interest.
Funding: The author received no financial support for the research, authorship, and publication of this article.

Khandan, Abbas. (2023). Comparing the performance of Median or Mean and other risk indicators in Portfolio Optimization. *Quarterly Journal of Quantitative Economics(JQE)*, 20 (1), 99-138.
10.22055/jqe.2021.36778.2349

© 2023 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

Markowitz model of asset portfolio optimization has some deficits, one of the most important of which is the normality assumption of stock market returns. Normality of returns has been rejected in numerous studies and has been shown that mean is not a good maximization objective anymore. Mean of returns is quite sensitive to outliers. There are three different ways of facing this problem in the literature. The first approach is generally to abandon the modern portfolio theory and turn to using meta-heuristic algorithms in portfolio optimization. The second approach still considers the modern portfolio theory important and valuable and uses it with adjustments. Some studies under the ultra-modern portfolio theory have focused on the inappropriateness of variance and use other measures of risk. Some others studies focus on drastic changes in the optimal portfolio as a result of changes in input values and use robust statistics. The third approach, on the other hand, tries to avoid the mentioned problems simply by using different parameters in optimization instead of average and variance. This paper based on the third approach seeks to use the median instead of the mean in stock portfolio optimization. The purpose is to compare the performance of mean and median in optimization. Moreover, the variance is not enough to control the risk because of heavy tails of return distribution and, thus, this paper incorporates various risk measures into models to test which one performs better beside median as an alternative to mean-variance models.

METHODOLOGY

Five median maximization models are presented with different risk measures of mean absolute deviations (MAD), value at risk (VaR), average value at risk (CVaR), and maximum loss (ML). Models are solved using GAMS software package and daily real data of twenty stocks from Tehran Stock Exchange from the beginning of 2016 to the end of 2019. For this purpose, the models are first employed for portfolio optimization in a certain period of 50 days. After computation, then the optimal weights are used for the next

Shahid Chamran University of Ahvaz
Quarterly Journal of Quantitative Economics
(former Economic Studies)

period of 50 days. This procedure is then repeated for the next 100 days to the end of 2019. Finally, the average and the distribution of returns of the optimal portfolio obtained from different models are compared with three other models: the mean optimization method without any control for risk, the mean optimization method subject to value at risk (VaR) constraint, and the portfolio with equal weights (EqW).

FINDINGS

Findings show that the median has a better performance in portfolio optimization. The model of median maximization gains higher returns in seventy percent of cases and a higher return on average. This means that a higher value of portfolio would be obtained using median in optimization. As a second conclusion, it was also shown that the median optimization method results in a portfolio with higher degree of diversification. The result remains true adding various risk measures to the model showing that median optimization instead of mean obtains a more diversified portfolio. In comparison among different median optimization models, it was also shown that CVaR and MAD risk measures controls the risk better than VaR and Maximum loss and obtains even further diversification.

CONCLUSION

The results generally show that portfolio optimization models based on the mean instead of the median and subject to risk measures of the average value at risk (VaR) and the mean absolute deviations (MAD) have a better performance in return maximization, control of risk and portfolio diversification.

References

Ansari Mahabadi, S.; Massah Bavani, A.R. & Bagheri, A. (2018). Improving Ansari Mahabadi, S.; Massah Bavani, A.R. & Bagheri, A. (2018). Improving adaptive capacity of social-ecological system of Tashk-Bakhtegan Lake basin to climate change effects – A methodology based on Post-Modern Portfolio Theory. *Ecohydrology & Hydrobiology, 18(4).* 365-378.

Azar, A., Yazdanian A. & Ghandehari M. (2019). Stock portfolio optimization using genetic algorithm and adaptive k-means method based on genetic algorithm. *Presented in the 4th Seminar of Mathematics and Humanities*, Tehran, Iran. https://www.sid.ir/paper/883624/fa [in Persian]

Benati, S. (2011). Heuristic methods for the optimal statistic medians problem. *Computers & Operations Research* 38(1), 379–386.

Benati, S. (2015). Using medians in portfolio optimization. *Journal of the Operational Research Society* 66, 720 –731.

Benati, S & Rizzi R. (2009). The optimal statistical median of a convex set of arrays. *Journal of Global Optimization*. 44 (1), 79–9.

Ben Salah, H.; Chaouch, M.; Gannoun, A.; De Peretti, C. & Trabelsi, A. (2018). Mean and median-based nonparametric estimation of returns in mean-downside risk portfolio frontier. *Annals of Operations Research, 262*. 653–681

Boyle, P. P., Siu, T. K., & Yang, H. (2002). Risk and probability measures. *Risk, 15(7).* 53–57

Branda, M.; Bucher, M.; Cervinka, M. & Schwartz, A. (2018). Convergence of a Scholtes-type regularization method for cardinality-constrained optimization problems with an application in sparse robust portfolio optimization. *Computational Optimization and Applications, 70*. 503-530.

Broadie, M. (1993). Computing efficient frontiers using estimated parameters. *Annals of Operations Research* 45(1), 21–58.

Chen, X.; Song, P.; Gao, K. & Qiao, Y. (2017). The Application in the Portfolio of China's A-share Market with Fama-French Five-Factor Model and the Robust Median Covariance Matrix. *International Journal of Economics, Finance and Management Sciences, 5(4).* 222-228.

Chen, J.M. (2016). A Four-Moment Capital Asset Pricing Model. In: *Postmodern Portfolio Theory*. Quantitative Perspectives on Behavioral Economics and Finance. Palgrave Macmillan, New York. https://doi.org/10.1057/978-1-137-54464-3_10

Cont, R. (2001). Empirical properties of asset returns: Stylized facts and statistical issues. *Quantitative Finance* 1(2), 223–236.

Cooper, L.; Evnine, J.; Finkelman, J.; Huntington, K. & Lynch, D. (2016). Social Finance and the Postmodern Portfolio: Theory and Practice. *The Journal of Wealth Management, 18(4)*. 9-21.

Dai, W. (2018). Mean-Entropy Models for Uncertainty Portfolio Selection. In: *Multi-Objective Optimization*; Springer: Singapore.

DeMiguel, V. & Nogales F.J. (2009). Portfolio selection with robust estimation. *Operations Research* 57(3), 560–577.

DeMiguel, V., Garlappi L. & Uppal R. (2009). Optimal versus naive diversification: How inefficient is the 1/N portfolio strategy? *Review of Financial Studies*, 22(5), 1915–1953.

Erfani, A. & Safari S. (2014). A study of return cyclical pattern monthly in Tehran stock (by using moving block bootstrap). *Financial Knowledge of Securities Analysis*, Vol. 7, No.22, PP. 47-59. https://jfksa.srbiau.ac.ir/article_2925.html?lang=en [in Persian]

Fabozzi, F. J.; Kolm, P. N.; Pachamanova, D. A. & Focardi, S. M. (2007). Robust Portfolio Optimization and Management. *John Wiley & Sons, Inc*., Hoboken, New Jersey.

Geambasu, C.; Sova, R.; Jianu, I. & Geambasu, L. (2013). Risk measurement in post-modern portfolio theory: differences from modern portfolio theory. *Economic Computation and Economic Cybernetics studies and Research, 47.* 486-508.

Gerber, S.; Markowitz, H. M & Pujara, P. (2015). Enhancing multi-asset portfolio construction under Modern Portfolio Theory with a robust co-movement measure. SSRN Electronic Journal. DOI: 10.2139/ssrn.2627803

Grossi, L. & Laurini F. (2011). Robust estimation of efficient mean-variance frontiers. *Advances in Data Analysis and Classification* 5(1), 3–22.

Gupta, P., Mehlawat M. K. & Mittal G. (2012). Asset portfolio optimization using support vector machines and real-coded genetic algorithm. *Journal of Global Optimization*. 53, 297–315.

Hu, J.; Harmsen, R.; Crijns-Graus, W. & Worrel, E. (2019). Geographical optimization of variable renewable energy capacity in China using modern portfolio theory. *Applied Energy, 253*.

Huang, D.; Zhou, J.; Li, B.; Hoi, S. C. H. & Zhou, S. (2016). Robust Median Reversion Strategy for Online Portfolio Selection. *IEEE Transactions on Knowledge and Data Engineering, 28(9).*

Huo, L., Kim T. H. & Kim Y. (2012). Robust estimation of covariance and its application to portfolio optimization. *Finance Research Letters*. 9(3) 121-134.

Jagannathan, R. & Ma T. (2003). Risk reduction in large portfolios: Why imposing the wrong constraints helps. *Journal of Finance* 58(4): 1651–1684.

Kamali, S. (2014). Portfolio Optimization Using Particle Swarm Optimization and Genetic Algorithm. *Journal of Mathematics and Computer Science,* 10(2). 85-90

Kara, G., Ozmen A. & Weber G. W. (2019). Stability advances in robust portfolio optimization under parallelepiped uncertainty. *Central European Journal of Operations Research*. 27, 241-261.

Karandikar, R. (2012). Modelling in the Spirit of Markowitz Portfolio Theory in a Non-Gaussian World. *Current Science, 100(6)*. 666-672.

Katterbauer, K., Oguz C. & Salman S. (2012). Hybrid adaptive large neighborhood search for the optimal statistic median problem. *Computers & Operations Research* 39(11), 2679–2687.

Li, J.Y.M. (2018). Technical Note—Closed-Form Solutions for Worst-Case Law Invariant Risk Measures with Application to Robust Portfolio Optimization. *Operational Research, 66(6)*.

Markowitz, H. M. (1952). Portfolio selection. *Journal of Finance* 7(1): 77–91.

Mercurio, P. J.; Wu, Y. & Xie, H. (2020). An Entropy-Based Approach to Portfolio Optimization. *Entropy, 22(3)*.

Ortobelli, S., Rachev, S. T., Stoyanov, S., Fabozzi, F. J., & Biglova, A. (2005). The proper use of risk measures in portfolio theory. *International Journal of Theoretical and Applied Finance, 8(8)*. 1107–1133.

Puerto, J.; Rodriguez-Madrena, M. & Scozzari, A. (2020). An application of the p-median problem in optimal portfolio selection. IX Workshop on Locational Analysis and Related Problems.

Qiu, H., Han F., Liu H. & Caffo B. (2015). Robust portfolio optimization, in: Advances in Neural Information Processing Systems (NIPS), 28, 46–54.

Raei, R. & Nabizadeh A. (2013). Testing Stock Return Distribution in the Tehran Stock Exchange. *Journal of Financial Management Strategy*. Vol.1, No.1, pp. 1-15. 10.22051/JFM.2014.952 [in Persian]

Rasiah, D. (2012). Post-modern portfolio theory supports diversification in an investment portfolio to measure investment's performance. *Journal of Finance and Investment Analysis, 1(1)*.

Rockafellar, R. T., & Uryasev, S. (2000). Optimization of conditional value-at-risk. *Journal of Risk, 2*. 21–41.

Rom, B. M. & Ferguson, K. W. (1993). Post-Modern Portfolio Theory Comes of Age. *The Journal of Investing, 2(4)*. 27.33.

Rotela, P. (2017). Entropic Data Envelopment Analysis: A Diversification Approach for Portfolio Optimization. *Entropy, 19*. 352.

Schulmerich, M.; Leporcher, Y.M.; & Eu, C.H. (2015). Modern Portfolio Theory and Its Problems. In: *Applied Asset and Risk Management*. Management for Professionals. Springer, Berlin, Heidelberg. https://doi.org/10.1007/978-3-642-55444-5_2

Shams, S. & Esfandiari Moghaddam, A. T. (2017). The impact of herding behavior on the performance of investment companies based on modern and post modern portfolio theory. Journal of Financial Research, 19(1). 97-118.

Shannon, C. (1948). A Mathematical Theory of Communication: Part 1. The Bell System Technical Journal, 27(3). 379–423.

Sefiane, S. & Benbouziane M. (2012). *Portfolio Selection Using Genetic Algorithm. Journal of Applied Finance & Banking*, 2(4). 143-154.

Sornette, D. (2004). Why Stock Market Crash: Critical Events Is Complex Financial Systems. Princeton University Press: Princeton.

Sortino, F. & Price, L. N. (1994). Performance Measurement in a Downside Risk Framework. *The Journal of Investing, 3(3).* 59-64.

Swisher, P. & Kasten, G.W. (2005). Post-modern portfolio theory. *Journal of Financial Planning, 18(9).*

Taghizadeh Yazdi, M., Fallahpour, S. & Ahmadi Moghaddam, M. (2017). Portfolio selection by means of Meta-goal programming and extended lexicograph goal programming approaches. *Financial Research Journal*, 18(4), 591-612. 10.22059/JFR.2017.62580 [in Persian]

Tehrani, R., Fallah, S.T., & Asefi, S. (2018). Portfolio Optimization Using Krill Herd Metaheuristic Algorithm Considering Different Measures of Risk in Tehran Stock Exchange. *Financial Research Journal*, 20(4), 409-426. 10.22059/FRJ.2019.244004.1006538 [in Persian]

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, 19 (4), 43-78. 10.22055/jqe.2021.33186.2240 [in Persian]

Trzpiot, G. & Majewska J. (2008). Investment decisions and portfolio classification based on robust methods of estimation. *Operations Research and Decisions* 1, 83–96.

Tukey, J. W. (1960). A survey of sampling from contaminated distributions. In: I. Olkin (ed). Contributions to Probability and Statistics. Stanford University Press: Stanford, 448–485.

Viswanathan, L. & Maheswaran S. (2017). An Investigation into non-normality of stock returns. Asian Journal of Empirical Research, Asian Economic and Social Society, Vol.7 (2), 19-27.

Yang, L., Couillet R. & McKay M. R. (2015). A Robust Statistics Approach to Minimum Variance Portfolio Optimization. *IEEE Transactions on Signal Processing* 63(24).

Yanou, G. (2013). Extension of the random matrix theory to the L-moments for robust portfolio selection. *Quantitative Finance* 13(10), 518–531.

Zhou, R. (2017). Properties of Risk Measures of Generalized Entropy in Portfolio Selection. *Entropy*, *19*. 657.

Zhu, H., Wang Y., Wang K. & Chen Y. (2011). Particle Swarm Optimization (PSO) for the constrained portfolio optimization problem. *Expert Systems with Applications*, 38(8). 10161-10169.

Quarterly Journal of Quantitative Economics(JQE) **(2023) 20(1) 139-194**

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

Impacts of Iranian Oil Sanctions on the Welfare of Households: A Recursive Dynamic Computable General Equilibrium Approach

Mir Farhad Sadigh Mohammadi*, Ahmad Sarlak**, Seyed Abbas ajafizadeh***, Mohammad Hassanzadeh ****

** Ph.D Student in Economics, Arak Branch, Islamic Azad University, Arak, Iran.*
Email: *m_f_s_m@yahoo.com*

*** Associate Professor of Economics, Department of Economics, Arak Branch, Islamic Azad University, Arak, Iran. (Corresponding Author)*
Email: *a-sarlak@iau-arak.ac.ir*
0000-0001-7237-2880
Postal address*: Department of Economics, Faculty of Management, Arak Branch, Islamic Azad University, 3rd km of Khomein road, Imam Khomeini Square, Arak, Markazi Province, Postal Code: 38361-19131, Iran.*

**** Assistant Professor of Economics, Department of Economics, Arak Branch, Islamic Azad University, Arak, Iran.*
Email: *abbnaj@yahoo.com*

***** Associate Professor of Economics, Department of Economics, University of Mohaghegh Ardabili, Ardabil, Iran.*
Email: *m.hassanzadeh@uma.ac.ir*

ARTICLE HISTORY	JEL CLASSIFICATION	KEYWORDS
Received: 04 August 2021 ***Revision: 19 December 2021*** ***Acceptance: 19 December 2021***	***F51, Q34, C68, I31***	***Sanction, Oil, Computable General Equilibrium (CGE) Model, Welfare of Households***

FURTHER INFORMATION:
The present article is taken from the doctoral dissertation of Mir Farhad Sadigh Mohammadi with Supervisor of Dr. Ahmad Sarlak at the University of Islamic Azad University Arak 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:
Sadigh Mohammadi, Mir Farhad., Sarlak, Ahmad., Najafizadeh, Seyed Abbas & Hassanzadeh, Mohammad. (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.
10.22055/jqe.2021.38169.2397

© 2023 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

Especially since the end of the Cold War, economic sanctions have been increasingly used as an alternative to military action to exert economic pressure on countries for a broad range of objectives. Empirical evidence suggests that sanctions affect the economy of the target countries in various ways. These studies use different approaches examine the adverse effects of sanctions on economic variables such as GDP, production costs, capital formation, trade, government expenditures, exchange rate, private expenditures, and household welfare. Following the 1979 Islamic Revolution, Iran became subject to extensive economic sanctions, which have intensified in recent years. Given the dependence of Iranian economy on oil revenues, the oil sector has been one of the main targets of these sanctions. Banking sanctions have also been used as an attempt to prevent the transfer of oil revenues to Iran as part of “smart sanctions” against the country. Sanctions imposed on Iran’s oil exports can intensify fluctuations in macroeconomic variables by reducing foreign exchange earnings and restricting

Shahid Chamran University of Ahvaz
Quarterly Journal of Quantitative Economics
(former Economic Studies)

access to capital and intermediate goods, and impact household welfare by affecting relative prices as well as household income and consumption expenditure. Therefore, the present article examines the impact of oil export sanction on the welfare of households in Iran using Equivalent Variation (EV) criterion. Due to the capabilities of Computable General Equilibrium (CGE) models compared to single-equation models, a recursive dynamic CGE model has been used based on the Social Accounting Matrix (SAM) data of 2016. In order to study and compare welfare changes in different groups of urban and rural households, 70 percent reduction in oil exports has been simulated for the entire period under study.

METHODOLOGY

In this study, PEP-1-t, a recursive dynamic CGE model developed by Decaluwe et al. (2013), has been used to investigate the welfare effects of reduction in oil exports. This model is the result of the joint effort between the Partnership for Economic Policy (PEP) and the International Food Policy Research Institute (IFPRI) in the context of the African Growth and Development Policy Modeling Consortium (AGRODEP) project. PEP-1-t is a recursive dynamic model with a multi-sector, single-country framework containing a broad set of tax instruments and several categories of workers and capital. It is compatible with social accounting matrices that have the accounts required for the main categories and also has standard assumptions. In this model, labor, capital, and intermediate inputs are used in the production process. At the highest level of production, a Leontief production function is considered which combines intermediate inputs and added value to determine the level of activity. Labor and capital are also combined in a production function with Constant Elasticity of Substitution (CES). Each activity produces one or more commodities. The product is then converted into an export commodity and a market commodity using a Constant Elasticity of Transformation (CET) function. Consumers buy composite goods, which are either imported or produced domestically. The composite of imports and domestic production is determined by the Armington function, which is a CES function. The country in question is a “small country” that receives global export and import prices at a fixed level. By establishing factor market equilibrium, commodity market equilibrium, savings-investment equilibrium, domestic market equilibrium, and export market equilibrium, equilibrium is established in the whole system. This model has a set of simultaneous equations, many of which are nonlinear. In the present article, the impact of oil export sanction has been simulated following Farzanegan et al. (2015). Moreover, to study consumer behavior and calculate welfare changes based on the EV criterion, the Linear Expenditure System (LES) and the Stone-Geary utility function have been used, and EV criterion calculation codes have been incorporated into the model. Since the structure of the SAM as the database of this article should be consistent with the general equilibrium model used, a SAM has been developed for the year 2016. In addition to SAM, a number of behavioral parameters adopted

from other studies have been used to solve the model. GAMS software has been used for calibration and simulation.

FINDINGS

Regarding the impact of oil export sanction on some macroeconomic variables, the results show that a decrease in oil exports leads to an increase in exchange rate and non-oil exports, as well as a decrease in domestic absorption, total imports and exports, and GDP. Regarding the impact of reduced oil exports on these macroeconomic variables, the results are consistent with Gharibnavaz and Waschik (2017), Farzanegan et al. (2015), Mohammadikhabbazan et al. (2015), Haqiqi and Bahalou (2013), and Haqiqi and Bahador (2015) who also used a CGE modeling approach. In addition, other studies such as Nakhli et al. (2020), Keshavarz Haddad et al. (2020), Kiumarthi et al. (2019), Tuzova and Qayum (2016), Marzban and Ostadzad (2015) and Siddig (2011) have shown the adverse effects of economic sanctions on key macroeconomic variables. As oil exports decrease, the income and consumption expenditures of urban and rural households decline over this period. The decrease in income and consumption expenditures of different groups of urban and rural households has an increasing trend. Also, the upper deciles of urban and rural households experience more decline in their income and expenditures. In addition, the income and expenditures of rural households are more affected than urban households. Calculating the EV as an indicator of household welfare in the studied period shows that the welfare of urban and rural households declines in all groups and the upper deciles experience more decline in welfare. Also, the decline in welfare of all rural household groups during the period is always more than urban households. In addition, with the continuation of the oil export sanction, the gap between the welfare decreasing of rural and urban households declines. Regarding the adverse welfare effects of oil export sanction, similar results have been reported in Farzanegan et al. (2015) and Mohammadikhabbazan et al. (2015) using a static CGE modeling approach, while more limited effects have been reported in Gharibnavaz and Waschik (2017) using the same approach. Marzban and Ostadzad (2015) have also shown the tangible effect of oil sanctions on social welfare by developing a generalized stochastic growth model. Cheptea and Gaigné (2020) and Siddig (2011) have also shown the negative effects of economic sanctions on the welfare of households in the target country. Eventually, sensitivity analysis to the key elasticities of the

Shahid Chamran University of Ahvaz
Quarterly Journal of Quantitative Economics
(former Economic Studies)

model demonstrates that by changing the initial elasticities individually and in combination, no significant change is observed, therefore, it confirms that the main results are robust.

CONCLUSION

This article investigates the impact of oil export sanction on the welfare of urban and rural households in Iran. To this end, PEP-1-t, which is a recursive dynamic CGE model developed by Decaluwe et al. (2013), has been used based on the SAM data of 2016. Also, the EV criterion has been used to examine welfare changes in different groups of urban and rural households. Between 2012 and 2019, Iran's crude oil exports have dropped by about 70 percent. Therefore, 70 percent reduction in oil exports has been applied to all periods in the model to simulate the sanction scenario. The results reveal that the reduction in oil exports leads to an increase in exchange rate and non-oil exports, as well as a decrease in domestic absorption, total imports and exports, and GDP. Our results show that with a reduction in oil exports, the income, consumption expenditures, and welfare of urban and rural households decrease, and this downward trend continues over the studied period. Moreover, in both urban and rural households, upper deciles experience more reduction in income, consumption expenditures, and welfare. In addition, the shock of reduced oil exports affects the income, consumption expenditures, and welfare of rural households more strongly than urban households. The results also indicate that although the welfare loss of all rural household groups is always higher than urban households during this period, the welfare gap between rural and urban households decreases as oil export sanction continues. Sensitivity analysis to the key elasticities confirms the robustness of the main results.

REFERENCES

Asadi, Z., & Yavari, K. (2022). The effect of sanctions on financial instability of Iranian banks. *Quarterly Journal of Quantitative Economics (JQE)*, *18*(4), 1–35. https://doi.org/10.22055/jqe.2020.30490.2131 [In Persian]

Bajzik, J., Havranek, T., Irsova, Z., & Schwarz, J. (2020). Estimating the Armington elasticity: The importance of study design and publication bias. *Journal of International Economics*, *127*, 103383.

Bapat, N. A., Heinrich, T., Kobayashi, Y., & Morgan, T. C. (2013). Determinants of sanctions effectiveness: Sensitivity analysis using new data. *International Interactions*, *39*(1), 79–98.

Bapat, N. A., & Morgan, T. C. (2009). Multilateral versus unilateral sanctions reconsidered: A test using new data. *International Studies Quarterly*, *53*(4), 1075–1094.

Barber, J. (1979). Economic sanctions as a policy instrument. *International Affairs*, *55*(3), 367–384.

Bayramov, V., Rustamli, N., & Abbas, G. (2020). Collateral damage: The Western sanctions on Russia and the evaluation of implications for Russia's post-communist neighbourhood. *International Economics*, *162*, 92–109.

Boulanger, P., Dudu, H., Ferrari, E., & Philippidis, G. (2016). Russian roulette at the trade table: A specific factors CGE analysis of an agri-food import ban. *Journal of Agricultural Economics*, *67*(2), 272–291.

Brown, P. (2020). Oil market effects from U.S. economic sanctions: Iran, Russia, Venezuela. *Congressional Research Service*. https://crsreports.congress.gov/product/pdf/R/R46213

Burfisher, M. E. (2016). *Introduction to computable general equilibrium models* (2nd ed.). New York: Cambridge University Press.

Caruso, R. (2003). The impact of international economic sanctions on trade: An empirical analysis. *Peace Economics, Peace Science and Public Policy*, *9*(2).

Cheptea, A., & Gaigné, C. (2020). Russian food embargo and the lost trade. *European Review of Agricultural Economics*, *47*(2), 684–718.

Cory, D. C., Gum, R. L., Martin, W. E., & Brokken, R. F. (1981). Simplified measurement of consumer welfare change. *American Journal of Agricultural Economics*, *63*(4), 715–717.

Daoudi, M. S., & Dajani, M. S. (1983). *Economic sanctions: Ideals and experience*. London; Boston: Routledge & Kegan Paul.

Decaluwé, B., Lemelin, A., Robichaud, V., & Maisonnave, H. (2013). PEP-1-t. The PEP standard single-country, recursive dynamic CGE model. In *Partnership for Economic Policy (PEP) Research Network, Université Laval, Québec*.

Dervis, K., De Melo, J., & Robinson, S. (1982). *General equilibrium models for development policy*. New York: Cambridge university press.

Drezner, D. W. (1999). *The sanctions paradox: Economic statecraft and international relations*. Cambridge: Cambridge University Press.

Early, B. R., & Spice, R. (2015). Economic sanctions, international institutions, and sanctions busters: When does institutionalized cooperation help sanctioning efforts? *Foreign Policy Analysis*, *11*(3),

Shahid Chamran University of Ahvaz
Quarterly Journal of Quantitative Economics
(former Economic Studies)

339–360.

Elliott, K. A. (1998). The sanctions glass: Half full or completely empty? *International Security*, *23*(1), 50–65.

Eyler, R. (2007). *Economic sanctions: International policy and political economy at work*. New York: Palgrave Macmillan.

Farzanegan, M. R., Khabbazan, M. M., & Sadeghi, H. (2016). Effects of oil sanctions on Iran's economy and household welfare: New evidence from A CGE model. In *Economic Welfare and Inequality in Iran: Developments Since the Revolution* (pp. 185–211). MAGKS Joint Discussion Paper Series in Economics.

Felbermayr, G. J., Syropoulos, C., Yalcin, E., & Yotov, Y. (2019). On the effects of sanctions on trade and welfare: New evidence based on structural gravity and a new database. *Kiel Working Paper, No. 2131, Kiel Institute for the World Economy (IfW), Kiel*.

Fouladi, M. (2012). The impacts of exchange rate variations on prices, GDP, export and import of different economic sectors in Iran using a CGE models approach. *The Journal of Planning and Budgeting*, *17*(2), 127–148. http://jpbud.ir/article-1-614-en.html [In Persian]

Gharibnavaz, M. R., & Waschik, R. (2018). A computable general equilibrium model of international sanctions in Iran. *The World Economy*, *41*(1), 287–307.

Gohin, A. (2005). Decomposing welfare effects of CGE models: An exact, superlative, path independent, second order approximation. *Presented at the 8th Annual Conference on Global Economic Analysis, Lübeck, Germany*.

Haqiqi, I., & Bahador, A. (2015). Investigating economic effect of oil export reduction in Iran: Financial computable general equilibrium approach. *Journal of Monetary & Banking Research*, *8*(24), 251–284. http://jmbr.mbri.ac.ir/article-1-260-en.html [In Persian]

Haqiqi, I., & Bahalou Horeh, M. (2013). Macroeconomic impacts of export barriers in a dynamic CGE model. *Quarterly Journal of Money and Economy*, *8*(3), 117–150.

Hassanzadeh, M., Sadeghi, H., Usefi, A., Sahabi, B., & Ghanbari, A. (2013). Oil price fluctuations and household welfare in Iran. *The Economic Research*, *12*(4), 55–74. https://ecor.modares.ac.ir/browse.php?a_id=800&sid=18&slc_lang=en [In Persian]

Hoffmann, F. (1967). The functions of economic sanctions: A comparative analysis. *Journal of Peace Research*, *4*(2), 140–159.

Hosoe, N., Gasawa, K., & Hashimoto, H. (2010). *Textbook of computable general equilibrium modeling: Programming and simulations*. London: Palgrave Macmillan.

Hosseininasab, E., Abdullahi Haghi, S., Naseri, A., & Agheli, L. (2016). The effects of oil boom and oil revenues management on the optimal path of Iranian macroeconomic variables (Based on dynamic computable general equilibrium). *Quarterly Journal of Economic Research*, *16*(2), 173–200. https://ecor.modares.ac.ir/article-18-2278-en.html [In Persian]

Hufbauer, G. C., Schott, J. J., Elliott, K. A., & Oegg, B. (2007). *Economic sanctions reconsidered* (3rd ed.). Washington, DC: Peterson Institute for International Economics.

Johansen, L. (1960). *A multi-sectoral study of economic growth*. Amsterdam: North-Holland.

Karimi, M. S., Emamverdi, G., & Karimi, M. (2014). Assess the welfare costs due to exchange rate and energy price increases on consumer welfare costs in Iran. *Quarterly Journal of Financial Economics*, *8*(26), 133–157. http://ecj.iauctb.ac.ir/article_512788.html [In Persian]

Kazerooni, A., Ghorbani, A., & Saghafi, R. (2015). A study of unilateral and multilateral sanctions effectiveness on Iran's non-oil foreign trade products. *Quarterly Journal of Applied Theories of Economics*, *2*(1), 83–98. https://ecoj.tabrizu.ac.ir/m/article_3805.html?lang=en [In Persian]

Keshavarz Haddad, G., Abounoori, E., & Jahani, T. (2020). Oil revenue uncertainty, sanctions and the volatility of macroeconomic variables. *Iranian Journal of Economic Research*, *25*(82), 1–42. https://ijer.atu.ac.ir/article_11906.html?lang=en [In Persian]

Khateri, Z., Najarzadeh, R., & Agheli-Kohnehshahri, L. (2021). The impact of economic sanctions on capital account in Iran. *Quarterly Journal of Quantitative Economics (JQE)*, *18*(3), 135–162. https://doi.org/10.22055/jqe.2019.29594.2085 [In Persian]

Kirilakha, A., Felbermayr, G., Syropoulos, C., Yalcin, E., & Yotov, Y. V. (2021). The global sanctions data base: An update that includes the years of the Trump presidency. *School of Economics Working Paper Series 2021-10, LeBow College of Business, Drexel University, Philadelphia*.

Kiumarthi, M., Ahmadi Shadmehri, M. T., Salimifar, M., & Abrishami, H. (2019). The impact of financial and energy sanctions on output gap in

Shahid Chamran University of Ahvaz
Quarterly Journal of Quantitative Economics
(former Economic Studies)

Iran. *Iranian Journal of Economic Research*, *24*(79), 33–66. http://dx.doi.org/10.22054/ijer.2019.10887 [In Persian]

Kutlina-Dimitrova, Z. (2017). The economic impact of the Russian import ban: a CGE analysis. *International Economics and Economic Policy*, *14*(4), 537–552.

Lektzian, D., & Patterson, D. (2015). Political cleavages and economic sanctions: The economic and political winners and losers of sanctions. *International Studies Quarterly*, *59*(1), 46–58.

Lindsay, J. M. (1986). Trade sanctions as policy instruments: A re-examination. *International Studies Quarterly*, *30*(2), 153–173.

Lofgren, H., Harris, R. L., & Robinson, S. (2002). *A standard computable general equilibrium (CGE) model in GAMS*. International Food Policy Research Institute (IFPRI).

Mack, A., & Khan, A. (2000). The efficacy of UN sanctions. *Security Dialogue*, *31*(3), 279–292.

Marzban, H., & Ostadzad, A. H. (2015). The impact of economic sanctions on gross domestic product and social welfare for Iran: Generalized stochastic growth model. *Iranian Journal of Economic Research*, *20*(63), 37–69. http://dx.doi.org/10.22054/ijer.2015.4093 [In Persian]

McKenzie, G. W. (1983). *Measuring economic welfare: New methods*. Cambridge: Cambridge University Press.

Mesbahi, M., Asgharpour, H., Haghighat, J., Kazerooni, S. A., & Fallahi, F. (2017). Exchange rate pass-through into import price in Iran economy with emphasis on volatility of oil revenues (Nonlinear approach). *Economic Modeling*, *11*(37), 77–100. http://eco.iaufb.ac.ir/article_592937.html [In Persian]

Mohammadikhabbazan, M., Sadeghi, H., & Sahabi, B. (2015). Challenges and opportunities of oil sanctions for Iranian economy. *International Journal of Business and Social Science*, *6*(3), 177–187.

Nakhli, S. R., Rafat, M., Bakhshi Dastjerdi, R., & Rafei, M. (2020). A DSGE analysis of the effects of economic sanctions: Evidence from the central bank of Iran. *Iranian Journal of Economic Studies*, *9*(1), 35–70.

Nguyen, T. T., & Do, M. H. (2021). Impact of economic sanctions and counter-sanctions on the Russian Federation's trade. *Economic Analysis and Policy*, *71*, 267–278.

Organization of the Petroleum Exporting Countries. (2017). *Annual Statistical Bulletin*.

Organization of the Petroleum Exporting Countries. (2020). *Annual*

Statistical Bulletin.

Pape, R. A. (1997). Why economic sanctions do not work. *International Security*, *22*(2), 90–136.

Peksen, D. (2019). When do imposed economic sanctions work? A critical review of the sanctions effectiveness literature. *Defence and Peace Economics*, *30*(6), 635–647.

Peksen, D., & Drury, A. C. (2010). Coercive or corrosive: The negative impact of economic sanctions on democracy. *International Interactions*, *36*(3), 240–264.

Pond, A. (2017). Economic sanctions and demand for protection. *Journal of Conflict Resolution*, *61*(5), 1073–1094.

Saadat, R., Abounoori, E., Baky Hoskouei, M., & Zarea, M. H. (2017). The welfare effects of Iran's accession to WTO in a DCGE framework. *Iranian Journal of Trade Studies*, *21*(84), 131–168. http://pajooheshnameh.itsr.ir/article_28988.html?lang=en [In Persian]

Scarf, H. E., & Hansen, T. (1973). *The computation of economic equilibria*. New Haven: Yale University Press.

Shahraki, M., Behbudi, D., & Ghaderi, S. (2010). Investigation of the impact of household saving on investment and consumption in Iran (A CGE model). *Quarterly Journal of Quantitative Economics (JQE)*, *7*(3), 67–94. https://jqe.scu.ac.ir/article_10645.html?lang=en [In Persian]

Shirazi, H., Azarbaiejani, K., & Sameti, M. (2016). The effect of economic sanctions on Iran's exports. *Iranian Economic Review*, *20*(1), 111–124.

Shoven, J. B., & Whalley, J. (1992). *Applying general equilibrium*. Cambridge University Press.

Siddig, K. H. A. (2011). From bilateral trade to multilateral pressure: A scenario of European Union relations with Sudan. *Middle East Development Journal*, *3*(01), 55–73.

Tofigh, F., & Matin, S. (2017). The impact of oil sanctions on growth of Iranian economic sectors: Application of mixed variable input–output model. *Quarterly Iranian Journal of Defense Economics*, *1*(2), 111–133. https://eghtesad.sndu.ac.ir/article_472.html?lang=en [In Persian]

Tuzova, Y., & Qayum, F. (2016). Global oil glut and sanctions: The impact on Putin's Russia. *Energy Policy*, *90*, 140–151.

Valadan Zarghani, E. (2018). Investigating the Effects of Iran's Oil and Gas Industries' Sanctions on the Macroeconomic Variables with the

Shahid Chamran University of Ahvaz
Quarterly Journal of Quantitative Economics
(former Economic Studies)

Emphasis on Confronting the Vulnerability of Oil Export Revenues. *Journal of Eghtesad-e-Moghavemati Research*, *3*(5), 121–146. http://npem.islamicec.ir/En-Article/13980301183620301001 3 [In Persian]

Varian, H. R. (1992). *Microeconomic analysis* (3rd ed.). New York: Norton.

Wallensteen, P. (1968). Characteristics of economic sanctions. *Journal of Peace Research*, *5*(3), 248–267.

Zare, M. H. (2020). Dynamic effects of tariff reduction on the value added in Iran's main economic sectors. *The Journal of Economic Policy*, *12*(23), 279–319. http://ep.yazd.ac.ir/article_1918.html?lang=en [In Persian]

Quarterly Journal of Quantitative Economics(JQE) **(2023) 20(1) 195-231**

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 Growth, Traffic Volume and Environmental Stress in Iran: A Decoupling Approach

Fereshteh Mohamadian *

** Assistant Professor of Economics, Department of Economics, Faculty of Literature and Humanities, Ilam University, Ilam, Iran..(Corresponding Author)*
Email: *F.Mohamadian@ilam.ac.ir*
0000-0002-9680-530X
Postal address*: Department of Economics, Faculty of Literature and Humanities, Ilam University, Ilam, PO box: 69315-516, Iran.*

ARTICLE HISTORY	JEL CLASSIFICATION	KEYWORDS
Received: 23 October 2021 ***Revision: 27 January 2022*** ***Acceptance: 30 January 2022***	***R41,Q18, C43***	***Decoupling, Gross Domestic Income, Transport, CO2 Emission, Iran***

Acknowledgments: The author would like to acknowledge the valuable comments and suggestions of the reviewers, which have improved the quality of this paper.
Conflict of Interest: The author declare no conflict of interest.
Funding: The author received no financial support for the research, authorship, and publication of this article.

How to Cite:
Mohamadian, Fereshteh (2023). Investigating the Relationship between Economic Growth, Traffic Volume and Environmental Stress in Iran: A Decoupling Approach. *Quarterly Journal of Quantitative Economics(JQE)*, 20(1), 195-231.
10.22055/JQE.2022.38971.2428

Shahid Chamran University of Ahvaz
Quarterly Journal of Quantitative Economics
(former Economic Studies)

© 2023 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 requirements of economic growth is the development of the transport sector and its related services. But the transportation development, in addition to the positive economic effects, has an undeniable impact on the pollutants emission. Now the question is "what should be done to reduce carbon dioxide emissions in the transport sector so that economic development is not Disrupted". Decoupling carbon dioxide emissions from economic growth in the transport sector is the key to providing a practical solution to achieve low-carbon economic development.

The decoupling concept refers to conditions in which economic growth increases but environmental Stress decreases over the same period. The Organization for Economic Co-operation and Development (OECD) was the first organization which developed decoupling concept (OECD, 2000). Then Vehmas et al. (2003) described different aspects of decoupling and Tapio (2005) presented a elasticity-based decoupling model. Subsequently, the decoupling of carbon dioxide emissions from economic growth Was considered by many researchers (e.g., Loo & Banister, 2016; Zhang, 2018; Riti et al., 2017; Wu et al., 2018; Wang et al., 2018). But in this field no study has been done in Iran so far. Therefore, this study is going to investigate this issue in Iran to contribute to identifying appropriate measures to achieve decarbonization in the transport sector.

METHODOLOGY

Many decomposition techniques are used to decompose the CO2 emissions changes into various driving factors, such as Structural Decomposition Analysis (SDA) and Index Decomposition Analysis (IDA). However, nowadays decoupling analysis is a novel concept that requires less data and calculation, and provides more details on the relationship between economic growth and carbon emissions. There are three approaches to do decoupling analysis: OECD, Vehmas et al. (2003) and Tapio (2005). The OECD approach has several disadvantages, such as inaccurate measurement and

unclear criteria that caused to develop this method by Vihmas et al. (2003) and finally Tapio(2005) by modifying the classification of Vehmas et al. (2003) improved their method. To doing so, Tapio (2005) at first changed the six possible linking and de-linking states introduced by Vehmas et al. (2003) to eight possible logic states; Second, he introduced the concept of negative decoupling, and third, he defined specific intervals for the environmental stress elasticity of economic growth, and he specified each decoupling and linking states more accurate. Accordingly, in this paper, we use the Tapio approach to investigate the decoupling of environmental stress from economic growth (Tapio, 2005). A summary of this approach is given in Table (1).

Table 1. Degrees of the coupling and decoupling process based on Tapio(2005) approach
Source: Researcher Conclusion Based on Tapio(2005) Classification

Degrees of the linking and decoupling	ΔVOL		ΔGDP		$\%\Delta VOL/\%\Delta GDP$
	< 0	**> 0**	**< 0**	**> 0**	
Weak decoupling		*		*	*[0-0.8]*
Weak negative decoupling	*		*		*[0-0.8]*
Strong decoupling	*			*	$\%\Delta VOL/\%\Delta GDP < 0$
Strong negative decoupling		*	*		$\%\Delta VOL/\%\Delta GDP < 0$
Expansive negative decoupling		*		*	$\%\Delta VOL/\%\Delta GDP > 1.2$
Recessive decoupling	*		*		$\%\Delta VOL/\%\Delta GDP > 1.2$
Expansive coupling		*		*	*[0.8-1.2]*
Recessive coupling	*		*		*[0.8-1.2]*

The Research data have been extracted from the Statistical Center of Iran and the Iran energy balance sheets during the period 2000-2018. The period is seleted so that it covers the ten years before and after the implementation of the targeted subsidies law, because changes in energy prices in this period can affect the activities of the transport sector, energy consumption and carbon dioxide emissions. The variables of this research include the value added of the sub-sectors of the transport (road, rail, air and sea transport), non–oil real GDP , the total volume of freight and passenger in the transport sector and its sub-sectors and the amount of carbon dioxide emissions of transport sector and its sub-sectors.

FINDINGS

The Decoupling results of freight and passenger transport from economic growth and carbon dioxide emissions are given in Tables (2) and (3), respectively. In these tables the symbols TG, TP, GDP and CO2 are used to represent freight transport, passenger transport, GDP and carbon dioxide emissions, respectively.

The decoupling results of passenger and freight transport from economic growth in Table (2) show that the increase in energy prices in the early years of targeted subsidies law implementation (2010-2014) has led to a strong decoupling of freight and passenger transport growth from economic growth, this means that despite the positive economic growth, the growth of transport has been negative. But the affectability level of passenger transport has been significantly greater than freight transport. After that, the decoupling state in the freight transport sector has changed to a expansive negative decoupling, while in the passenger transport sector, there is still a strong decoupling.

Table 2. Decoupling of transport volume growth from economic growth
Source: Research Findings

Decoupling of passenger transport volume growth from economic growth				
Period	(ΔTP)	(ΔGDP)	%ΔTP/%ΔGDP	Decoupling State
2000-2004	2.04	29.64	0.07	Weak decoupling
2005-2009	23.68	25.74	0.92	Expansive coupling
2010-2014	-15.17	2.28	-6.66	Strong decoupling
2015-2018	-10.16	13.97	-0.73	Strong decoupling
Decoupling of freight transport volume growth from economic growth				
Period	(ΔTG)	(ΔGDP)	%ΔTG/%ΔGDP	Decoupling State
2000-2004	42.37	29.64	1.43	Expansive negative decoupling
2005-2009	22.61	25.74	0.88	Expansive coupling
2010-2014	-7.06	2.28	-3.10	Strong decoupling
2015-2018	21.13	13.97	1.51	Expansive negative decoupling

Table 3. Decoupling of transport volume growth from co2 emission
Source: Research Findings

Decoupling of passenger transport volume growth from CO2 emission				
Period	(ΔTP)	(ΔCO2)	%ΔCO2/%ΔTP	Decoupling State
2000-2004	2.04	27.25	13.34	Expansive negative decoupling
2005-2009	23.68	27.29	1.15	Expansive coupling
2010-2014	-15.17	12.19	-0.80	Strong negative decoupling
2015-2018	-10.16	3.92	-0.39	Strong negative decoupling

Decoupling of freight transport volume growth from CO2 emission				
Period	(ΔTG)	(ΔCO2)	%ΔCO2/%ΔTG	Decoupling State
2000-2004	42.37	27.25	0.64	Weak decoupling
2005-2009	22.61	27.29	1.21	Expansive negative decoupling
2010-2014	-7.06	12.19	-1.73	Strong negative decoupling
2015-2018	21.13	3.92	0.19	Weak decoupling

Based on Table (3) which shows the decoupling state of freight and passenger transport from carbon dioxide emissions, we can say that the increase in the energy price in the period 2010-2014 has led to
Significant reductions in passenger and freight transport, But ,although the carbon dioxide emission growth has decreased compared to the previous period, it is still positive. Therefore, the carbon dioxide emission growth has occurred along with the reduction of passenger and freight transport, reveals the need for complementary policies implementation. In 2015-2018 period, although the freight transport sector is still affected by the implementation of this law, but this effect is not observed in the passenger transport sector.

CONCLUSION

Based on the results, Although the reform of energy prices in 2010, is caused to change the relationship between economic growth and traffic volume from an expansive coupling (economic growth with increase in traffic volume) to a Strong decoupling (economic growth with decrease in traffic volume), but due to the lack of a Strong decoupling between traffic volume and carbon emissions, energy price reform has not reduced carbon emissions. Therefore, low carbon development in the transport sector does not achieved only by energy prices reform and requires the implementation of appropriate energy efficiency policies and using related technologies to reducing carbon emissions. Based on the findings of this study, the following suggestions are recommended to define appropriate carbon reduction strategies for the transport sector, First, the energy prices of the transport sector should be corrected. Second, ban traffic of high-carbon vehicles while promoting new technologies and energy sources proportionate with modern transportation. Third, improving transport infrastructure, especially road transport, should be on the agenda. Fourth, the share of non-road transport (rail, air and sea), especially rail transport in the freight transport sector, should be substantially strengthened so that a large volume of goods can be moved with less energy consumption and less pollution.

Shahid Chamran University of Ahvaz
Quarterly Journal of Quantitative Economics
(former Economic Studies)

Reference

Abolhasani, A., Motaghi, S. & Saffarzadeh, S. (2019). Investigating the relationship between investment in transport infrastructure and economic growth of Iran (Application of VAR pattern). *Journal of Transportatin Engineering, 11(1), 239-255. 20.1001.1.20086598.1398.11.1.12.2*[In Persian]

Ahmadian, M., Abdoli, G., Jabalameli, F., Shabankhah, M. & Khorasani, S.A.(2019). Extracting The Dynamic Curve of the Kuznets Environment. *Quarterly Journal of Quantitative Economics(JQE), 16 (2),* 1-36. https://doi.org/10.22055/jqe.2019.25839.1873[In Persian]

Andreoni, V. & Galmarini, S. (2012). Decoupling economic growth from carbon dioxide emissions: A decomposition analysis of Italian energy consumption. *Energies, 44, 682–691.*

Boqiang, L. & Liu, K. (2017). Using LMDI to Analyze the Decoupling of Carbon Dioxide Emissions from China's Heavy Industry. *Sustainability, 9, 1198.*

Borghesi, S. (1999).The environmental Kuznets curve: a survey of literature. *Fondazioni Eni Enrico Mattei, Working Papers 85.99.*

Daii Karimzadeh, S., Emadzadeh, M. & Kamkar Delakh, H. (2009). Public Investment in the Transportation Sector and Economic Growth in Iran (1970-2008). *Quarterly Journal of Economic Modelling, 3(10), 63-82. http://eco.iaufb.ac.ir/article_555594.html#ar_info_pnl_cite*[In Persian]

De Bruyn, S.M. (2000). Economic growth and the environment. *Dordrect: Kluwer Academic Publishers.*

De Bruyn, S.M. (2002). Dematerialization and rematerialization as two recurring phenomena of industrial ecology, in: Ayres, R.U., Ayres, L.W. (Eds.), A Handbook of Industrial Ecology. *Edward Elgar, Cheltenham, pp. 209–222.*

De Bruyn, S.M. & Opschoor, J.B. (1997). Developments in the throughput-income relationship: theoretical and empirical observations. *Ecological Economics; 20:255e68.*

De Bruyn, S.M., van den Bergh, J.C.J.M. & Opschoor, J.B. (1998). Economic growth and emissions: reconsidering the empirical basis of environmental Kuznets curves. *Ecological Economics 25 (2), 161–175.*

Dinda, S. (2004). Environmental kuznets curve hypothesis: a survey. *Ecological Economics; 49:431e55.*

Delangizan,S., Khanzadi,A. & Heidarian,M. (2015). Studying the effects of fuel price changes on greenhouse gas emissions in the road transportation sector of Iran; approach of Robust Least Squares. *Quarterly Journal of Quantitative Economics(JQE), 11(4*), 47-77. https://jqe.scu.ac.ir/article_11873.html?lang=en [In Persian]

Engo, J. (2019). Decoupling analysis of CO2 emissions from transport sector in Cameroon. *Sustainable Cities and Society 51,101732.*

Fan, F.Y. & Lei, Y.L. (2017). Responsive relationship between energy-related carbon dioxide emissions from the transportation sector and economic growth in Beijing—Based on decoupling theory. *Int. J. Sustain. Transp., 11, 764–775.*

Grossman, G.M. & Krueger, A.B. (1995). Economic growth and the environment. *Quarterly Journal of Economics; 110:353e77.*

Hinterberger, F. & Schmidt-Bleek, F. (1999). Dematerialization, MIPS and Factor 10: physical sustainability indicators as a social device. *Ecological Economics 29 (1), 53–56.*

International Energy Agency (IEA). World Energy Outlook (2021). *IEA Publication: Paris, France.*

International Energy Agency (IEA). CO2 Emissions from Fuel Combustion (2021). *IEA Publication: Paris, France.*

Janicke, M. (1988). Okologische Modernisierung, Optionen und Restriktionen praventiver Umweltpolitik, in: Simonis, U.E. (Ed.), Praventive Umweltpolitik. *Campus, Frankfurt am Main, pp. 13–26.*

Kharbach, M. & Chfadi, T. (2017). CO2 Emissions in Moroccan Road Transport sector: Divisia, Cointegration, and EKC analyses. *Sustainable Cities and Society http://dx.doi.org/10.1016/j.scs.2017.08.016.*

Loo, B.P.Y. & Banister, D. (2016). Decoupling transport from economic growth: Extending the debate to include environmental and social externalities. *J. Transp. Geogr, 57, 134–144.*

Ma, M. & Cai, W (2019). Do commercial building sector-derived carbon emissions decouple from the economic growth in tertiary industry? A case study of four municipalities in china. *Sci. Total Environ, 650, 822–834.*

Maddah, M., jafari, A. (2019). Factors Affecting Air Pollution Created in the Transportation Sector of Iranian Provinces. *Journal of Environmental Studies, 45(1), 77-86. 10.22059/JES.2019.263277.1007714*[In Persian]

Magnani, E. (2001).The environmental Kuznets curve: development path or policy result?. *Environmental Modelling & Software; 16:157e65.*

Muradov, N. (2013). Decarbonization at crossroads: The cessation of the positive historical trend or a temporary detour?. *Energy Environ. Sci., 6, 1060–1073.*

Naqvi, A. & Zwickl, K. (2017). Fifty shades of green: Revisiting decoupling by economic sectors and air pollutants. *Ecol. Indic., 133, 111–126.*

Organization for Economic Cooperation and Development (OECD) (2000). Indicators to Measure Decoupling of Environmental Pressure from Economic Growth. *OECD: Paris, France.*

Organization for Economic Co-Operation and Development (OECD) (2001). Decoupling: A Conceptual Overview. *OECD Pap, 5, 1–31.*

Pahlavani, M., Mehrabi Boshrabadi, H., Afshar pour, M. (2014). The Study of Transportation Infrastructures Development's Effect on Economic Growth in Iran's Provinces .The Journal of Economic Modeling Research (JEMR), 4(16), 99-127. 20.1001.1.22286454.1393.4.16.7.6[In Persian]

Panayotou, T. (1993). Empirical Test and Policy Analysis of Environmental Degradation at Different Stages of Economic Development. *World Employment Research Programme, Working Paper. Geneva: International Labour Office.*

Riti, J.S., Song, D.Y., Shu, Y. & Kamah, M. (2017). Decoupling CO2 emission and economic growth in China: Is there consistency in estimation results in analyzing environmental Kuznets curve?. *J. Clean. Prod., 166, 1448–1461.*

Rothman, D.S. & De Bruyn S.(1998). Probing into the environmental Kuznets curve hypothesis. *Ecological Economics; 25:143e5.*

Sajadi, M., Taghvaee, M. (2016). Evaluation and Analysis of Sustainable Urban Transport Indicators. Journal of Sustainable Architecture and Urban Design, 4(1), 1-18. 20.1001.1.25886274.1395.4.1.1.8[In Persian]

Schmidt-Bleek, F. (2000) Luonnon uusi laskuoppi, Gaudeamus, Helsinki. [Finnish translation of two books: Wieviel Umwelt braucht der Mensch? MIPS—das Mass fu¨r o¨kologisches Wirtschaften (orig. 1994) and Das MIPS-Konzept. *Weniger Naturverbrauch—mehr Lebensqualita¨t durch Faktor 10 (orig. 1998).*

Sharify, N. (2012). Transport Position and Its Effect on the Other Economic Sectors in Iran: An Input-Output Analysis. *Quarterly Journal of Economic Growth and Development Research, 2(5), 207- 238. 20.1001.1.22285954.1390.2.5.7.6*[In Persian]

Talbi, B (2017). CO2 emissions reduction in road transport sector in Tunisia. *Journal of Renewable and Sustainable Energy Reviews. 69: 232 -238.*

Tapio, P. (2002a). The Limits to Traffic Volume Growth, The Content and Procedure of Administrative Futures Studies on Finnish Transport CO2 Policy, Acta Futura Fennica 8, Finnish Society for Futures Studies & Finland Futures Research Centre, Turku, Doctorate thesis. *Summary (148 p.) available at http://ethesis.helsinki.fi/julkaisut/maa/limno/vk/tapio.*

Tapio, P. (2005). Towards a theory of decoupling: degrees of decoupling in the EU and the case of road traffic in Finland between 1970 and 2001, *Transport Policy 12 . 137–151*

Vehmas, J., Malaska, P., Luukkanen, J., Kaivo-oja, J., Hietanen, O., Vinnari, M. & Ilvonen, J (2003). Europe in the Global Battle of Sustainability: Rebound Strikes Back?. *Advanced Sustainability Analysis; Series Discussion and Working Papers; Turku School of Economics and Business Administration: Turku, Finland.*

Wang, Q., Hang, Y., Zhou, P. & Wang, Y (2016). Decoupling and attribution analysis of industrial carbon emissions in Taiwan. *Energy, 113, 728–738.*

Wang, Y., Zhou, Y., Zhu, L., Zhang, F. & Zhang, Y.C (2018). Influencing factors and decoupling elasticity of China's transportation carbon emissions. *Energies, 11, 1157.*

Wu, Y., Zhu, Q.W. & Zhu, B.Z (2018). Comparisons of decoupling trends of global economic growth and energy consumption between developed and developing countries. *Energy Policy, 116, 30–38.*

Xu, S., He, Z., Long, R., Chen, H. & Zhang,W. (2016). Comparative analysis of the regional contributions to carbon emissions in China. *J. Clean. Prod, 127, 406–417.*

Yandle, B., Vijayaraghavan, M. & Bhattarai, M. (2002). The environmental Kuznets curve: a primer. *PERC research study 1e02. Available from: <http:// www.perc.org/pdf/rs02_1.pdf>*.

Yang, H. & Ma, X. (2019). Uncovering CO2 Emissions Patterns from China-Oriented International Maritime Transport: Decomposition and

Decoupling Analysis. *Sustainability, 11, 2826; doi:10.3390/su11102826.*

Yavari, K., Khodabakhsh, M. & Najarzadeh, R. (2021). Estimation of Resource Allocation Inefficiency in the Iranian Manufacturing Sector. *Quarterly Journal of Quantitative Economics (JQE), 18(4),* 71-84. 10.22055/JQE.2021.27519.1964 [In Persian]

Zhang, k., Liu, X. & Yao, J. (2019). Identifying the driving forces of CO2 emissions of China's transport sector from temporal and spatial decomposition perspectives. *Environmental Science and Pollution Research https://doi.org/10.1007/s11356-019-05076-3.*

Zhang, Z.L., Xue, B., Pang, J.X. & Chen, X.P (2018). The decoupling of resource consumption and environmental impact from economic growth in China: Spatial pattern and temporal trend. *Sustainability, 8, 2-22.*

Zhao, X., Zhang, X., Li, N., Shao, S. & Geng, Y (2017). Decoupling economic growth from carbon dioxide emissions in China: A sectoral factor decomposition analysis. *J. Clean. Prod, 142, 3500–3516.*

Zheng, J., Hu, Y., Dong, S. & Li, Y (2019). The Spatiotemporal Pattern of Decoupling Transport CO2 Emissions from Economic Growth across 30 Provinces in China. *Sustainability 2019, 11, 2564; doi:10.3390/su11092564.*