

فصلنامه علمی

اقتصاد مقداری

(بررسی‌های اقتصادی سابق)

دانشکده اقتصاد و علوم اجتماعی دانشگاه شهید چمران اهواز

دوره بیست و یکم، شماره سوم، پاییز ۱۴۰۳

(شماره مسلسل ۸۲)

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

این نشریه هم اکنون در سایت‌های پایگاه استنادی علوم جهان اسلام (ISC) به آدرس (www.isc.gov.ir)، پایگاه نظام نمایه سازی مرکز منطقه‌ای اطلاع رسانی علوم و فناوری (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 مقاله‌های این نشریه به معنی تأیید مواضع نویسندگان نیست.

نشریه اقتصاد مقداری جهت تعاملات دوسویه و استفاده از ظرفیت‌های موجود، با انجمن علمی اقتصاد توسعه منطقه‌ای ایران تفاهم نامه‌ی 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: شماره ۱۲۴/۷۲۰ 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: ۶۱۳۵۷۴۳۳۳۷؛ صندوق پستی:

۶۱۳۵۵/۱۵۶؛ 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

اقتصاد مقداری (بررسی‌های 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: ۲۷۱۷-۴۲۷۱

کپی رایت © ۲۰۲۳ دانشگاه شهید چمران اهواز.

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

فصلنامه علمی - پژوهشی

اقتصاد مقداری

(بررسی‌های اقتصادی سابق)

دانشکده اقتصاد و علوم اجتماعی دانشگاه شهید چمران اهواز

دوره بیست و یکم، شماره سوم، پاییز ۱۴۰۳

صاحب امتیاز: دانشگاه شهید چمران اهواز

مدیر مسئول: دکتر حسن فرازمند

دبیر اجرایی: دکتر سید مرتضی افقه

ویراستار انگلیسی: دکتر امیر مشهدی

ویراستار فنی و صفحه آرا: آزاده بدوی

هیات تحریریه:

سرمدبیر: دکتر سید عزیز آرمن
مدیر داخلی: دکتر سید امین منصوری

استاد دانشگاه شهید چمران اهواز

استاد دانشگاه شهید چمران اهواز

دانشیار دانشگاه شهید چمران اهواز

استاد دانشگاه علامه طباطبایی تهران

استاد دانشگاه مازندران

استاد دانشگاه شهید چمران اهواز

استاد دانشگاه اصفهان

استاد دانشگاه فردوسی مشهد

استاد اقتصاد دانشگاه باهنر کرمان

استاد دانشگاه شهید چمران اهواز

استاد دانشگاه علامه طباطبایی تهران

دانشیار اقتصاد دانشگاه الزهرا

استاد اقتصاد دانشگاه اصفهان

استاد بازنشسته دانشگاه اصفهان

دانشیار بازنشسته دانشگاه شهید چمران اهواز

دکتر سید عزیز آرمن

دکتر حسن فرازمند

دکتر سید مرتضی افقه

دکتر سهیلا پروین

دکتر احمد جعفری صمیمی

دکتر رحیم چینی پرداز

دکتر مرتضی سامتی

دکتر مصطفی سلیمی فر

دکتر سید عبدالمجید جلائی

دکتر منصور زراء نژاد

دکتر محمدقلی یوسفی

دکتر حمید کردبچه

دکتر مجید صامتی

دکتر مصطفی عمادزاده

دکتر عبدالمجید آهنگری

هیات تحریریه بین المللی:

دکتر محسن بهمنی اسکویی

دکتر جواد صالحی اصفهانی

دکتر امیر کیا

دکتر غلامرضا نخعی زاده

دکتر محسن افشاریان

استاد برجسته دانشگاه ویسکانسین-میلواکی

استاد دانشکده اقتصاد انستیتوی پلی تکنیک ویرجینیا

استاد دانشکده اقتصاد گروه مالی و اقتصاد، دانشگاه یوتا ولی

استاد دانشگاه کارلر زوحیه آلمان

پسادکتری دانشگاه فنی مؤسسه کنترل و حسابداری برونشوویگ آلمان

همکاران علمی:

پژوهشکده اقتصاد دانشگاه تربیت مدرس	دکتر مرتضی عزتی
پژوهشکده اقتصاد دانشگاه تربیت مدرس	دکتر لطفعلی عاقلی کهنه شهری
پژوهشکده پولی بانک مرکزی	دکتر علی ارشدی
پژوهشکده پولی و بانکی بانک مرکزی	دکتر علی حسن زاده
پژوهشکده ی امور اقتصادی دانشگاه علامه طباطبایی	دکتر شهزاد برومند
دانشکده اقتصاد دانشگاه الزهرا	دکتر ابوالفضل شاه آبادی
دانشکده مدیریت دانشگاه تهران	دکتر عزت الله عباسیان
دانشکده اقتصاد دانشگاه بوعلی سینا همدان	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 تهران	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 زاهدان	دکتر محمدنبی شهیکی تاش
دانشکده اقتصاد دانشگاه شیراز	دکتر حسین مرزبان
دانشکده اقتصاد دانشگاه شیراز	دکتر رضا اکبریان
دانشکده اقتصاد دانشگاه شیراز	دکتر ابراهیم هادیان
دانشکده اقتصاد دانشگاه علامه طباطبایی	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 میبیدی
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 خوارزمی تهران	دکتر محسن ابراهیمی
دانشکده علوم اجتماعی و اقتصادی دانشگاه الزهرا	دکتر حمید کرد بچه

دانشکده اقتصاد و علوم اجتماعی دانشگاه شهید چمران اهواز	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 فرازمنند
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 اداری دانشگاه سیستان و بلوچستان	دکتر مصیب پهلوانی
دانشکده اقتصاد و مدیریت دانشگاه ارومیه	دکتر حسن حیدری
دانشکده اقتصاد و مدیریت دانشگاه ارومیه	دکتر کیومرث شهبازی
دانشکده علوم اجتماعی و اقتصاد دانشگاه الزهراء	دکتر فاطمه بزازان
دانشکده علوم اجتماعی و اقتصاد دانشگاه الزهراء	دکتر محمود حائریان
دانشکده علوم اجتماعی و اقتصاد دانشگاه الزهراء	دکتر مهدی پدram
دانشکده علوم اجتماعی و اقتصاد دانشگاه الزهراء	دکتر شمس الله شیرین بخش
دانشکده علوم اداری و اقتصاد دانشگاه اصفهان	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 فردوسی مشهد	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 اقتصادی و اداری دانشگاه مازندران	دکتر اسمعیل ایوبنوری
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 سیاسی دانشگاه شهید بهشتی	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 انسانی دانشگاه ایلام	دکتر حشمت الله عسگری
دانشکده علوم انسانی دانشگاه تربیت مدرس	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 عساری آرانی
دانشکده علوم انسانی دانشگاه یزد	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 و اجتماعی دانشگاه تبریز	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 عبدالهان
دانشکده علوم انسانی و اجتماعی دانشگاه تبریز	دکتر محمد باقر بهشتی
دانشکده علوم انسانی و اجتماعی دانشگاه تبریز	دکتر رضا رنچپور
دانشکده علوم ریاضی و آمار دانشگاه شهید چمران اهواز	دکتر رحیم چینی پرداز
دانشکده مدیریت و اقتصاد دانشگاه شهید باهنر کرمان	دکتر حسین اکبری فرد
دانشگاه امام صادق (ع)	دکتر عادل پیغامی
دانشگاه امام صادق (ع)	دکتر محمد مهدی عسگری
دانشگاه ایلام	دکتر عبدالله شایان زینیوند
دانشگاه آزاد اسلامی	دکتر روح الله زارع
دانشگاه آزاد اسلامی	دکتر فخرالدین فخرحسینی
دانشگاه آزاد اسلامی	دکتر هاشم زارع
دانشگاه بجنورد	دکتر فرشید پورشهایی
دانشگاه پیام نور	دکتر فرهاد خداداد کاشی
دانشگاه شهید باهنر کرمان	دکتر مجتبی بهمنی
موسسه عالی آموزش و پژوهش مدیریت و برنامه ریزی	دکتر سید احمدرضا جلالی نائینی

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، تجربه‌ها و تحقیقات نویسنده (یا نویسندگان) و به لحاظ محتوا، مقاله علمی پژوهشی باشد. مسوولیت صحت و سقم مطالب مقاله به عهده‌ی نویسنده است.
- ۳- مقاله قبلاً برای هیچ یک از نشریات (داخلی یا خارجی) ارسال یا در هیچ یک از نشریات (یا مجموعه مقالات همایش‌ها) چاپ نشده باشد.
- ۴- مقاله اصلی شامل عنوان، نویسندگان، چکیده، واژه‌های کلیدی، طبقه بندی JEL، مقدمه، بدنه‌ی اصلی، پیوست‌ها و فهرست منابع باشد.
تبصره: فایل اصلی مقاله "بدون نام نویسندگان" باشد.

تبصره ۲: اعضای هیئت علمی می‌بایست از ایمیل سازمانی به منظور ارسال مقاله استفاده نمایند.

تبصره ۳: به منظور رفاه نویسندگان، رعایت رسم الخط مجله اقتصاد مقداری در مرحله‌ی اول ارسال برای مجله اجباری نیست، با این وجود می‌بایست بخش‌های کلیدی یک مقاله‌ی پژوهشی را دارا باشد.

- نویسندگان محترم توجه کنند که همانگونه که فایل مشخصات نویسندگان را ارسال می‌کنند، در سامانه مجله نیز ترتیب نویسندگان مقاله، نویسنده‌ی مسئول و مشخصات آن‌ها همانند فرمت فایل ارسال شده باشد. تبعات عدم تطابق و رعایت این مسئله، به عهده‌ی نویسنده (گان) است.
- درجه‌ی علمی نویسنده و رشته، دانشکده، دانشگاه.....، شهر، کشور. به عنوان مثال:

- استادیار اقتصاد، دانشکده‌ی 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 آن‌ها 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 چکیده‌ی فارسی کوتاه که در فرمت اصلی مقاله ارسال می‌شود، چکیده گسترده (Extended Abstract) به صورت فارسی و انگلیسی حداقل ۴۵۰ کلمه (مطابق با فرم شماره ۴) ارسال شود.

- ۶- 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 ۴) 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

- مقایسه اثر تغییرات کفایت سرمایه بر اقتصاد و نظام بانکی ایران در بستر مقررات بال ۲ و ۳ (رویکرد DSGE).....۱
- محمد اریاب افضلی، کامران ندری، حسین توکلیان
- بررسی و پیش‌بینی تأثیر قیمت‌گذاری آب بر تغییرات ساختاری در ایران با رهیافت مدل تعادل عمومی قابل محاسبه پویا.....۳۰
- ریحانه عرب‌پور، سیدعبدالمجید جلائی، مهدی نجاتی
- قیمت جهانی فولاد و ارزش شرکت‌های آهنی در ایران.....۵۵
- مانی مؤتمنی، یوسف عیسی‌زاده روشن، علی انتظاری
- تأثیر مصرف انرژی‌های تجدیدپذیر بر توسعه یافتگی اجتماعی در کشورهای عضو OECD.....۸۳
- خجسته رحیمی، سجاد فرجی دیزجی، عباس عساری آرانی
- بررسی اثرات نامتقارن عوامل موثر بر درآمدهای مالیاتی در ایران با رویکرد رگرسیون کوانتایل.....۱۱۵
- آرش اعظمی، محمد نوفرستی، عباس عرب مازار
- کاربرد مدل غیرخطی فازی برای بررسی عوامل موثر بر مصرف و بهره‌وری انرژی در ایران.....۱۴۵
- مجتبی بهمنی، رضا شرف‌گنجویی، منصوره مراد علیزاده



فصلنامه‌ی اقتصاد مقداری

صفحه‌ی اصلی وب سایت مجله:

www.jqe.scu.ac.ir

شاپا الکترونیکی: ۲۷۱۷-۴۲۷۱

شاپا چاپی: ۲۰۰۸-۵۸۵۰



مقایسه‌ی اثر تغییرات کفایت سرمایه بر اقتصاد و نظام بانکی ایران در بستر مقررات بال ۲ و ۳ (رویکرد DSGE)

محمد ارباب افزلی*^{id}، کامران ندری**، حسین توکلیان***

* دانشجوی دکتری اقتصاد مالی پژوهشکده پولی و بانکی بانک مرکزی، تهران، ایران (نویسنده‌ی مسئول).

** دانشیار دانشکده معارف اسلامی و اقتصاد دانشگاه امام صادق (ع)، تهران، ایران.

*** دانشیار دانشکده اقتصاد دانشگاه علامه طباطبائی، تهران، ایران.

اطلاعات مقاله	طبقه‌بندی JEL: O42, O11, G21, C54
تاریخ دریافت: ۱۷ شهریور ۱۴۰۰	واژگان کلیدی:
تاریخ بازنگری: ۲۰ آذر ۱۴۰۰	نسبت کفایت سرمایه، احتیاطی کلان، تعادل عمومی پویای
تاریخ پذیرش: ۲۰ آذر ۱۴۰۰	تصادفی (DSGE)، مقررات بال، نظام بانکی
ارتباط با نویسنده مسئول:	آدرس پستی: تهران میدان آرژانتین، ابتدای آفریقا، پلاک ۱۰،
ایمیل: m.a.afzali@mbri.ac.ir	پژوهشکده پولی و بانکی بانک مرکزی، طبقه ۶. کد پستی:
0000-0001-9752-3729 ^{id}	۱۵۱۴۹۴۷۱۱۱

اطلاعات تکمیلی:

این مقاله برگرفته از پایان نامه‌ی دکتری آقای محمد ارباب افزلی تحت راهنمایی دکتر کامران ندری و دکتر حسین توکلیان در پژوهشکده پولی و بانکی بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران است.

قدردانی: از تمامی افراد و موسساتی که در انجام این تحقیق مولف را مساعدت نمودند، قدردانی می‌شود.

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

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

چکیده

هدف از این مطالعه تجزیه و تحلیل اثرات تغییر در نسبت کفایت سرمایه به عنوان یک ابزار احتیاطی کلان بر رفتار اقتصاد کلان و همچنین نظام بانکی ایران است. برای این منظور از یک الگو تعادل عمومی پویای تصادفی (DSGE) استفاده شده و در برآورد آن با توجه به تکنیک‌های ساختاری، چهار متغیر قابل مشاهده شامل شکاف متغیرهای تولید، کفایت سرمایه بانک‌ها، تورم، و نرخ رشد پایه پولی در بازه زمانی بهار ۱۳۸۳ تا زمستان ۱۳۹۹، در کنار برخی دیگر از پارامترهای مقداردهی شده از قبل در برآورد بیزی استفاده شده است و در نهایت توابع واکنش آنی الگو در دو سناریو حاکمیت اصول توافق‌نامه بال ۲ یا ۳ در مورد نسبت کفایت سرمایه، مورد تفسیر قرار گرفته‌اند. نتایج نشان‌دهنده آن است که تقویت و ارتقای نسبت کفایت سرمایه در کوتاه‌مدت و میان‌مدت اثرات مثبت در نرخ رشد اقتصادی و نیز کاهش قابل توجه در نرخ تورم خواهد داشت. همچنین نتایج نشان داد که بانک‌های کشور در برابر تقویت نسبت کفایت سرمایه واکنش فوری از خود نشان می‌دهند و با افزایش تسهیلات‌دهی سعی در تعدیل مجدد این نسبت دارند. از اینرو در میان‌مدت و بلندمدت نمی‌توان نسبت به تثبیت یا کاهش فرایند خلق نقدینگی و افزایش حجم پول از محل تقویت نسبت کفایت سرمایه بانک‌ها امیدوار بود. از دیگر یافته‌های الگو این است که به طور کلی خارج شدن نسبت کفایت سرمایه از مقادیر تعادلی خود در نظام بانکی ایران در شرایط فرضی استقرار مقررات بال ۳، متغیرهای کلان اقتصادی و همچنین مؤلفه‌های عملیات بانکی را در مقایسه با شرایط حاکمیت اصول بال ۲ با نوسانات کمتری مواجه می‌کند.

ارجاع به مقاله:

ارباب افضلی، محمد، ندری، کامران و توکلین، حسین. (۱۴۰۳). مقایسه‌ی اثر تغییرات کفایت سرمایه بر اقتصاد و نظام بانکی ایران در بستر مقررات بال ۲ و ۳ (رویکرد DSGE). فصلنامه‌ی اقتصاد مقداری (بررسی‌های اقتصادی سابق)، ۲۱(۳)، ۱-۲۹.

doi: 10.22055/jqe.2021.38511.2405



© 2024 Shahid Chamran University of Ahvaz, Ahvaz, Iran. This article is an open access article distributed under the terms and conditions of the Creative Commons Attribution-NonCommercial 4.0 International (CC BY-NC 4.0 license) (<http://creativecommons.org/licenses/by-nc/4.0/>)

۱- مقدمه

بانک‌ها به عنوان موسسات مالی و خدماتی نقش تعیین‌کننده‌ای در گردش پول و ثروت جامعه برعهده دارند و از این‌رو از جایگاه ویژه‌ای در اقتصاد هر کشور برخوردارند. از این‌رو فعالیت مطلوب و موثر بانک‌ها می‌تواند در رشد بخش‌های مختلف اقتصادی و افزایش سطح کمی و کیفی تولیدات آثار مهمی بر جای گذارد. بر این اساس از یک سو با توجه به توسعه بخش بانکی کشور و از سوی دیگر شرایط خاص اکوسیستم بانکداری بین‌المللی که در آن

پیروی از اصول و توصیه‌های نهادها و سازمان‌هایی نظیر کمیته بال^۱ از جایگاه ویژه‌ای برخوردار است، لزوم پایش مستمر مخاطرات بخش بانکی کشور از بعد کلان اهمیت مضاعف یافته است. نسبت بالای مطالبات معوق و مشکوک‌الوصول بانک‌ها، غیرجاری شدن مطالبات بانک‌ها از دولت، پیشی گرفتن تسهیلات بانک‌ها از سپرده‌های آن‌ها، فقدان ابزارهای مدیریت دارایی‌ها و بدهی‌های بانک‌ها و پدیده‌هایی از این قبیل نشان می‌دهند که تأمین سلامت نظام بانکی کشور باید به یک دغدغه جدی سیاستگذاران اقتصادی تبدیل شده و برای آن چاره‌اندیشی شود. به علاوه بر پایه یافته‌های تحقیقات انجام شده پس از بحران مالی ۲۰۰۷-۲۰۰۸، نظارت بر بانک‌ها در مقیاس خرد، صرف نظر از میزان کارآمدی آن، لزوماً سلامت نظام بانکی را در مقیاس کلان برآورده نمی‌کند. از این رو لحاظ نمودن اهداف تثبیتی از سوی سیاست‌گذار پولی در تابع هدف خود با درنظر داشتن اقتضائات چرخه‌ای اقتصاد کلان، در کنار سایر اهداف متعارف خود، می‌تواند زمینه را برای نظارت مؤثرتر بر شبکه بانکی و در نتیجه کاهش آثار سو مورد اشاره در فوق، فراهم نماید (Catalan & Ganapolsky, 2014). از طرف دیگر اثرگذاری استانداردهای کمیته بال که با هدف ایجاد رهنمودهای لازم جهت بهبود عملکرد بانک‌ها در جهت پوشش مخاطرات مختلف طراحی شده است، هنوز بر نوسانات اقتصاد کلان ایران مورد آزمون و شبیه‌سازی قرار نگرفته است. از این رو به دلیل اهمیت رابطه عملکرد سیستم بانکی و بخش واقعی اقتصاد، ارتباط آن با استانداردهای مقررات بال، درک و تبیین عکس‌العمل بین مقررات سرمایه بانک و نوسانات اقتصاد کلان برای سیاستگذاران و محققان اقتصادی اهمیت به‌سزایی دارد.

مطالعات سال‌های پس از بحران مالی، ابزارهای احتیاطی کلان^۲ مختلفی را به منظور تثبیت مالی و جلوگیری از انتقال تکانه‌های مالی به بخش واقعی اقتصاد طراحی نموده‌اند که می‌توان آن‌ها را در سه دسته کلی؛ ابزارهای سمت دارایی^۳، ابزارهای بر پایه نقدینگی^۴ و ابزارهای بر پایه سرمایه^۵ تقسیم‌بندی نمود (Akram, 2014). اما مدل‌سازی

¹ Basel Committee on Banking Supervision

² Macroprudential instruments

³ Asset-side tools

⁴ Liquidity-base tools

⁵ Capital-base tools

سیاست‌های احتیاطی کلان و به طور کلی وارد نمودن بخش‌های مالی و بانکداری در تحلیل‌های تجربی اقتصاد کلان در ایران مقوله‌ایست که کمتر مورد توجه محققان قرار گرفته است. از میان ابزارهای سه‌گانه احتیاطی کلان که در بالا به آن‌ها اشاره شد، با توجه به مقتضیات نظام بانکی ایران و قابلیت کاربردی ابزارهای مختلف، در این تحقیق از ابزارهای احتیاطی بر پایه سرمایه و با محوریت نسبت کفایت سرمایه^۶ استفاده خواهیم نمود. اصل کفایت سرمایه از مهمترین اصول استانداردهای کمیته بال است که بر حفظ و نگهداری نسبت مشخصی از سرمایه در هر بانک تأکید دارد. سرمایه مناسب و کافی یکی از شرایط لازم برای حفظ سلامت نظام بانکی است و هریک از بانک‌ها و مؤسسات اعتباری برای تضمین ثبات و پایداری فعالیت‌های خود باید همواره نسبت مناسبی را میان سرمایه و ریسک موجود در دارایی‌های خود برقرار نمایند. از این رو در این مطالعه سعی خواهد شد، با به‌کارگیری یک الگو DSGE، اثرات تغییر در نسبت کفایت سرمایه به عنوان یک ابزار احتیاطی کلان مدل‌سازی شده بر اقتصاد کلان و همچنین رفتار نظام بانکی ایران، مورد تجزیه و تحلیل قرار گیرد.

۲- پیشنهاد تحقیق

لازی و همکاران^۷ در تحقیقی که در بانک مرکزی اروپا^۸ در سال ۲۰۱۸ انجام دادند، با استفاده از یک الگوی DSGE در مقیاس متوسط، عملکرد اقتصاد کلان را در شرایط مختلف اعمال مقررات سپر سرمایه ضدچرخه‌ای^۹ (CCyB) برای یک اقتصاد باز کوچک^{۱۰} برآورد کرده‌اند. آن‌ها دریافتند که قوانین مبتنی بر شکاف اعتباری، منجر به شکل‌گیری یک اثر جانشینی میان تثبیت نوسانات ناشی از بازار مسکن و نوسانات ناشی از تکانه‌های تقاضای خارجی می‌شود. در چنین شرایطی اگر رگولاتور قیمت مسکن را هدف قرار دهد، این اثر جانشینی از بین می‌رود. در نتیجه، قانون ساده بهینه CCyB فقط به قیمت مسکن بستگی دارد اما به شکاف اعتباری بستگی ندارد. علاوه بر این قانون ساده بهینه منجر به افزایش قابل توجهی رفاه در

⁶ Capital adequacy ratio

⁷ Lozej and etc. (2018)

⁸ European Central Bank (ECB)

⁹ Countercyclical capital buffer

¹⁰ Small open economy

مقایسه با وضعیتی که مقررات CCyB وجود ندارد، نمی‌شود (Lozej, Onorante & Rannenberg, 2018).

هریستوف و هالسوینگ^{۱۱} در سال ۲۰۱۷ یک الگو DSGE ارائه می‌دهند که در آن بانک‌ها در پرتفوی تسهیلات اعطایی خود با ضررهای غیرمنتظره روبرو می‌شوند و از سوی سیاستگذار نیز مشمول تنظیم مقررات کفایت سرمایه هستند. این چارچوب برای بررسی اهمیت تعامل بین شرایط اقتصاد کلان، نکول اعتبار و سرمایه بانک و نیز بررسی مکانیزم انتقال تکانه‌های اقتصاد کلان استفاده می‌شود. در چهارچوب پیشنهادی که آنها ارائه داده‌اند، الگو به خوبی با داده‌های منطقه یورو سازگاری دارد. تجزیه و تحلیل توابع واکنش آنی نشان می‌دهد که تعامل فوق‌الذکر به طور قابل توجهی قدرت پاسخگویی اقتصاد به طرف تقاضا اختلالات پولی را افزایش می‌دهد. این افزایش به ویژه در خصوص تکانه مصارف دولت بسیار شدید است. الگو آنها همچنین می‌تواند دو ویژگی بازار مالی را که در ادبیات تجربی ثبت شده است را تکرار کند. اول موافق‌چرخه‌ای^{۱۲} بودن سودآوری بانک و پاسخ ضدچرخه‌ای نرخ‌های نکول و گسترش اعتبار به تکانه‌های سیاست پولی (Hristov & Hülsewig, 2017).

روبیو و کاراسکو-گالگو^{۱۳} در سال ۲۰۱۶ طی مطالعه‌ای یک مدل تعادل عمومی تصادفی پویا (DSGE) را که دارای بازار مسکن و واسطه مالی است، به عنوان مبنایی برای ارزیابی رفاه حاصل از تغییر مقررات بانکی بال ۱، ۲ و ۳، بکار گرفته‌اند و دریافتند که الزامات مربوط به کفایت سرمایه وضع شده از سوی رگولاتور، نسبت به وضعیت بدون وجود این مقررات، لزوماً رفاه بالاتری را برای جامعه به ارمغان نمی‌آورد. با این حال، با توجه به توصیه بال ۳ مبنی بر این که باید از سرمایه اضافی اختیاری برای جلوگیری از رشد بیش از حد اعتبار استفاده شود، آنها در مطالعه خود برای لحاظ کردن سپر سرمایه، یک «قاعده احتیاطی کلان ضدچرخه‌ای» پیشنهاد کرده‌اند که در آن الزامات سرمایه‌ای مصرح در توصیه‌نامه‌های بال به رشد اعتبارات، تولید و قیمت مسکن واکنش نشان می‌دهد. در نهایت

¹¹ Hristov and Hülsewig (2017)

¹² Pro-cyclicality

¹³ Rubio & Carrasco-Gallego (2016)

یافته‌های آنها در این خصوص حاکی از آن است که اجرای بهینه مولفه‌های احتیاطی کلان در بال ۳، می‌تواند سطح رفاه را بهبود بدهد (Rubio & Carrasco-Gallego (2016)).

پاگادوان و ماژوکا^{۱۴} در مطالعه سال ۲۰۱۶ خود یک الگو DSGE را برای یک اقتصاد باز کوچک با رویکرد کینزی جدید توسعه دادند. در این الگو روابط میان بخش مالی و واقعی اقتصاد از طریق سیستم بانکی و تنظیم مقررات احتیاطی کلان شکل داده شده است. مطالعه آنها دو هدف اصلی دارد. اول، درک نقش واسطه‌گری بانکی و اصطکاک‌های مالی در انتقال سیاست پولی؛ و دوم، بررسی پیامدهای اعمال مقررات احتیاطی کلان در سیستم بانکی بر بخش واقعی اقتصاد. نتایج تحقیقات آنها حاکی از آن است که اگرچه ابزارهای احتیاطی کلان پیش بینی شده توسط بانک‌های مرکزی ممکن است به هدف حفاظت از ثبات مالی سیستم بانکی دست یابد، اما مراقبت از تأثیرات آنها در نوسانات چرخه‌های تجاری کوتاه مدت اقتصاد مهم است (Pagaduan & Majuca, 2016).

آگنور و همکاران^{۱۵} در سال ۲۰۱۲ در مقاله خود اثرات سیکلی مقررات سرمایه بانک را در یک الگو نیوکینزی و با وجود بازار ناقص اعتبارات و کانال هزینه سیاست پولی بررسی کرده‌اند. یافته‌های این مقاله حاکی از این است که سرمایه بانک ابزاری در اختیار بانک قرار می‌دهد تا بتواند اعتبار گیرندگان را کنترل کند و احتمال بازپرداخت وام افزایش یابد. در این مقاله مقررات کفایت سرمایه بر اساس اصول بال ۱ و بال ۲ برای یک کشور در حال توسعه با استفاده از روش تعادل عمومی پویای تصادفی مدل‌سازی شده است. شبیه‌سازی تکانه عرضه بیانگر این است که احتمال بازپرداخت به نسبت سرمایه به وام وابسته است و مقررات کفایت سرمایه بر اساس اصول بال ۲ اثرات سیکلی کمتری نسبت به مقررات کفایت سرمایه بر اساس اصول بال ۱ دارد (Agenor, Alper & Pereira da Silva, 2012).

از میان پژوهشگران ایرانی درگاهی و هادیان در سال ۱۳۹۶ طی مطالعه‌ای به بررسی نقش سیاست‌های اقتصاد کلان در ثبات مالی اقتصاد ایران پرداخته‌اند. آنها در ابتدا الگویی طراحی کرده‌اند تا توانایی نشان دادن آثار سیاست‌های مالی، پولی و ارزی را بر محیط اقتصاد کلان، با لحاظ بخش مالی داشته باشد. سپس با توجه به ماهیت دولتی بودن اقتصاد ایران و وابستگی آن به درآمدهای نفتی، آثار تکانه درآمدهای نفتی بر محیط اقتصادی و به

¹⁴ Pagaduan and Majuca (2016)

¹⁵ Agenor, P-R: K. Alper and Pereira da Silva, (2012)

ویژه بخش مالی در دو وضعیت «شرایط موجود» و «شرایط کاربرد سیاست‌های ثبات‌ساز در اقتصاد کلان» را با یکدیگر مقایسه کرده‌اند. نتایج این تحقیق در بردارنده دو نکته مهم است: اول آنکه کاربرد سیاست‌های ثبات‌ساز در اقتصاد کلان، از طریق کاهش نوسانات متغیرهای بخش حقیقی، باعث کاهش بی‌ثباتی و آسیب‌پذیری‌های بخش مالی می‌شود، و دوم اینکه به دلیل ارتباط دوسویه بخش مالی و بخش واقعی، اثرات کاهش بی‌ثباتی و آسیب‌پذیری‌های بخش مالی سبب تقویت آثار سیاست‌های ثبات‌ساز در اقتصاد کلان در بخش واقعی می‌شود (Dargahi & Hadian, 2017). الباجی و همکاران (۱۴۰۲)، به بررسی تاثیرپذیری اقتصاد کلان ایران از سیاست‌های پولی و ارزی با روش DSGE پرداخته‌اند. نتایج نشان می‌دهد که سیستم ارزی مدیریت‌شده (MER) چهار برابر برتری نسبت به هر چهار سیستم فوق‌العاده است و زیان‌های بانک مرکزی را تا حد زیادی کاهش می‌دهد و در مقایسه با سایر سامانه‌های چشم، نوسانات بخش خارجی اقتصاد ایران نیز می‌باشد. به حداقل رساند. بنابراین لازم است بانک مرکزی در تنظیم بسته‌های سیاستی به شدت از نظام ارزی میانی به عنوان سناریوی غالب استفاده کند (Albaji, Azarbayjani, & Daei-Karimzadeh, 2023). هستیانی و همکاران (۱۴۰۲)، به بررسی بانکداری متعارف و اسلامی پرداخته‌اند، که نتایج تحقیق نشان داد عملکرد بانک‌های اسلامی در مقایسه با بانک‌های نظام بانکی متعارف بر اساس هر دو مدل، کاراتر می‌باشد (Abolhasani Hastiani, Amini, Milani, Sharif Moghaddasi, & Bayat, 2024).

۳- الگو تحقیق

برای بررسی اهداف این مطالعه، از یک الگوی DSGE نیوکنزی مشابه با الگو بکارگرفته شده توسط روبیو و کاراسکو-گالگو در مطالعه سال ۲۰۱۶ استفاده کرده‌ایم که در آن علاوه بر مصرف، مسکن نیز در تابع مطلوبیت خانوار وجود دارد. این اقتصاد بسته شامل خانوارهای صبور (پس اندازکننده) و بی‌تاب (وام گیرنده)، واسطه‌گران مالی (بانکداران) و یک بنگاه تولیدکننده کالاهای نهایی است. خانوارها در طول دوره کار می‌کنند و سپس منابع حاصل را صرف تقاضا برای کالاهای مصرفی و مسکن می‌کنند و بخشی را نیز به صورت نقد نگه‌داری می‌کنند. البته روبیو و کاراسکو-گالگو پول را تابع مطلوبیت خانوار را در نظر نگرفته‌اند، اما در این مطالعه فرض بر این است که خانوارهای ایرانی نیز مقداری از ثروت خود را به صورت پول حفظ می‌کنند.

واسطه‌گران مالی یا همان بانکداران وظیفه گردش وجوه بین مصرف‌کنندگان را دارند. از آنجا که آنها در این امر تحت مقررات سیاستگذار پولی (بانک مرکزی) عمل می‌کنند، در میزان و شرایط سپرده‌پذیری خود از پس اندازکنندگان و همچنین اعطای تسهیلات به وام‌گیرندگان با محدودیت اعتباری مواجه هستند. بنگاه نماینده نیز نیروی کار عرضه شده از سوی خانوارها را به کالای نهایی تبدیل می‌کند.

الگو ما شامل بخش بانکی نیز هست که برای بحث در مورد مقررات کفایت سرمایه در توافق نامه بال بسیار مهم است. علاوه بر این ما پول را نیز در تابع مطلوبیت خانوار وارد می‌کنیم. بنابراین به نظر می‌رسد که الگو پیشنهادی در این مطالعه حاوی ویژگی‌های لازم برای مواجهه با سوالات تحقیق است و شواهد تجربی از آن پشتیبانی می‌کند.

۴- خانوار

۴-۱- پس‌اندازکنندگان

خانوارهای پس‌اندازکننده در این الگو از طریق انتخاب مصرف، مسکن، پول و عرضه نیروی کار به دنبال حداکثرسازی مطلوبیت تنزیل شده انتظاری بین دوره‌ای خود هستند.

$$\max E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta_s^t \left[\log C_{s,t} + j \log H_{s,t} + \frac{m_t^{1-\zeta}}{1-\zeta} - \frac{(N_{s,t})^\eta}{\eta} \right], \quad (1)$$

که در آن $\beta_s \in (0,1)$ عامل تنزیل ذهنی است. E_0 عملگر انتظارات و متغیرهای $C_{s,t}$ ، $H_{s,t}$ ، m_t و $N_{s,t}$ به ترتیب نماینده مصرف خانوار پس‌اندازکننده در زمان t ، تقاضا برای سطح مشخصی از مسکن، تقاضای پول و ساعات کار برای این خانوار هستند. همچنین $1/(\eta-1)$ کشش عرضه نیروی کار و $1/(\zeta-1)$ کشش تقاضای پول را نمایندگی می‌کنند و در آنها شرط $\eta > 0$ و $\zeta > 0$ برقرار است. ضریب $j > 0$ نیز بیانگر وزن نسبی مسکن در تابع مطلوبیت می‌باشد.

این خانوار در حداکثرسازی تابع مطلوبیت فوق با قید بودجه بین‌زمانی زیر مواجه است:

$$C_{s,t} + m_t + d_t + q_t (H_{s,t} - H_{s,t-1}) = \frac{R_{s,t-1} d_{t-1}}{\pi_t} + w_{s,t} N_{s,t} + \frac{m_{t-1}}{\pi_t} + \frac{X_t - 1}{X_t} Y_t, \quad (2)$$

در رابطه (۲) d_t نشان‌دهنده مبالغ سپرده‌گذاری شده نزد بانک‌ها از سوی پس‌انداز کنندگان است. همچنین $R_{s,t}$ بازده ناخالص یا همان نرخ سود اعطایی به سپرده‌گذاران، q_t قیمت هر واحد مسکن مصرفی خانوار و $w_{s,t}$ نرخ دستمزد واقعی هستند. عبارت $\frac{X_t - 1}{X_t} Y_t$ ناظر به سود بنگاه می‌باشد که به خانوار پس‌اندازکننده تعلق می‌گیرد و در آن X_t مارک‌آپ بنگاه و Y_t سطح تولید است. با این صورت‌بندی، شروط مرتبه اول در بهینه‌یابی به شرح زیر خواهند بود:

$$\frac{1}{C_{s,t}} = \beta_s E_t \left(\frac{R_{s,t}}{\pi_{t+1} C_{s,t+1}} \right), \quad (3)$$

$$\frac{q_t}{C_{s,t}} = \frac{j}{H_{s,t}} + \beta_s E_t \left(\frac{q_{t+1}}{C_{s,t+1}} \right), \quad (4)$$

$$w_{s,t} = (N_{s,t})^{\eta-1} C_{s,t}. \quad (5)$$

$$\frac{1}{C_{s,t}} = m^{-\zeta} + \frac{1}{C_{s,t} R_{s,t}} \quad (6)$$

رابطه (۳) معادله اولر یا همان شرط بین‌زمانی مصرف را نشان می‌دهد. رابطه (۴) بیانگر تقاضا برای مسکن، معادله (۵) عرضه نیروی کار و بالاخره رابطه (۶) تابع تقاضای پول را نمایندگی می‌کند.

۴-۲- قرض‌گیرندگان

تابع مطلوبیت خانوار قرض‌گیرنده به شکل زیر است:

$$\max E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta_b^t \left[\log C_{b,t} + j \log H_{b,t} - \frac{(N_{b,t})^\eta}{\eta} \right], \quad (7)$$

که در آن $\beta_b \in (0,1)$ عامل تنزیل ذهنی خانوار غیرصبور (بی‌تاب) است. این خانوار برای حل تابع مطلوبیت فوق با قید بودجه و قید وثیقه به شرح زیر مواجه است:

$$C_{b,t} + \frac{R_{b,t} b_{t-1}}{\pi_{t+1}} + q_t (H_{b,t} - H_{b,t-1}) = b_t + w_{b,t} N_{b,t}, \quad (8)$$

$$b_t \leq E_t \left(\frac{1}{R_{b,t+1}} k q_{t+1} H_{b,t} \pi_{t+1} \right), \quad (9)$$

در اینجا b_t ناظر به حجم و $R_{b,t}$ نرخ سود ناخالص تسهیلات اعطایی به قرض‌گیرندگان می‌باشد و k را می‌توان نسبت وام به ارزش وثیقه^{۱۶} (LTV) تفسیر نمود. در این شرایط وام‌گیرندگان با قیدی مواجه هستند که مطابق با آن سقف تسهیلات اعطایی به آنها حداکثر به میزان ارزش فعلی تنزیل شده موجودی مسکن خودشان خواهد بود. شرایط مرتبه اول در فرآیند حداکثرسازی مطلوبیت خانوارهای قرض‌گیرنده به شرح زیر خواهد بود:

$$\frac{1}{C_{b,t}} = \beta_b E_t \left(\frac{R_{b,t+1}}{\pi_{t+1} C_{b,t+1}} \right) + \lambda_{b,t}, \quad (10)$$

$$\frac{j}{H_{b,t}} = E_t \left(\frac{1}{C_{b,t}} q_t - \beta_b E_t \left(\frac{q_{t+1}}{C_{b,t+1}} \right) \right) - \lambda_{b,t} E_t \left(\frac{1}{R_{b,t+1}} k q_{t+1} \pi_{t+1} \right), \quad (11)$$

$$w_{b,t} = (N_{b,t})^{\eta-1} C_{b,t}. \quad (12)$$

که در رابطه (۱۰) ضریب تکاثر در قید استقرار می‌باشد.

۴-۳- واسطه‌گران مالی (بانک‌ها)

بانک‌ها به عنوان اصلی‌ترین واسطه‌گران مالی در این الگو به دنبال حداکثرسازی سود خود به شرح زیر می‌باشند:

$$\max E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta_f^t [\log div_{f,t}], \quad (13)$$

¹⁶ Loan to Value Ratio

در این رابطه $\beta_b \in (0,1)$ نرخ تنزیل واسطه‌گر مالی (بانک) و $div_{f,t}$ سود حاصل از فعالیت آن طی دوره می‌باشد که فرض می‌شود در همان دوره به طور کامل توسط واسطه‌گر مالی (بانک) مصرف می‌شود. بنابراین: $div_{f,t} = C_{f,t}$.

$$div_{f,t} + \frac{R_{s,t-1}d_{t-1}}{\pi_t} + b_t = d_t + \frac{R_{b,t}b_{t-1}}{\pi_t}, \quad (14)$$

قید بودجه‌ای که واسطه‌گر مالی (بانک) در مسأله حداکثرسازی سود خود با آن مواجه است نیز در رابطه (۱۴) آمده است. در سمت راست این رابطه منابع بانک شامل سپرده‌های خانوارهای پس‌اندازکننده و بازپرداخت تسهیلات قبلی خانوارهای قرض‌گیرنده قرار دارد. بانک این منابع را صرف پرداخت به سپرده‌گذاران، اعطای تسهیلات جدید و یا مصرف خود (اقلام سمت چپ رابطه (۱۴)) می‌کند.

مطابق با رویکرد روبیو و کاراسکو-گالگو (۲۰۱۶) فرض می‌کنیم که بانک تحت مقررات کفایت سرمایه فعالیت می‌کند و میزان سرمایه آن نیز برابر با حجم تسهیلات اعطایی (b_t) به عنوان دارایی‌های بانک، منهای سپرده‌های خانوارها نزد بانک به عنوان بدهی بانک به دست می‌آید:

$$Cap_t = b_t - d_t \quad (15)$$

بنابراین برای تأمین مقررات کفایت سرمایه، حاصل تقسیم سرمایه به دارایی‌های بانک بایستی از نسبت معینی بزرگتر باشد:

$$\frac{b_t - d_t}{b_t} \geq CRR. \quad (16)$$

رابطه فوق را می‌توان به صورت زیر بازنویسی کرد:

$$d_t \leq (1 - CRR)b_t \quad (17)$$

در رابطه (۱۷) اگر فرض کنیم $\gamma = (1 - CRR)$ ، می‌توانیم شرط نسبت کفایت سرمایه را به عنوان قید وثیقه استاندارد به صورت زیر بازتعریف کنیم:

$$d_t \leq \gamma b_t \quad (18)$$

که در آن $\gamma < 1$ و شرایط مرتبه اول برای سپرده‌ها و تسهیلات به صورت زیر خواهد بود:

$$\frac{1}{div_{f,t}} = \beta_f E_t \left(\frac{R_{s,t}}{div_{f,t+1} \pi_{t+1}} \right) + \lambda_{f,t}, \quad (19)$$

$$\frac{1}{div_{f,t}} = \beta_f E_t \left(\frac{R_{b,t+1}}{div_{f,t+1} \pi_{t+1}} \right) + \gamma \lambda_{f,t}, \quad (20)$$

در این روابط، $\lambda_{f,t}$ ضریب تکاثر قید استقراض برای واسطه‌گر مالی (بانک) است و از آنجا که واسطه‌گران مالی نرخ تنزیل کمتری در مقایسه با سپرده‌گذاران دارند ($\beta_f < \beta_s$)، این شرط متضمن آن است که در شرایط تعادل پایدار این ضریب تکاثر از شرایط زیر برخوردار است:

$$\lambda_f = \frac{\beta_s - \beta_f}{\beta_s} > 0 \quad (21)$$

۴-۴- تولیدکننده کالای نهایی

مجموعه‌ای از تولیدکنندگان کالاهای نهایی یکسان وجود دارد که تحت شرایط رقابت کامل و قیمت‌های انعطاف‌پذیر فعالیت می‌کنند. آنها کالاهای واسطه‌ای را بر اساس تابع تولید زیر تبدیل به کالای نهایی می‌کنند:

$$Y_t = \left[\int_0^1 Y_t(z)^{\frac{\varepsilon-1}{\varepsilon}} dz \right]^{\frac{\varepsilon}{\varepsilon-1}}, \quad (22)$$

در این رابطه $\varepsilon > 1$ و نماینده کشش جانشینی میان کالاهای واسطه‌ای است. بنگاه تولید کننده کالای نهایی با تقاضای مشخصی از کالاهای واسطه‌ای z ، اقدام به حداقل‌سازی هزینه‌های خود در تولید کالای نهایی $Y_t(z)$ می‌کند:

$$Y_t = \left(\frac{P_t(z)}{P_t} \right)^{-\varepsilon} Y_t, \quad (23)$$

در اینجا P_t شاخص قیمت بوده و مطابق با روابط بالا به صورت زیر در خواهد آمد:

$$P_t = \left[\int P_t(z)^{1-\varepsilon} dz \right]^{\frac{1}{\varepsilon-1}}, \quad (24)$$

۴-۵- تولید کننده کالای واسطه‌ای

با پیروی از مطالعه روبیو و کاراسکو-گالگو (۲۰۱۶) کالاهای واسطه‌ای در یک بازار رقابت انحصاری و بر اساس تابع تولید زیر تولید می‌شوند:

$$Y_t(z) = A_t N_{s,t}(z)^\alpha N_{b,t}(z)^{(1-\alpha)} \quad (25)$$

در این تابع تولید $\alpha \in [0,1]$ تعیین‌کننده اندازه نسبی نیروی کار عرضه شده از سوی هریک از خانوارهای پس‌اندازکننده و قرض‌گیرنده می‌باشد^{۱۷}.

این تابع تولید کاب-داگلاس به این معنی است که در فرآیند تولید، استفاده از ظرفیت نیروی کار هریک از دو گروه خانوارهای پس‌اندازکننده و قرض‌گیرنده، جانشین کامل یکدیگر نیستند. این فرض را می‌توان با این واقعیت توجیه کرد که پس‌اندازکنندگان مالکان بنگاه‌ها هستند و دستمزد آنها بالاتر از قرض‌گیرندگان است. یا اینکه پس‌اندازکنندگان مسن‌تر از قرض‌گیرندگان هستند و بنابراین ماهرتر یا باتجربه‌تر هستند.

در این تابع تولید A_t نماینده سطح تکنولوژی بوده و از یک فرآیند اتورگرسیو مرتبه اول به شرح زیر پیروی می‌کند:

$$\log(A_t) = \rho_A \log(A_{t-1}) + u_{A_t} \quad (26)$$

در این رابطه ρ_A ضریب اتورگرسیو و u_{A_t} تکانه توزیع شده نرمال تکنولوژی می‌باشد. مقدار تکنولوژی در سطوح پایدار را می‌توانیم معادل ۱ در نظر بگیریم. تقاضای نیروی کار از سوی بنگاه تولیدکننده کالای واسطه‌ای برای دو گروه خانوار نیز به شرح روابط زیر تعیین می‌شود:

$$w_{s,t} = \frac{1}{X_t} \alpha \frac{Y_t}{N_{s,t}}, \quad (27)$$

$$w_{b,t} = \frac{1}{X_t} (1-\alpha) \frac{Y_t}{N_{b,t}}, \quad (28)$$

در روابط فوق X_t مارک‌آپ قیمت یا همان معکوس هزینه نهایی تولید کالای واسطه‌ای z است. مسأله قیمت‌گذاری برای تولیدکننده کالای واسطه‌ای، از الگوی کالوو^{۱۸} پیروی می‌کند. یعنی تولیدکننده کالای واسطه‌ای خود را با قیمت $P_t(z)$ به فروش می‌رساند و با احتمال

^{۱۷} توجه شود که اندازه مطلق هر گروه یک است.

^{۱۸} Calvo (1983)

$\theta, \in [0, 1]$ قادر خواهد بود قیمت فروش را در هر دوره تغییر دهد. اگر $P_t^*(z)$ قیمت جدید بهینه باشد، خواهیم داشت:

$$\sum_{k=0}^{\infty} (\theta\beta)^k E_t \left\{ \Lambda_{t,t+k} \left[\frac{P_t^*(z)}{P_{t+k}} - \frac{\varepsilon/(\varepsilon-1)}{X_{t+k}} \right] Y_{t+k}^*(z) \right\} = 0 \quad (29)$$

در این رابطه $\varepsilon/(\varepsilon-1)$ مارک‌آپ قیمت در شرایط تعادل پایدار می‌باشد و سطح کلی قیمت‌ها نیز از طریق رابطه زیر به دست می‌آید:

$$P_t = \left[\theta P_{t-1}^{1-\varepsilon} + (1-\theta)(P_t^*)^{1-\varepsilon} \right]^{1/(1-\varepsilon)} \quad (30)$$

با استفاده از معادلات (۲۹) و (۳۰) و لگاریتم‌خطی کردن روابط می‌توان منحنی فیلیپس نیوکینزی^{۱۹} پیش‌نگر استاندارد را به شکل $\hat{\pi}_t = \beta E_t \hat{\pi}_{t+1} - \psi \hat{x}_t + u_{\pi}$ استخراج نمود که مطابق با آن تورم با تورم انتظاری رابطه مثبت و با مارک‌آپ قیمت رابطه عکس دارد. همچنین $u_{\pi} \equiv (1-\theta)(1-\beta\theta)/\theta$.

۴-۶- بانک مرکزی و سیاستگذاری پولی

برخلاف رویکرد رویبو و کاراسکو-گالگو (۲۰۱۶)، در این مطالعه از قاعده تیلور^{۲۰} برای مدل‌سازی رفتار بانک مرکزی استفاده نشده است. زیرا از یک سو در قاعده تیلور ابزار سیاست پولی نرخ بهره است و در ایران به دلیل حاکم بودن قانون بانکداری بدون ربا، بانک مرکزی نمی‌تواند از نرخ بهره به عنوان ابزار سیاست پولی استفاده کند. از سوی دیگر مکانیسم اعمال سیاست پولی از طریق قاعده تیلور مبتنی بر عملیات بازار باز صورت می‌پذیرد که منتهی به کنترل پایه پولی می‌شود. در این خصوص شرط بسیار مهم عملیاتی شدن قاعده تیلور آن است که بخش قابل توجه دارایی‌های بانک مرکزی به صورت اوراق قرضه دولتی باشد و بانک مرکزی بتواند به راحتی از طریق خرید و فروش اوراق در بازار بین‌بانکی اقدام به سیاست پولی نماید. این در حالی است که سهم اوراق دولتی در ترانزنامه بانک مرکزی ایران و پایه پولی ناچیز است و به همین دلیل عملاتی‌کنندگی در اقتصاد را ندارد. بنابراین با توجه به این محدودیت و با در نظر داشتن این نکته که به دلیل تمایل

¹⁹ New Keynesian Phillips Curve

²⁰ Taylor rule

بالای بانک مرکزی در کنترل کل‌های پولی بانک مرکزی در کنترل کل‌های پولی مانند نرخ رشد پایه پولی و عرضه پول، این متغیرها در کشورهای نوظهور و در حال توسعه مانند ایران کارایی بیشتری نزد سیاستگذار دارند، بنابراین بهتر دیده شد تا تابع واکنش بانک مرکزی به تغییرات تولید و تورم بر اساس این نوع متغیرها تنظیم شود. از آنجا که قاعده مک‌کالم^{۲۱} بانک مرکزی را ملزم می‌کند نرخ رشد اسمی تولید ناخالص داخلی را با استفاده از پایه پولی به عنوان ابزاری برای سیاست گذاری هدف قرار دهد (Elahi and etc, 2018)، به نظر می‌رسد این قانون گزینه مناسبی برای مدل‌سازی رفتار بانک مرکزی ایران است، بنابراین در این مطالعه ما از قانون مک‌کالم به جای قاعده تیلور استفاده می‌کنیم (رابطه (۳۱)).

$$\mu_t = \zeta_{\mu} \mu_{t-1} + \varphi_{\pi} \pi_t + \varphi_Y y_t + \varepsilon \mu_t \quad (31)$$

$$\mu_t = m_t - m_{t-1} + \pi_t \quad (32)$$

رابطه (۳۲) نیز بیانگر معادله رشد حجم پول در فرم لگاریتم-خطی شده می‌باشد. فرم معادلات بالا در حالت پایدار به شرح زیر خواهد بود:

$$\hat{\mu}_t = \zeta_{\mu} \hat{\mu}_{t-1} + \varphi_{\pi} (\hat{\pi}_t - \hat{\pi}_t^e) + \varphi_Y (\hat{y}_t - \hat{y}_t^e) + \varepsilon \mu_t \quad (33)$$

$$\hat{\mu}_t = \hat{m}_t - \hat{m}_{t-1} + \hat{\pi}_t \quad (34)$$

۴-۷- تعادل و شرط تسویه بازارها

از آنجا که عرضه کل مسکن ثابت بوده و در مقیاس واحد نرمال شده، می‌توان نتیجه گرفت که قیمت مسکن توسط تقاضا در این بازار تعیین می‌گردد. بنابراین شرایط تسویه بازار به صورت زیر خواهد بود:

$$Y_t = C_{s,t} + C_{b,t} + C_{f,t} \quad (35)$$

$$H_{s,t} + H_{b,t} = 1 \quad (36)$$

عرضه نیروی کار (روابط (۵) و (۱۲)) و تقاضای نیروی کار (روابط (۲۷) و (۲۸)) با یکدیگر برابر هستند و بنابراین بازار کار در شرایط تسویه قرار دارد. تعادل در بازارهای مالی (نظام بانکی) با مقررات نظارتی وضع شده بر بانکها تعیین می‌شود. بنابراین شرط تسویه این بازار هم به صورت زیر خواهد بود:

²¹ McCallum rule

$$D_t = (1 - CRR)b_t \quad (37)$$

۵- برآورد الگو

روش مورد استفاده برای برآورد پارامترهای ساختاری الگو روش بیزی^{۲۲} است. مرحله اول در استفاده از روش بیزی تعریف توابع توزیع پیشین^{۲۳} برای پارامترهای الگو است. در مرحله بعد با استفاده از داده‌های برخی از متغیرهای قابل مشاهده^{۲۴} الگو و ترکیب تابع توزیع پیشین با تابع حداکثر راست‌نمایی، تابع توزیع پسین^{۲۵} برآورد می‌گردد. میانه توزیع پسین نشان‌دهنده مقدار پارامتر ساختاری مورد نظر است. در این مطالعه، از الگوریتم متروپولیس-هستینگز^{۲۶} جهت برآورد پارامترهای الگو استفاده شده است.

با توجه به اینکه چهار تکانه ساختاری شامل تکانه بهره‌وری، سیاست پولی، تورم و کفایت سرمایه در الگو وجود دارد، بنابراین می‌توان حداکثر پنج متغیر قابل مشاهده برای برآورد الگو استفاده کرد. با توجه به تکانه‌های ساختاری الگو، چهار متغیر قابل مشاهده شامل شکاف متغیرهای تولید، کفایت سرمایه بانک‌ها، تورم، و نرخ رشد پایه پولی در بازه زمانی بهار ۱۳۸۳ تا زمستان ۱۳۹۹، در فرایند برآورد بیزی استفاده شده است.

نظر به بهره‌گیری از داده‌های فصلی، در گام نخست لازم است تأثیرات فصلی با استفاده از یکی از تکنیک‌های تعدیل فصلی حذف شود. در این مطالعه از روش X12 برای تعدیل فصلی متغیرها استفاده شده است. شکاف یک متغیر به صورت انحراف لگاریتم آن از مقدار بالقوه‌اش تعریف می‌شود. مقدار بالقوه نیز با استفاده از فیلتر هودریک-پرسکات^{۲۷} (HP) با فرض پارامتر هموارسازی $\lambda = 677$ محاسبه می‌شود (Einain & Barakchian, 2014).

²² Bayesian

²³ Prior distribution functions

²⁴ Observable variables

²⁵ Posterior distribution function

²⁶ Metropolis-Hastings Algorithm

²⁷ Hodrick prescott filter

۵-۱- مقاردهی به برخی از پارامترها

پیش از برآورد پارامترهای الگو به روش بیزی، به منظور افزایش حداکثری درجه آزادی برای تخمین پارامترهای اصلی الگو، لازم است برخی از پارامترهایی که مقادیر آنها در تحقیقات معتبر مشابه تخمین زده شده مشخص و مقدار آنها کالیبره شود. بر این اساس جدول ۱ هشت پارامتری که بر مبنای مطالعات انجام شده در حوزه تحقیق قابل کالیبره کردن می‌باشند را در کنار نسبت‌های کفایت سرمایه مصرح در بیانیه‌های کمیته بال نشان می‌دهد.

جدول ۱. پارامترهای کالیبره‌شده الگو بر اساس داده‌های اقتصاد ایران

مأخذ: نتایج پژوهش

Table 1. Calibrated parameters of the model based on Iranian economic data

Source: Research Calculations

پارامتر	توضیح	مقدار	مأخذ
β_s	نرخ ترجیح زمانی برای خانوار پس‌اندازکننده	۰٫۹۶	مطالعه همتی و توکلیان (۱۳۹۷)
β_b	نرخ ترجیح زمانی برای خانوار قرض‌گیرنده	۰٫۹۴	مطالعه روبیو و کاراسکو-گالگو (۲۰۱۶)
β_f	نرخ ترجیح زمانی برای بانک	۰٫۹۳	مطالعه روبیو و کاراسکو-گالگو (۲۰۱۶)
j	وزن تقاضای مسکن در تابع مطلوبیت خانوار	۰٫۱	مطالعه روبیو و کاراسکو-گالگو (۲۰۱۶)
η	کشش تقاضای نیروی کار	۲	مطالعه توکلیان و جلالی نائینی (۱۳۹۶)
k	نسبت وام به به ارزش دارایی ۲۸	۰٫۹	مطالعه الهی و همکاران (۱۳۹۷)
α	سهم نیروی کار عرضه شده از سوی خانوار پس‌اندازکننده در تابع تولید	۰٫۶	مطالعه روبیو و کاراسکو-گالگو (۲۰۱۶)
ζ	کشش تقاضای پول	۱	مطالعه توکلیان و جلالی نائینی (۱۳۹۶)
BII CRR	نسبت کفایت سرمایه بر پایه بال ۲	۰٫۰۸	نسبت پیشنهادی بیانیه کمیته بال
BIII CRR	نسبت کفایت سرمایه بر پایه بال ۳	۰٫۱۰۵	نسبت پیشنهادی بیانیه کمیته بال

۲-۵- توزیع پیشین و پسین پارامترهای الگو

در برآورد بیزی پارامترهای الگو ابتدا باید توزیع، میانگین و انحراف معیار پیشین که برای پارامترها در نظر گرفته می‌شود مشخص شوند. توزیع پیشین برای هر پارامتر بر اساس ویژگی‌های آن پارامتر و ویژگی‌های توزیع مورد نظر انتخاب می‌شود. با در نظر گرفتن مقادیر اولیه برای میانگین و انحراف معیار پارامترها می‌توان با استفاده از روش بیزی، پارامترها را برآورد کرد. برآورد الگو در فضای برنامه Dynare تحت نرم افزار Matlab صورت گرفته است. برای این منظور همانطور که پیشتر اشاره شد از قالب الگوریتم متروپولیس-هستینگز استفاده شده است. توزیع پیشین برای هر پارامتر بر اساس ویژگی‌های آن پارامتر و ویژگی‌های توزیع مورد نظر انتخاب شده اند.

همانطور که در **جدول ۲** نشان داده شده است، از توزیع بتا برای پارامترهای ρ_{pi} ، ρ_A ، ρ_μ و ρ_{CRR} که ضرایب فرایندهای خودرگرسیون آنها در بازه صفر تا یک قرار دارند، استفاده شده است. همچنین توزیع گاما توزیعی با دامنه از صفر تا بینهایت است. به همین دلیل برای پارامترهایی مانند χ که دارای دامنه مثبت اند، از این توزیع استفاده می‌شود. در صورتیکه برای این پارامترها از توزیع نرمال استفاده شود، ممکن است برای مشاهدات با چند انحراف معیار پایین‌تر از میانگین، به مقادیری برسیم که خارج از دامنه مدنظر برای آن پارامتر هستند. از توزیع نرمال برای پارامترهایی مانند φ_Y و φ_{pi} استفاده می‌شود که بیکران هستند. برای انحراف معیار تکانه‌های چهارگانه الگو نیز توزیع در نظر گرفته شده گامای معکوس با انحراف معیار بینهایت است (**جدول ۳**). توزیع، میانگین و انحراف معیار پیشین و نتایج حاصل از برآورد بیزی پارامترهای الگو (میانگین و انحراف معیار پسین پارامترها) در **جدول ۲** آورده شده است. توزیع پیشین و پسین پارامترهای الگو نیز در **پیوست ۱** آورده شده است.

به منظور تشخیص همگرایی تک‌تک پارامترها و کل پارامترهای الگوی شبیه‌سازی شده از آزمون تشخیصی زنجیره مونت کارلوی مارکوف^{۲۹} تک‌متغیره و چندمتغیره استفاده شده است. آزمون‌های همگرایی بروکس و گلמן^{۳۰} صحت و قابل‌اتکا بودن تخمین پارامترهای

²⁹ Markov chain Monte Carlo

³⁰ MCMC univariate/multivariate convergence diagnostic

الگو را تضمین می‌کنند. زیرا تقریباً پس از گذشت یک میلیون نمونه‌گیری، همگرایی کلی حاصل شده است (پیوست ۲).

جدول ۲. برآورد پارامترهای الگو بر اساس روش بی‌زی
مأخذ: نتایج پژوهش

Table 2. Estimation of model parameters based on the Bayesian method

Source: Research Calculations

توزیع پسین			توزیع پیشین			نوع	پارامتر
فاصله اطمینان ۹۰ درصد	انحراف معیار	میانگین	انحراف معیار	میانگین			
۰٫۳۸۴۲	۰٫۰۷۱۳	۰٫۱۵	۰٫۲۲۸۷	۰٫۱۰۷۴	۰٫۲	بتا	ρ_A
۰٫۴۰۲۵	۰٫۲۱۹۴	۰٫۰۶	۰٫۳۱۲۶	۰٫۰۶۰۶	۰٫۳	بتا	ρ_{pi}
۰٫۷۷۸۷	۰٫۷۵۰۱	۰٫۰۱	۰٫۷۶۴۵	۰٫۰۰۹۶	۰٫۷۶	بتا	ρ_μ
۰٫۴۸۷۹	۰٫۲۲۲۵	۰٫۱	۰٫۳۵۲۵	۰٫۰۹۱۳	۰٫۳	بتا	ρ_{CRR}
-۱٫۳۳۵۶	-۱٫۶۰۵۱	۰٫۱	-۱٫۴۷۰۶	۰٫۰۹۵۸	-۱٫۵	نرمال	φ_{pi}
-۰٫۵۳۵۲	-۰٫۷۲۲۲	۰٫۰۶	-۰٫۶۲۷۳	۰٫۰۵۹۷	-۰٫۶۵	نرمال	φ_Y
۰٫۰۵۴۹	۰٫۰۰۰۹	۰٫۰۵	۰٫۰۲۹	۰٫۰۳۷۲	۰٫۰۶	گاما	χ

جدول ۳. برآورد انحراف معیار تکانه‌های الگو بر اساس روش بی‌زی
مأخذ: نتایج پژوهش

Table 3. Estimation of the standard deviation of the model impulses based on the Bayesian method

Source: Research Calculations

توزیع پسین			توزیع پیشین			نوع	پارامتر
فاصله اطمینان ۹۰ درصد	انحراف معیار	میانگین	انحراف معیار	میانگین			
۰٫۰۴۸۷	۰٫۰۳۶۱	۰٫۰۵۰۰	۰٫۰۴۲۵	۰٫۰۰۳۶	۰٫۰۴۰	گامای معکوس	σ_A
۰٫۰۱۷۲	۰٫۰۰۷۱	۰٫۰۱۰۰	۰٫۰۱۲۴	۰٫۰۰۷۰	۰٫۰۱۸	گامای معکوس	σ_{pi}
۰٫۰۴۸۶	۰٫۰۳۵۰	۰٫۰۸۰۰	۰٫۰۴۱۸	۰٫۰۱۷۱	۰٫۰۴۳	گامای معکوس	τ

۰٫۰۰۰۸۴	۰٫۰۰۰۶۳	۰٫۰۱۰۰	۰٫۰۰۰۷۴	۰٫۰۰۹۱۳	۰٫۰۰۰۰۷	گامای معکوس	σ_{CRR}
---------	---------	--------	---------	---------	---------	----------------	----------------

۶- تفسیر نتایج

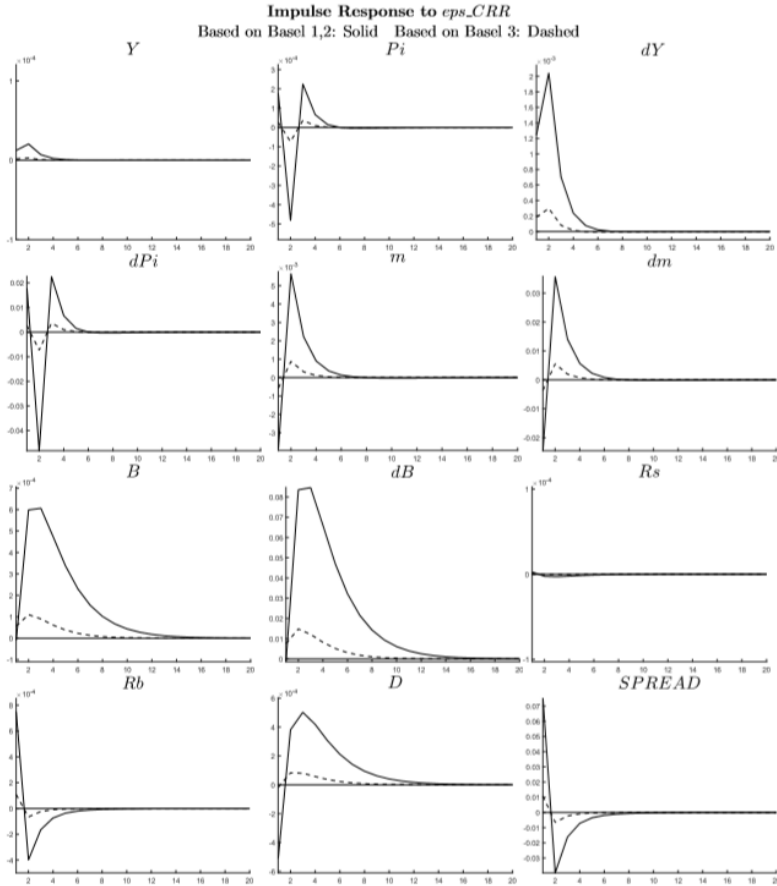
جهت بررسی پویایی متغیرهای اقتصادی نسبت به تکانه‌های مختلف، از نمودارهای عکس‌العمل آنی که بر اساس الگوی برآورد شده به دست آمده و از ابزارهای مهم تجزیه و تحلیل اقتصادی به شمار می‌روند استفاده می‌شود. با توجه به اینکه متغیرهای الگو به شکل انحراف لگاریتمی از مقادیر باثباتشان هستند اعداد درج شده در محور عمودی نمودارهای عکس‌العمل آنی، با ضرب آن‌ها در عدد ۱۰۰، درصد تغییرات متغیرها را نشان می‌دهند. برای مثال عدد ۰٫۰۲۵ نشان‌دهنده ۲٫۵ درصد می‌باشد. البته در مورد متغیرهایی مانند نرخ تورم که به صورت رشد می‌باشند، این اعداد میزان انحراف متغیر مورد نظر از وضعیت باثباتشان را نشان می‌دهند. در این حالت عدد ۰٫۰۲۵ برای متغیری مثل نرخ تورم، نشان‌دهنده انحراف نرخ تورم به میزان ۲٫۵ درصد از وضعیت باثباتش می‌باشد.

۶-۱- بررسی توابع عکس‌العمل آنی

نمودار ۱ نشان‌دهنده توابع واکنش آنی متغیرهای منتخب به تکانه نسبت کفایت سرمایه در نظام بانکی (eps_CRR) می‌باشد. منحنی ممتد (Solid) نشان‌دهنده رفتار تابع واکنش آنی متغیرها در شرایط استقرار مقررات بال ۲ است. یعنی حالتی که حداقل نسبت کفایت سرمایه از سوی رگولاتور ۸ درصد تعیین شده و منحنی نقطه‌چین (Dashed) بیانگر رفتار این تابع در شرایط استقرار مقررات بال ۳ (تعیین حداقل نسبت کفایت سرمایه ۱۰٫۵ درصدی در نظام بانکی) است. مطابق با این نمودار در شرایط استقرار مقررات بال ۲ با وقوع یک تکانه در نسبت کفایت سرمایه به مقدار یک انحراف معیار، سطح تولید ناخالص داخلی (Y) به میزان بسیار کمی (۰٫۰۱۲ درصد) افزایش می‌یابد و در مدت کوتاهی (کمتر از ۴ فصل) نیز اثر آن کاملاً خنثی می‌شود. اما تغییرات این متغیر یا به عبارتی رشد اقتصادی (dY) با افزایش ۱٫۳ درصدی در بدو امر همراه است که طی دو فصل بعد به مقدار ۲ درصد نیز افزایش می‌یابد. این واکنش از فصل سوم به بعد رو به میرا شدن گذاشته به نحوی که از فصل هفتم به بعد اثری از آن باقی نمی‌ماند. اما در شرایط فرضی استقرار

مقررات بال ۳ واکنش هر دو متغیر یاد شده به وقوع تکانه در نسبت کفایت سرمایه، به مراتب کمتر از حالت قبل می‌باشد.

درخصوص نوع واکنش متغیر تورم (Pi) به تکانه نسبت کفایت سرمایه نمودار ۱ نشان می‌دهد که این متغیر در شرایط استقرار مقررات بال ۲ در مواجهه با تکانه یاد شده رفتاری نوسانی از خود نشان می‌دهد. بطوریکه در بدو امر با افزایشی ۱/۴ درصدی مواجه می‌شود، اما در فصل دوم با کاهشی در حدود ۶ درصدی مواجه می‌شود. اما در فصل سوم با افزایش دوباره خود را به محدود مثبت ۲ درصد می‌رساند و تا پایان فصل ششم که رو به میرا شدن می‌گذارد، در محدوده مثبت باقی می‌ماند. در شرایط استقرار مقررات بال ۳ نیز همین رفتار نوسانی در مقیاسی کوچکتر اما در بازه زمانی مشابه مشاهده می‌شود.



نمودار ۱. واکنش متغیرهای منتخب به تکانه نسبت کفایت سرمایه*

مأخذ: نتایج پژوهش

*خط ممتد: در شرایط استقرار بال ۲، نقطه‌چین: در شرایط استقرار بال ۳

Figure 1. Response of selected variables to the capital adequacy ratio impulse

Source: Research Calculations

*Continuous line: Basel I and II,, Dotted line:Basel III

واکنش متغیر پایه پولی (m) و تغییرات آن (dm) به تکانه نسبت کفایت سرمایه حاکی از آن است که این دو متغیر در ابتدای امر افت قابل ملاحظه‌ای را پاسخ به این تکانه تجربه

می‌کنند. اما در فصل دوم با افزایش‌های قابل ملاحظه به این تکانه واکنش نشان می‌دهند. به نحوی که متغیر پایه پولی (m) در شرایط استقرار مقررات بال ۲، از فصل اول تا دوم با افزایشی بیش از ۸ درصد خود را به محدوده مثبت ۵ درصد رسانده و تا فصل هفتم که کاملاً اثر آن از بین می‌رود در محدوده مثبت باقی می‌ماند. مشابه چنین رفتاری اما بطور خفیف‌تر در شرایط استقرار مقررات بال ۳ از متغیر پایه پولی و تغییرات آن دیده می‌شود.

اما در بررسی رفتار بانک در مواجهه با تکانه نسبت کفایت سرمایه باید گفت به‌طور کلی در هنگام بروز تکانه نسبت کفایت سرمایه بانک می‌تواند با تغییر در میزان سپرده‌پذیری (D) و تسهیلات‌دهی (B) خود و همچنین تغییر در نرخ‌های سود تسهیلات (R_b) و نیز نرخ سود پرداختی به سپرده‌گذاران (R_s)، در برابر این تکانه موضع‌گیری کند. مطابق **نمودار ۱** جدی‌ترین و شدیدترین واکنش بانک در مواجهه با تکانه نسبت کفایت سرمایه، افزایش قابل ملاحظه در حجم تسهیلات اعطایی می‌باشد. همانطور که توابع واکنش آنی B و dB نشان می‌دهند هم در شرایط استقرار مقررات بال ۲ و هم در شرایط فرضی وجود مقررات بال ۳، حجم تسهیلات اعطایی بانک‌ها در طی فصول اول و دوم به شدت افزایش می‌یابد. به نحوی که اثر آن تا بیش از ۱۲ فصل تحت شرایط بال ۲ و در حدود ۸ فصل تحت استقرار مقررات بال ۳ ماندگار خواهد بود. به نظر می‌رسد این تغییر رفتار محسوس بانک در سیاست‌های اعتباری خود را می‌توان تلاشی در جهت جذب و ایجاد دارایی‌های بیشتر به منظور تعدیل مجدد نسبت کفایت سرمایه و نیز ایجاد درآمدهای آتی برای مجموعه تفسیر نمود.

از سوی دیگر توابع واکنش آنی نرخ‌های سود سپرده (R_s) و تسهیلات (R_b) در **نمودار ۱** نشان دهنده موضع‌گیری متفاوت بانک در قبال درآمدهای خود تحت شرایط جدید است. همانطور که مشاهده می‌شود تابع واکنش آنی نرخ سود سپرده (R_s) پس از وقوع تکانه در نسبت کفایت سرمایه چه در شرایط استقرار بال ۲ و چه در شرایط وجود مقررات بال ۳، دچار تغییر نمی‌شود. اما نمودار مربوط به نرخ سود تسهیلات (R_b) در هر دو سناریو در ابتدا با افزایش مواجه می‌شود و پس از مدتی دچار تعدیل می‌شود. این مسأله را اینگونه می‌توان تفسیر کرد که بانک‌ها در پاسخ به تکانه نسبت کفایت سرمایه با هدف حفظ و ارتقای سطح سودآوری خود، به سرعت اقدام به افزایش نرخ سود تسهیلات اعطایی (R_b) می‌کنند اما نسبت به تغییر در نرخ سود پرداختی به سپرده‌ها (R_s) ضرورتی

احساس نمی‌کنند. مؤید این مطلب تابع واکنش آنی متغیر اسپرد بانکی ($SPRED$) در بخش انتهایی نمودار ۱ می‌باشد.

۷- جمع‌بندی و نتیجه‌گیری

در این مطالعه به دنبال این بودیم که با به‌کارگیری یک الگو DSGE، اثرات تغییرات کفایت سرمایه به عنوان یک ابزار احتیاطی کلان مدل‌سازی شده بر اقتصاد کلان و همچنین رفتار نظام بانکی مورد تجزیه و تحلیل قرار دهیم. برای این منظور از یک الگوی DSGE مشابه با الگو بکارگرفته شده توسط رویو و کاراسکو-گالگو (۲۰۱۶) استفاده کردیم که در آن علاوه بر مصرف، مسکن و پول نیز در تابع مطلوبیت خانوار وجود دارد. همچنین برای مدل‌سازی رفتار بانک مرکزی از قاعده تیلور به دلیل اینکه در آن ابزار سیاست پولی نرخ بهره است و در ایران به دلیل حاکم بودن قانون بانکداری بدون ربا، بانک مرکزی نمی‌تواند از نرخ بهره به عنوان ابزار سیاست پولی استفاده کند، استفاده نکردیم و از آنجا که قانون مک‌کالم بانک مرکزی را ملزم می‌کند نرخ رشد اسمی تولید ناخالص داخلی را با استفاده از پایه پولی به عنوان ابزاری برای سیاست‌گذاری هدف قرار دهد، بنابراین از قانون مک‌کالم به جای قاعده تیلور استفاده کردیم. در این راستا براساس تفسیر توابع واکنش آنی الگو در دو سناریو حاکمیت مقررات توافق‌نامه بال ۲ یا ۳ در مورد نسبت کفایت سرمایه، نتایج زیر به دست آمدند:

۱- تحت شرایط استقرار مقررات بال ۲، هرگونه تغییر در نسبت کفایت سرمایه به نحوی که موجب تقویت و ارتقای این نسبت گردد، در کوتاه‌مدت و میان‌مدت اثرات مثبت در نرخ رشد اقتصادی و نیز کاهش قابل توجه در نرخ تورم خواهد داشت.

۲- تقویت نسبت کفایت سرمایه در بانک‌های کشور از آنجا که با واکنش فوری آنها برای تعدیل دوباره آن با استفاده از افزایش تسهیلات‌دهی همراه می‌شود، در میان‌مدت و بلندمدت نمی‌تواند مانعی جدی در برابر خلق نقدینگی و افزایش حجم پول قلمداد شود. اگرچه در شرایط استقرار مقررات بال ۳ سیاستگذار می‌تواند امیدواری بیشتری نسبت به این موضوع داشته باشد.

۳- یکی از واکنش‌های جدی بانک‌ها در مواجهه با تقویت برونزای نسبت کفایت سرمایه‌شان، افزایش قابل توجه در نرخ تسهیلات اعطایی می‌باشد که به نظر می‌رسد با توجه به تعیین دستوری این نرخ‌ها از سوی سیاستگذار، عمدتاً از طریق ابزارهایی نظیر

طرح‌های جذب سپرده امتیازی، مسدودسازی بخشی از مبلغ تسهیلات و نظایر اینها از سوی بانک‌ها قابلیت اعمال دارد. اما همانگونه که توابع واکنش آنی نشان می‌دهند، این افزایش نرخ‌ها در مدت زمان نسبتاً کوتاهی (دو فصل) تعدیل می‌شوند و از اینرو بانک‌ها به سرعت خود را با شرایط جدید وفق می‌دهند. بنابراین می‌توان نتیجه گرفت که درآمد و سودآوری آنها در میان مدت و بلندمدت تحت تأثیر این تکانه قرار نمی‌گیرد. البته در شرایط فرضی استقرار مقررات بال ۳ می‌توان امیدوار بود این نوسان کوتاه‌مدت در درآمد عملیاتی بانک‌ها نیز به حداقل برسد.

۴- خارج شدن نسبت کفایت سرمایه از مقادیر تعادلی خود در نظام بانکی ایران در شرایط فرضی استقرار مقررات بال ۳، متغیرهای کلان اقتصادی و همچنین مؤلفه‌های عملیات بانکی نظیر توان تسهیلات‌دهی، جذب سپرده و نرخ‌های سود را در مقایسه با شرایط حاکمیت اصول بال ۲ با نوسانات کمتری مواجه می‌کند.

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

- Abolhasani Hastiani, A., Amini Milani, M., Sharif Moghaddasi, A., & Bayat, R. (2024). Investigating the performance of Islamic banking compared to conventional banking in the selected countries. *Quarterly Journal of Quantitative Economics (JQE)*, 20(4), 180-214. doi:10.22055/jqe.2022.41810.2512 [in Persian]
- Agenor, P.R., Alper, K., & da Silva, L. P. (2012). Capital requirements and business cycles with credit market imperfections. *Journal of Macroeconomics*, 34, 687-705.
- Albaji, y., Azarbayjani, K., & Daei-Karimzadeh, S. (2023). The Response of Iranian Economy to Monetary and Exchange Rate Policies Shocks

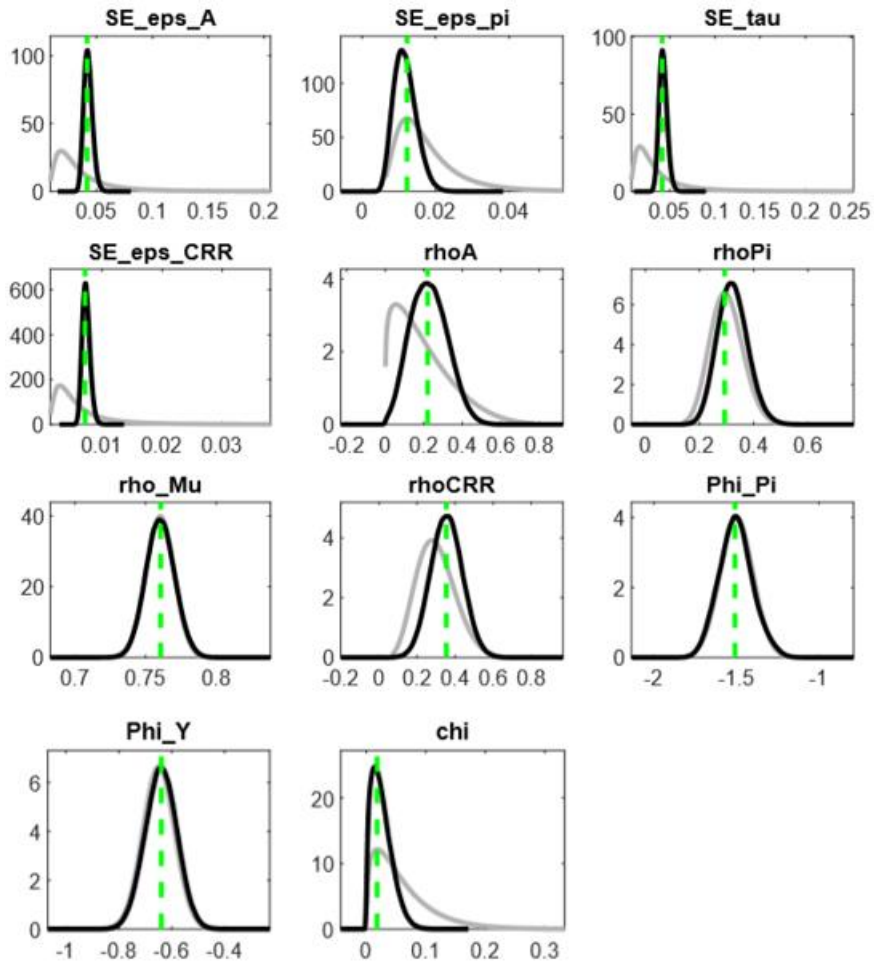
- Base on the Foreign Sector: A Dynamic Stochastic General Equilibrium Analysis. *Quarterly Journal of Quantitative Economics (JQE)*, 20(4), 1-37. doi:10.22055/jqe.2021.33852.2255 [in Persian]
- Akram, Q. F. (2014). *Macro effects of capital requirements and Macroprudential policy. Journal of Economic Modelling*, 42, 77-93
- Catalan, M., & Ganapolsky, E. (2014). On The Optimality of Bank Capital Requirement Policy in a Macroeconomic Framework. *Journal of Allied Economics*, 17(2), 229–255.
- Dargahi, H., & Hadian, M. (2017). The Role of Macroeconomic Policies in the Financial Stability of Iran's Economy: The DSGE Approach, *Journal of Monetary and Banking Researchs*, 34, 559-590. <https://jnbr.mbri.ac.ir/article-1-697-en.pdf> . [In Persian].
- Elahi, N., Kia al-Husseini, Z., & Salehi Razwa, M. (2018). Regularity of Monetary Policy in Iran Inspired by the "Rule of Conversation", *Quarterly Journal of Financial and Economic Policies*, 6(24), 7-31. https://qjefp.ir/browse.php?a_id=429&sid=1&slc_lang=en. [In Persian].
- Einian, M., & Barakchian, S.M. (2014). Measuring and Dating Business Cycles in the Iranian Economy. *Journal of Monetary and Banking Researchs (JMBR)*, 7(20): 161-194. http://jnbr.mbri.ac.ir/files/site1/user_files_e040ee/m_einian-A-10-44-1-52c2328.pdf. [In Persian].
- Hematy, M & Tavakolian, H. (2019). Evaluation of Price Setting Models in Iran's Economy (DSGE Approach). *Journal of Monetary and Banking Researchs (JMBR)*, 11(38): 698-655. http://jnbr.mbri.ac.ir/browse.php?a_id=1131&sid=1&slc_lang=en . [In Persian].
- Hristov, N., & Hülsewig, O. (2017). Unexpected loan losses and bank capital in an estimated DSGE model of the euro area. *Journal of Macroeconomics* 54, 34-49.

- Jesson, A., Pagaduan, R., & Majuca, P. (2016). Macroprudential Regulation in a DSGE Model of the Philippines with Financial-Real Linkages. *DLSU Business & Economics Review* 25(2), 1-23.
- Lozej, M., Onorante, L., & Rannenberg, A. (2018). Countercyclical capital regulation in a small open economy DSGE model, *ECB Working Paper*, No. 2144, ISBN 978-92-899-3249-3, European Central Bank (ECB), Frankfurt a. M., <http://dx.doi.org/10.2866/807985>
- Roland, M. (2017). *Capital regulation and the macroeconomy: Empirical evidence and macroprudential policy*. *European Economic Review*, <http://dx.doi: 10.1016/j.euroecorev.2017.03.010>.
- Rubio, M., & Carrasco-Gallego, J. (2016). The New Financial Regulation in Basel III and Monetary Policy: A Macroprudential Approach. *Journal of Financial Stability*, <http://dx.doi.org/10.1016/j.jfs.2016.07.012>
- Rubio, M., & Carrasco-Gallego, J. (2014). Macroprudential and monetary policies: Implications for financial stability and welfare, *Journal of Banking & Finance, Elsevier, vol. 49(C)*, 326-336.
- Tavakolian, H., & Jalali Naeeni, A. (2017). Optimal and Discretionary Monetary and Exchange Policies in Iran: A DSGE Approach. *Iranian Journal of Economic Research*, 22(70), 33-98. doi:10.22054/ijer.2017.7966. https://ijer.atu.ac.ir/article_7966_27f8c750c9f4aec7bb518f1db525f37e.pdf?lang=en. [In Persian].
- Tavakolian, H. (2015). Optimal, Discretionary And Rule-Based Monetary Policy In Achieving 5-Year Development Plans' Inflation Target: A Dynamic Stochastic General Equilibrium Approach. *Journal of Monetary And Banking Researches*, 8(23), 1-38. <http://jmbri.mbri.ac.ir/article-1-225-en.pdf>. [In Persian].
- Walsh, C. E. (2010). *Monetary theory & policy*. Cambridge, MIT Press.

۸- پیوست‌ها:

پیوست ۱. توزیع پیشین و پسین پارامترهای الگو

Appendix 1. Prior and posterior distribution of model parameters



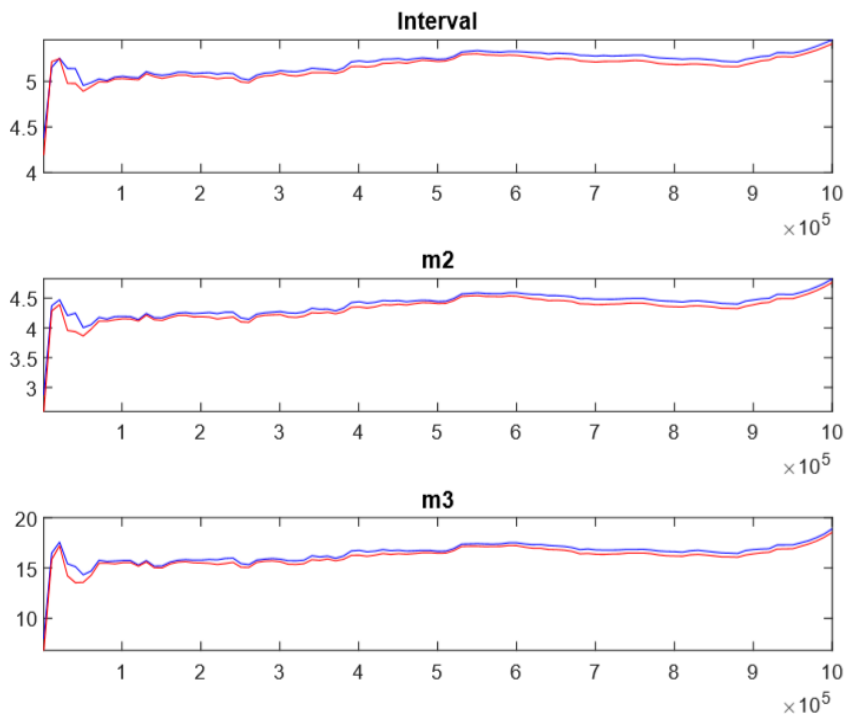
نمودار ۲. توزیع پیشین و پسین پارامترهای الگو

مأخذ: نتایج پژوهش

Figure 2. Prior and posterior distribution of model parameters

Source: Research Calculations

۸-۱- پیوست ۲. آزمون تشخیصی مونت کارلو مارکوف (MCMC) چند متغیره
Appendix 2. Multivariate Monte Carlo Markov (MCMC) diagnostic test



نمودار ۳. آزمون تشخیصی مونت کارلو مارکوف (MCMC) چند متغیره
مأخذ: نتایج پژوهش

Figure 3. Multivariate Monte Carlo Markov (MCMC) diagnostic test

Source: Research Calculations



فصلنامه‌ی اقتصاد مقداری

صفحه‌ی اصلی وب سایت مجله:

www.jqe.scu.ac.ir

شاپا الکترونیکی: ۴۲۷۱-۲۷۱۷

شاپا چاپی: ۵۸۵۰-۲۰۰۸



دانشگاه شهید چمران اهواز

بررسی و پیش‌بینی تأثیر قیمت‌گذاری آب بر تغییرات ساختاری در


ایران با رهیافت مدل تعادل عمومی قابل محاسبه پویا

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

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

**استاد اقتصاد، 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	طبقه‌بندی JEL: D58, Q28, Q28, C68, L16
تاریخ دریافت: ۱۶ آبان ۱۴۰۰	واژگان کلیدی:
تاریخ بازنگری: ۵ فروردین ۱۴۰۱	قیمت‌گذاری آب، تغییرات ساختاری، مدل‌های تعادل عمومی قابل محاسبه پویا
تاریخ پذیرش: ۲۵ شهریور ۱۴۰۱	آدرس پستی:
ارتباط با نویسنده (گان) مسئول:	کرمان، بزرگراه امام خمینی، میدان پژوهش، دانشگاه شهید
ایمیل: ryhn.arabpour@aem.uk.ac.ir	باهر کرمان، دانشکده مدیریت و اقتصاد، کدپستی: ۷۶۱۶۹۱۴۱۱۱
0000-0001-6650-4429 	

اطلاعات تکمیلی:

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

قردانی: از تمامی افراد و مؤسساتی که در انجام این تحقیق مؤلف را مساعدت نمودند، قردانی می‌شود.

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

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

چکیده

رشد اقتصادی یکی از مهمترین مولفه‌های توسعه اقتصادی است و یکی از عواملی که می‌تواند ثبات در رشد اقتصادی را به همراه داشته باشد، تغییرات ساختاری متناسب با شرایط رشد باثبات و پیوسته است. در روند رشد پایدار و با ثبات یکی از مهمترین متغیرها، تغییرات ساختاری است که جریان جابجایی نهاده‌های تولید را نشان می‌دهد. جریان تغییرات ساختاری عموماً از طریق محرک‌های اقتصادی امکان‌پذیر است. یکی از مهمترین محرک‌ها، تغییر در قیمت نهاده‌های تولید است، که در این تحقیق تغییر قیمت آب در دو بخش صنعت و کشاورزی مورد توجه قرار گرفته است. بر این اساس، سؤال اصلی تحقیق این است که آیا واقعی کردن قیمت آب در بخش‌های کشاورزی و صنعت، باعث تغییرات ساختاری در اقتصاد ایران می‌شود؟ برای پاسخ به سؤال تحقیق به دلیل روند کند تغییرات ساختاری افق پیش‌بینی تا سال ۲۰۳۲ در نظر گرفته شده و از مدل تعادل عمومی قابل محاسبه پویا استفاده شده است. نتایج مدل نشان می‌دهد که با افزایش قیمت آب در بخش‌های صنعت و کشاورزی جمعیت نیروی کار ماهر و غیر ماهر در بخش کشاورزی کاهش می‌یابد ولی به تبع آن در طی سال‌های آینده تا ۲۰۳۲ نیروی کار ماهر و غیرماهر در بخش‌های صنعت و خدمات رشد مثبتی را تجربه می‌کند. بر این اساس می‌توان نتیجه گرفت که واقعی کردن قیمت آب می‌تواند به روند تغییرات ساختاری در ایران کمک کند. البته در کنار نیروی کار، جریان سرمایه نیز تحت تأثیر قرار گرفته که این مسأله در بخش‌های کلیدی انرژی بهتر نشان داده می‌شود. بنابراین پیشنهاد سیاستی این است که واقعی کردن تدریجی قیمت آب می‌تواند به تدریج باعث تغییرات ساختاری در اقتصاد ایران در طی زمان شود که خود باعث رشد با ثبات و پایدار و از همه مهم‌تر ایجاد اشتغال و شکل‌گیری ظرفیت‌های پایدار در بخش‌های صنعت و خدمات شود.

ارجاع به مقاله:

عرب‌پور، ریحانه، جلائی، سیدعبدالمجید، نجاتی، مهدی. (۱۴۰۳). بررسی و پیش‌بینی تأثیر قیمت‌گذاری آب بر تغییرات ساختاری در ایران با رهیافت مدل تعادل عمومی پویا. فصلنامه علمی اقتصاد مقداری (بررسی‌های اقتصادی سابق)، ۳۱(۳)، ۵۴-۳۰.

 [10.22055/jqec.2022.38973.2434](https://doi.org/10.22055/jqec.2022.38973.2434)



© 2024 Shahid Chamran University of Ahvaz, Ahvaz, Iran. This article is an open access article distributed under the terms and conditions of the Creative Commons Attribution-NonCommercial 4.0 International (CC BY-NC 4.0 license) (<http://creativecommons.org/licenses/by-nc/4.0/>)

۱- مقدمه

طی دهه‌های گذشته، افزایش جمعیت، شهرنشینی و توسعه صنعتی، تقاضا برای آب را افزایش داده است که منجر به کاهش قابل توجهی در سرانه منابع آب تجدیدپذیر سالانه شده است. از

طرف دیگر، قیمت پایین آب ممکن است این تصور را در مصرف‌کننده ایجاد کند که ارزش واقعی آب در سطح قیمت پایینی قرار دارد. مدیریت تقاضای آب به عنوان هر اقدامی تعریف می‌شود که میزان آب مصرفی را کاهش می‌دهد تا آب به طور کارآمدتر استفاده شود (Brooks, 2006). روش‌های متفاوتی برای مدیریت تقاضای آب وجود دارد که می‌توان به سیاست قیمت‌گذاری آب^۱، تخصیص مجدد آب^۲ و تشکیل بازارهای آب^۳ اشاره کرد. مدیریت سمت تقاضا از این جهت متمایز از مدیریت سمت عرضه است که بر میزان و الگوهای مصرف آب توسط مصرف‌کنندگان تمرکز دارد (Bates, Kundzewicz & Wu, 2008). یکی از مهم‌ترین روش‌های رفع مشکلات کمبود آب، قیمت‌گذاری است که به عنوان ابزاری مهم شناخته می‌شود. سیاست قیمت‌گذاری آب می‌تواند به عنوان ابزاری برای بهبود کارایی مصرف آب مورد استفاده قرار گیرد. بنابراین، طراحی ساختار قیمت آب برای دستیابی به تخصیص کارآمد منابع کمیاب آب، مسئله مهمی برای شرکت‌های آب و جوامع محلی است (Mohayidin, Attari, Sadeghi & Hussein, 2009). مروری بر ادبیات مربوطه نشان می‌دهد که طیف گسترده‌ای از روش‌ها برای قیمت‌گذاری آب در طول زمان توسعه یافته است. این روش‌ها از نظر اطلاعاتی که بر اساس آنها بنا شده‌اند، و روش‌های اجرای آنها متفاوت است (Johansson, Tsur, Roe, Doukkali & Dinar, 2002). برک و همکاران (۱۹۹۱) معتقدند که می‌توان از مدل‌های محاسباتی تعادل عمومی برای ارزیابی سیاست‌ها استفاده کرد (Berck, Robinson, & Goldman, 1991). به این دلیل که بیشترین مصرف آب برای آبیاری است و به این دلیل که بازده در بخش کشاورزی نسبت به سایر بخش‌ها پایین‌تر است به نظر می‌رسد که مصرف آب توسط بخش‌های اقتصادی به بررسی بیشتری نیاز دارد. باید در اولویت‌بندی فعالیت‌های اقتصادی به مسئله کمبود آب و سایر ملاحظات محیط‌زیستی توجه لازم صورت گیرد. این پدیده به بسیاری از عوامل از جمله فرهنگ قدیمی آب^۴ در منطقه، سیستم قیمت‌ها^۵ و تعرفه‌های منابع^۶، سیستم سازمانی امتیازات استفاده از آب^۷ و سایر

¹ water pricing policy

² water reallocation

³ water market

⁴ old water culture

⁵ system of prices

⁶ tariffs of the resource

⁷ institutional system of concessions of water

جنبه‌های سیستم مدیریت مربوط می‌شود. با این حال، هر یک از مؤلفه‌ها در ایجاد یک تصویر کامل از نقش سیاست آب (به‌ویژه حفاظت) در رشد و توسعه آینده مهم است (Cardenete & Hewings, 2011). باید در اولویت‌بندی فعالیت‌های اقتصادی به مسئله کمبود آب و سایر ملاحظات محیط‌زیستی توجه لازم صورت گیرد (Nasrollahi & opera jounaghani, 2024). بنابراین با توجه به اهمیت موضوع مدیریت تقاضای آب و توجه به فاصله معنی‌داری که بین قیمت واقعی آب و قیمت آبی که مصرف‌کننده پرداخت می‌کند؛ وجود دارد، این فاصله باید به تدریج کم شود تا به قیمت واقعی آب نزدیک شویم. بر اساس مطالعه تهامی‌پور و همکاران (۱۳۹۸) فاصله معنی‌داری بین متوسط وزنی ارزش اقتصادی با متوسط وزنی تعرفه پرداختی برای آب در بخش صنعت وجود دارد (Tahami Pour, Khazaei & kolivand, 2020). در مطالعه اسماعیلی موخر فردوئی (۱۳۹۷) نشان داده شده که قیمت آب در بخش کشاورزی در استان مرکزی فاصله معنی‌داری با قیمت پرداختی کشاورزان دارد (Esmaeili Moakhar Fordoei, Ebrahimi, Araghinejad & Fazlolahi, 2018). همچنین تهامی‌پور (۱۳۹۶) حاکی از شکاف بین قیمت واقعی و قیمت پرداختی توسط مصرف‌کننده است (Tahami Pour, 2017). از آنجا که آب یکی از نهاده‌های تولید است و تغییر قیمت نهاده‌ها بر میزان تولید و درآمد و میزان بکارگیری سایر نهاده می‌تواند تأثیرگذار باشد در این مطالعه تلاش شده تأثیر تغییر قیمت آب بر تغییرات ساختاری بررسی شود. تعاریف متعددی از تغییرات ساختار توسط اقتصاددانان ارائه شده است. براساس مطالعات فیشر^۸ (۱۹۳۹) و کلارک^۹ (۱۹۴۰) تغییرات ساختاری^{۱۰} یا انتقال ساختار^{۱۱} معمولاً به عنوان تخصیص مجدد فعالیت‌های اقتصادی در بخش‌های کشاورزی، تولید و خدمات تعریف می‌شود. کوزنتس (۱۹۷۳) این پدیده را به عنوان یکی از شش ویژگی اصلی رشد اقتصادی مدرن مشخص می‌کند (Kuznets, 1973). از نظر سیرکووین^{۱۲} رایج‌ترین استفاده از تغییر ساختار در توسعه و در تاریخ اقتصادی به اهمیت نسبی بخش‌ها در اقتصاد از نظر تولید اشاره دارد. تغییر ساختار اقتصادی تغییری بلندمدت در ساختار اساسی اقتصاد است که اغلب به رشد و توسعه اقتصادی مرتبط است (Fotros & Rasooli, 2004). تغییر ساختاری یک فرایند اقتصادی

⁸ Fisher

⁹ clarck

¹⁰ structural change

¹¹ structural transformation

¹² Syrquin

گسترده‌تری است که تغییرات در ساختار تولید و اشتغال در درون بخش‌ها و بین بخش‌های اقتصاد را شامل می‌شود (Hosseinzadeh, Dadras Moghadam & gharanjik, 2021). مهمترین مبنای فرضیه تأثیرگذاری تغییرات ساختاری بر رشد و توسعه اقتصادی آن است که بازتخصیص منابع به بخش‌های دارای بهره‌وری بالاتر، به رشد اقتصادی کمک می‌نماید. (Amiri, Jahangard, Ghasemi Sheshdeh & Omidvar, 2023) بر اساس مقاله ون نووس (۲۰۱۹) چهار عامل تعیین کننده برای تغییرات ساختاری در نظر گرفته می‌شود. (۱) تغییرات در درآمد، (۲) تغییرات در قیمت‌های نسبی (بخشی)، (۳) تغییرات در پیوندهای ورودی و خروجی و (۴) تغییرات در مقایسه مزیت (ها) از طریق جهانی شدن و تجارت. در ادبیات اقتصادی تغییرات ساختاری، تغییرات در پیوندهای ورودی - خروجی (بخشی) کمتر مورد توجه قرار گرفته است. تغییرات ساختاری معمولاً به عنوان تخصیص مجدد فعالیت‌های اقتصادی در بخش‌های وسیع کشاورزی، تولید و خدمات تعریف می‌شود (Van Neuss, 2019).

هدف از این پژوهش پاسخ به این سؤال است که آیا افزایش قیمت و قیمت‌گذاری متناسب با قیمت واقعی آب می‌تواند باعث تغییرات ساختاری در اقتصاد ایران در افق ۲۰۳۲ شود؟ در این پژوهش از مدل تعادل عمومی قابل محاسبه پویا استفاده شده است. برای پاسخ به سؤال تحقیق چهارچوب مقاله به گونه‌ای است که پس از مقدمه، ادبیات موضوع و معرفی مدل و در بخش‌های بعد نتایج مدل و نتیجه‌گیری ارائه شده است.

۲- ادبیات موضوع

در این قسمت از مطالعه ابتدا به ادبیات داخلی و سپس به ادبیات خارجی در زمینه قیمت‌گذاری و تغییرات ساختاری پرداخته شده است.

اسدی و همکاران (۱۳۸۶) متوسط هزینه عرضه و تأمین هر متر مکعب آب را برای نواحی مورد مطالعه محاسبه کرده‌اند که نشان می‌دهد آب‌بهای پرداختی درصد ناچیزی از این هزینه‌ها را جبران می‌کند. کاهش قیمتی محاسبه شده نشان می‌دهد که افزایش نرخ آب مقدار تقاضای آب را کاهش می‌دهد. پیشنهاد شده که سیستم تخصیص آب اصلاح شود و نرخ آب آبیاری به تدریج افزایش یابد تا هم از مصرف بی‌رویه آب جلوگیری شود و هم بازدهی آبیاری افزایش یابد (Asadi, Soltani, & Torkamaani, 2007).

بهشتی و همکاران (۱۳۹۷) با استفاده از مدل تغییر سهم پویای فضایی، به تحلیل تغییرات ساختاری، مزیت رقابتی و رشد ارزش افزوده بخش‌های اقتصادی پرداخته‌اند. نتایج



نشان می‌دهد تغییرات ساختاری بخش‌های آب، برق و گاز، کشاورزی، صنعت، حمل و نقل و انبارداری، ارتباطات و سایر معادن مثبت بوده که نشان‌دهنده رشد مطلوب و سریع نسبت به سایر فعالیت‌های دیگر است و سهم این فعالیت‌ها با توجه به اثر صنعتی آنها در حال افزایش است. بخش‌های نفت و سایر خدمات به ترتیب اهمیت، کمترین رشد اقتصادی و پیشرفت را به عنوان یک فعالیت داشته‌اند (Beheshti, Mohammadzadeh & Ghasemloo, 2019).

عرب‌پور و همکاران (۱۳۹۹) در مطالعه‌ای به بررسی تأثیر تکانه بهره‌وری بر تغییرات ساختاری و پتانسیل انتقال آب بین ایران و کشورهای هم‌مرز پرداختند. 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 (Arabpour, Jalaee & nejati, 2021).

بریل و لیمون (۲۰۰۰) تأثیر سیاست قیمت‌گذاری آب در اسپانیا مورد مطالعه قرار دادند. آنها معتقدند که قیمت‌گذاری آب به عنوان یک ابزار واحد برای کنترل آب، یک روش معتبر برای کاهش قابل‌توجهی مصرف آب کشاورزی نیست. به این دلیل که تا زمانی که قیمت‌ها به حدی نرسد که بر درآمد و اشتغال تأثیر منفی داشته باشد مصرف کاهش نمی‌یابد. اگر قیمت‌گذاری آب به عنوان ابزار سیاستی انتخاب شود قبل از اینکه تقاضا برای آب کاهش یابد درآمد مزارع بین ۲۵٪ تا ۴۰٪ کاهش می‌یابد و کاهش محصولات موجب آسیب‌پذیری بیشتری به بخش کشاورزی خواهد شد و تأثیر چنین کاهش‌هایی در مناطقی که به کشاورزی وابسته‌اند، فاجعه‌بار خواهد بود (Berbel & Gómez-Limón, 2000).

کانولی و لوئیس (۲۰۱۰) به بررسی تغییرات ساختاری در اقتصاد استرالیا پرداختند. نتایج آن‌ها نشان داد که اقتصاد به تدریج در حال انتقال از بخش کشاورزی به صنعت و خدمات است و اینکه تغییرات ساختاری به صورت امواج در حرکت است و طیف وسیعی از عوامل از جمله افزایش تقاضا برای خدمات، صنعتی شدن شرق آسیا، اصلاحات اقتصادی و تغییرات فنی را شامل می‌شود. آن‌ها خاطر نشان کردند که میزان تغییرات ساختاری در سال‌های اخیر در حال افزایش است و از طریق افزایش در قیمت صادرات و سرمایه‌گذاری در معدن هدایت می‌شود. ساختار اقتصاد استرالیا در طول زمان از کشاورزی و صنعت به سمت بخش خدمات در حال انتقال است (Connolly & Lewis, 2010).

کاردنت و هوینگز (۲۰۱۱) با استفاده از یک مدل تعادل عمومی قابل محاسبه، اثر افزایش قیمت آب کشاورزی را بر دیگر بخش‌های تولیدی بررسی کرده‌اند. سناریوی استفاده شده در این پژوهش افزایش تدریجی قیمت آب است. نتایج نشان می‌دهد که تغییرات قیمت می‌تواند نقش مهمی در اقتصاد داشته باشد. همچنین به نظر می‌رسد تخصیص مجدد منابع موجب می‌شود که رفتار کارآمدتر و منطقی‌تری از نقطه تولید ایجاد شود (Cardenete & Hewings, 2011).

جان و همکاران (۲۰۱۰) 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 سیاست‌های 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 سیاست‌های 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, Qun & Yangbo, 2010).

رن و همکاران (۲۰۱۸) بر اساس مقیاس‌های کلان و خرد، در استان هیلونگیانگ، منطقه اصلی تولید غلات در چین، قیمت آب کشاورزی را تعیین کرده‌اند. نتایج نشان می‌دهد که نه در سطح خرد و نه در سطح کلان قیمت فعلی آب آبیاری کشاورزی ارزش منبع آب را منعکس نمی‌کند و به این دلیل که بخش کشاورزی بیشترین پتانسیل صرفه‌جویی در مصرف آب را دارد، دولت می‌تواند سیاست‌های یارانه‌ای متفاوتی را با توجه به وضعیت واقعی تدوین کند و قیمت آب آبیاری کشاورزی را تا سطح تمام شده افزایش دهد (Ren, Wei, Cheng & Fu, 2018).

گرافتون و همکاران (۲۰۲۰) در پژوهشی اجرای قیمت‌گذاری پویای آب را با استفاده از داده‌های منطقه کانبرا در استرالیا، مورد بررسی قرار داده‌اند. مطالعه موردی نشان می‌دهد که به شرط وجود یک سیستم مؤثر اندازه‌گیری و نظارت بر آب، قیمت‌گذاری دینامیک آب، کم‌آبی را کاهش می‌دهد و رفاه بین زمانی مصرف‌کنندگان آب را افزایش می‌دهد (Grafton, Chu & Wyrwoll, 2020).

گرافتون و همکاران (۲۰۲۰) به بررسی دیدگاه سیاست عمومی در مورد دوگانگی، معضلات و تصمیمات قیمت‌گذاری آب پرداخته‌اند. بررسی‌ها نشان می‌دهد اصلاح قیمت آب و تصمیم‌گیری در مورد تعرفه‌های آب مستلزم موارد زیر است: (۱) مشخص کردن دامنه (شناسایی ذینفعان، درک وضع موجود، شناسایی خطرات، پیامدها و گزینه‌های احتمالی) (۲) ارزیابی خطرات و گزینه‌ها (۳) نظارت و اجرا. عدم اجرای چنین فرایندی احتمال پیامدهای ناخواسته را افزایش می‌دهد و احتمالاً پارادوکس قیمت آب (برابر نبودن ارزش آب نسبت به هزینه) را تداوم می‌بخشد (Grafton, et al 2020).

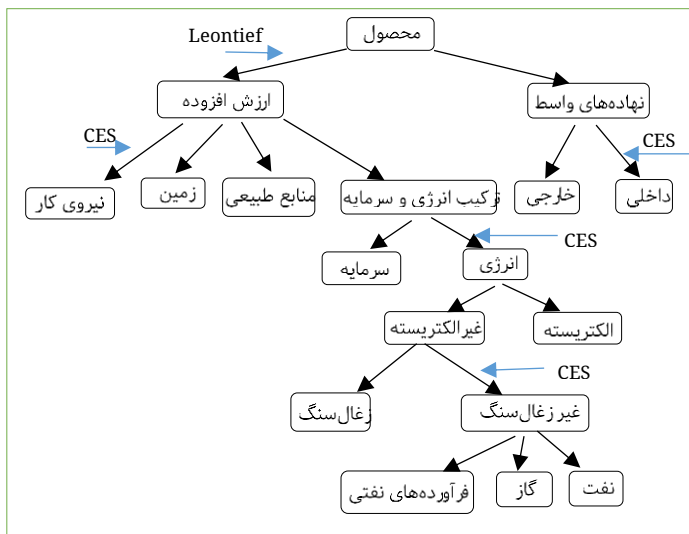
۳- مدل

یکی از انواع مدل‌های تعادل عمومی، مدل چند منطقه‌ای پروژه تحلیل تجارت جهانی GTAP می‌باشد، که در این پژوهش نیز جهت شبیه‌سازی مورد استفاده قرار خواهد گرفت. مدل مذکور به دلیل جهان شمول بودن، ابزار مناسبی برای انجام تحلیل‌های کمی اثرات حاصل از سیاست‌ها می‌باشد. علاوه بر این، یکی از مهم‌ترین دلایلی که استفاده از انواع مدل‌های تعادل عمومی قابل محاسبه را ضروری می‌نماید، قابل اتکا بودن نتایج حاصل از آن می‌باشد. در الگوی استاندارد GTAP انرژی لحاظ نشده است. با توسعه این مدل‌ها و در نظر گرفتن انرژی در این مدل‌ها یک نسخه توسعه یافته به نام GTAP-E به وجود آمد که در این نسخه انرژی به عنوان یک نهاد تولید در معادلات لحاظ می‌شود. در مقایسه با مدل استاندارد GTAP، نهاد مرکب سرمایه-انرژی به قسمت ارزش افزوده اضافه شده است. الگوی پروژه تحلیل تجارت جهانی انرژی محور پویا GDynE که توسط گلوب^{۱۳} (۲۰۱۳) ارائه شده است، از ترکیب الگوی پروژه تحلیل تجارت جهانی انرژی محور ایستا GTAP-E و الگوی پروژه تحلیل تجارت جهانی پویا GDyn تشکیل شده است. مدل پویا (دینامیک) GTAP معروف به GDyn است. اهداف اصلی GDyn ارائه یک رفتار بهتر در بلندمدت در چهارچوب GTAP و راهی برای ردیابی تکامل اقتصاد جهانی در طول زمان است. مدل GTAP پویا GDyn توسعه مدل GTAP است (Gohin & Hertel, 2003). GDyn یک چهارچوب تعادل عمومی قابل محاسبه عمومی اقتصاد جهانی است که GTAP استاندارد را شامل ویژگی‌هایی می‌کند که در بلندمدت مدل را بهبود می‌بخشد، اما سایر ویژگی‌های آن را حفظ می‌کند. یک ویژگی فنی

¹³ Golub

کلیدی GDyn، استفاده از زمان نه به عنوان یک شاخص گسسته، بلکه به عنوان یک متغیر پیوسته است.

داده‌های مورد نیاز برای شبیه‌سازی سناریو مطرح شده در این پژوهش از نسخه نهم GTAP-E گرفته شده است. در این پژوهش از نسخه پویای مدل استفاده شده است. این نسخه دربرگیرنده جهانی با ۱۴۰ منطقه یا کشور از جمله ایران و ۵۷ بخش اقتصادی است. با توجه به اهداف پژوهش مناطق به ایران و سایر نقاط جهان تقسیم شده است و بخش‌های اقتصادی شامل کشاورزی، زغال سنگ، نفت، گاز، صنعت، پتروشیمی، الکتریسته، آب و خدمات است. عوامل تولید شامل نیروی کارماهر، نیروی کار غیرماهر، زمین، منابع طبیعی و سرمایه است. در این پژوهش سه سناریو تعریف شده است. در سناریوی اول تکانه ۳۰ درصد بر قیمت آب در بخش صنعت، در سناریوی دوم تکانه ۳۰ درصد بر قیمت آب در بخش کشاورزی و در سناریوی سوم تکانه ۳۰ درصدی بر قیمت آب بر بخش کشاورزی و صنعت همزمان در نظر گرفته شده است. تکانه ۳۰ درصدی قیمت آب بر اساس مطالعات داخلی انجام گرفته در زمینه ارزش اقتصادی آب در بخش‌های کشاورزی و صنعت می‌باشد. ساختار آشیانه‌ای مدل به صورت زیر است:



نمودار 1. نمودار آشیانه‌ای تولید

مأخذ: (بروناکس و ترانگ، ۲۰۰۲)

Figure 1. Production nesting structure

Source: (Burniaux & Truong, 2002)

همچنین ساختار آشیانه‌ای به صورت معادلات (۱) تا (۷) ارائه می‌شود: توابع تقاضا بر اساس حداقل‌سازی هزینه در هر سطح یا لانه استخراج شده است. در بالاترین سطح در لانه اول، تولیدکنندگان با استفاده از ترکیب ارزش افزوده و سایر نهاده‌های واسط به تولید می‌پردازند.

$$QO_{j,r} = \left(\alpha_1 QVA_{j,r}^{\frac{\sigma_y - 1}{\sigma_y}} + \alpha_2 QINTi_{j,r}^{\frac{\sigma_y - 1}{\sigma_y}} \right)^{\frac{\sigma_y}{\sigma_y - 1}} \quad (1)$$

در سطح بعدی نهاده‌ها بر اساس تابع CES از ترکیب نهاده‌های داخلی و خارجی، و ارزش افزوده بر اساس تابع CES از ترکیب سرمایه، نیروی کار، منابع طبیعی، زمین بدست آمده است:

$$QINTi.j.r = \left(\delta_1 QFDi.j.r \frac{\sigma_D - 1}{\sigma_D} + \delta_2 QFMi.j.r \frac{\sigma_D - 1}{\sigma_D} \right) \frac{\sigma_D}{\sigma_D - 1} \quad (۲)$$

$$QVAj.r = \left(\sum_{i=0}^4 \beta QFEi.j.r \frac{\sigma_{VA} - 1}{\sigma_{VA}} \right) \frac{\sigma_{VA}}{\sigma_{VA} - 1} \quad (۳)$$

در سطح بعدی از انرژی و سرمایه ترکیب انرژی و سرمایه بدست آمده است:

$$QFCEi.j.r = \left(\theta_1 QFEC \frac{\sigma_L - 1}{\sigma_L} + \theta_2 QFEE \frac{\sigma_L - 1}{\sigma_L} \right) \frac{\sigma_L}{\sigma_L - 1} \quad (۴)$$

در سطح بعدی تولیدکننده انرژی الکتریسته و انرژی غیرالکتریسته را بر اساس یک تابع CES با هم ترکیب می‌کند:

$$QFEEi.j.r = \left(\lambda_1 QFEL \frac{\sigma_{el} - 1}{\sigma_{el}} + \lambda_2 QFENL \frac{\sigma_{el} - 1}{\sigma_{el}} \right) \frac{\sigma_{el}}{\sigma_{el} - 1} \quad (۵)$$

در سطح بعدی بر اساس یک تابع CES از ترکیب زغال سنگ و غیرزغال سنگ انرژی غیرالکتریسته بدست آمده:

$$QFENL = \left(\gamma_1 QFCO \frac{\sigma_{nl} - 1}{\sigma_{nl}} + \gamma_2 QFNCO \frac{\sigma_{nl} - 1}{\sigma_{nl}} \right) \frac{\sigma_{nl}}{\sigma_{nl} - 1} \quad (۶)$$

در پائین‌ترین سطح، تولیدکننده نفت، گاز و فراورده‌های نفتی را بر اساس یک تابع CES باهم ترکیب می‌کند:

$$QFNCj.r = \left(\sum_{i=0}^3 QFNi.j.r \frac{\sigma_{NC}-1}{\sigma_{NC}} \right)^{\frac{\sigma_{NC}}{\sigma_{NC}-1}} \quad (V)$$

۴- نتایج و بحث

جدول ۱ تأثیر تکانه ۳۰ درصدی قیمت آب در بخش صنعت را بر تغییر در بکارگیری نهاده‌های تولید در بخش‌های اقتصادی نشان می‌دهد. با افزایش قیمت آب در بخش صنعت، نیروی کار ماهر و غیرماهر در بخش کشاورزی کاهش می‌یابد. بنابراین می‌توان پذیرفت که جابجایی نیروی کار از بخش کشاورزی به سایر بخش‌های اقتصادی اتفاق می‌افتد. این مسأله به دلیل پررنگ‌تر شدن نقش بخش صنعت و بخش خدمات در اقتصاد از اهمیت ویژه‌ای برخوردار است. نکته جالب اینکه این روند برای اقتصاد ایران تا سال ۲۰۳۲ ادامه می‌یابد. وقتی سهم نیروی کار در یک بخش اقتصادی کاهش می‌یابد، می‌تواند افزایش نیروی کار در سایر بخش‌ها را به همراه داشته باشد.

با توجه به اینکه بخش کشاورزی بیشترین سهم مصرف آب در ایران را داشته است ولی در عین حال به همان نسبت ارزش افزوده ایجاد نمی‌کند؛ در سناریوی دوم تکانه ۳۰ درصدی در قیمت آب بخش کشاورزی در نظر گرفته شده است و روند اشتغال در بخش‌های مختلف اقتصادی ایران مورد ارزیابی قرار گرفته است. همانگونه که نتایج جدول ۲ نشان می‌دهد، با افزایش قیمت آب در بخش کشاورزی روند افزایش نیروی کار ماهر و غیرماهر در بخش‌های صنعت و خدمات در طی سال‌های پیش‌بینی همواره بیشتر شده است. همچنین افزایش قیمت آب در بخش کشاورزی باعث کاهش به کارگیری نیروی کار ماهر و غیر ماهر در بخش کشاورزی و به تبع آن افزایش نیروی کار در سایر بخش‌ها شده است. بنابراین می‌توان نتیجه گرفت که یکی از عوامل مهم مؤثر بر تغییرات ساختاری می‌تواند تغییر قیمت آب در بخش‌های مختلف اقتصادی باشد. نکته قابل توجه در جدول ۲ این است که کاهش سرمایه در بخش کشاورزی با به کارگیری سرمایه در بخش‌های اصلی انرژی در ایران همراه است. بر این اساس محور اصلی جریان تغییرات ساختاری می‌تواند جریان جابجایی نیروی کار در طی زمان بین بخش‌های اقتصادی باشد. بنابراین طبق نتایج جدول ۲ می‌توان ادعا نمود که تعیین استراتژی مناسب در قیمت‌گذاری آب در بخش‌های اقتصادی می‌تواند به متناسب شدن تغییرات ساختاری در اقتصاد کمک کند.

از آنجا که فرض بر این بود که تغییر در قیمت نهاده‌ها می‌تواند تغییرات ساختاری را نتیجه دهد؛ در جدول ۱ و جدول ۲ قیمت نهاده در یک بخش تغییر داده شد که نتیجه آن جابجایی نیروی کار در بخش‌های اقتصادی بود. در جدول ۳ نتایج تکانه قیمتی نهاده آب در هر دو بخش کشاورزی و صنعت آورده شده است. همان‌طور که جدول ۳ نشان می‌دهد روند تغییرات تقریباً مشابه جدول ۱ و جدول ۲ می‌باشد ولی مقادیر جدول ۳ با توجه به تکانه‌ای که به دو بخش وارد شده است، بزرگ‌تر از جدول ۱ و جدول ۲ می‌باشد. نهاده‌های تولید باز هم بین بخش‌ها به گونه‌ای جابجا شده‌اند که می‌توانند بیانگر تغییرات ساختاری باشد. بنابراین می‌توان این اصل را پذیرفت که تغییر در قیمت نهاده آب می‌تواند تغییرات ساختاری را به طور متناسب نتیجه دهد.

جدول ۱. تغییر تقاضای نهاده i در بخش j با تکانه ۳۰% قیمت آب در بخش صنعت (اعداد در جدول درصد تغییرات را نشان می‌دهد)
مأخذ: محاسبات پژوهش

Table 1. Change demand endowment commodity i in industry j (30% price shock industry)

Source: Research results

سال	۲۰۲۰	۲۰۲۱	۲۰۲۲	۲۰۲۳	۲۰۲۴	سال	
						qfe: تغییر تقاضای نهاده i در بخش j	
کشاورزی	نیروی کار غیرماهر	۰	۰	۰	۰	۰	۰
	نیروی کار ماهر	۰	۰	۰	۰	۰	۰
	سرمایه	۰	۰	۰	۰	۰	۰
زغال سنگ	نیروی کار غیرماهر	۰/۱	۰/۱	۰/۲۲	۰/۳۵	۰/۴۸	۰/۱۱
	نیروی کار ماهر	۰/۰۸	۰/۰۸	۰/۱۷	۰/۲۵	۰/۳۳	۰/۳۹
	سرمایه	۰/۰۸	۰/۰۸	۰/۱۵	۰/۲۱	۰/۲۵	۰/۲۶
نفت	نیروی کار غیرماهر	۰/۰۲	۰/۰۲	۰/۰۳	۰/۰۵	۰/۰۷	۰/۰۸
	نیروی کار ماهر	۰/۰۲	۰/۰۲	۰/۰۳	۰/۰۴	۰/۰۵	۰/۰۶
	سرمایه	۰/۰۲	۰/۰۲	۰/۰۳	۰/۰۴	۰/۰۵	۰/۰۵
گاز	نیروی کار غیرماهر	۰/۰۱	۰/۰۱	۰/۰۳	۰/۰۴	۰/۰۴	۰/۰۵
	نیروی کار ماهر	۰/۰۱	۰/۰۱	۰/۰۲	۰/۰۳	۰/۰۴	۰/۰۴
	سرمایه	۰/۰۱	۰/۰۱	۰/۰۲	۰/۰۳	۰/۰۴	۰/۰۴
صنعت	نیروی کار غیرماهر	-۰/۰۱	-۰/۰۱	-۰/۰۱	-۰/۰۱	-۰/۰۱	-۰/۰۱
	نیروی کار ماهر	-۰/۰۱	-۰/۰۱	-۰/۰۲	-۰/۰۴	-۰/۰۵	-۰/۰۷
	سرمایه	-۰/۰۲	-۰/۰۲	-۰/۰۴	-۰/۰۶	-۰/۰۹	-۰/۱۲
پژوهشی	نیروی کار غیرماهر	۰/۰۲	۰/۰۲	۰/۰۵	۰/۰۷	۰/۱	۰/۱۲
	نیروی کار ماهر	۰/۰۲	۰/۰۲	۰/۰۳	۰/۰۴	۰/۰۵	۰/۰۵
	سرمایه	-۰/۰۱	-۰/۰۱	-۰/۰۳	-۰/۰۴	-۰/۰۶	-۰/۰۷
الکترونیک	نیروی کار غیرماهر	۰/۰۲	۰/۰۲	۰/۰۳	۰/۰۵	۰/۰۷	۰/۰۹
	نیروی کار ماهر	۰/۰۱	۰/۰۱	۰/۰۲	۰/۰۲	۰/۰۳	۰/۰۳
	سرمایه	-۰/۰۱	-۰/۰۱	-۰/۰۲	-۰/۰۳	-۰/۰۵	-۰/۰۷
آب	نیروی کار غیرماهر	۰/۰۱	۰/۰۱	۰/۰۲	۰/۰۳	۰/۰۵	۰/۰۷
	نیروی کار ماهر	۰	۰	۰	۰	۰	۰
	سرمایه	-۰/۰۱	-۰/۰۱	-۰/۰۱	-۰/۰۳	-۰/۰۴	-۰/۰۶
خدمات	نیروی کار غیرماهر	۰/۰۱	۰/۰۱	۰/۰۲	۰/۰۳	۰/۰۵	۰/۰۸
	نیروی کار ماهر	۰	۰	۰	۰	۰	۰
	سرمایه	۰	۰	۰	۰	۰	۰

ادامه جدول ۱

سال	سال						
	۲۰۲۲	۲۰۲۱	۲۰۲۰	۲۰۱۹	۲۰۱۸	۲۰۱۷	
کشاورزی	qfe: تغییر تقاضای نهاده i در بخش j						
	نیروی کار غیرماهر	-۰/۰۵	-۰/۰۵	-۰/۰۴	-۰/۰۴	-۰/۰۳	-۰/۰۲
زغال سنگ	نیروی کار ماهر	-۰/۰۱	-۰/۰۹	-۰/۰۸	-۰/۰۷	-۰/۰۶	-۰/۰۴
	سرمایه	-۰/۱۳	-۰/۱۲	-۰/۰۱	-۰/۰۸	-۰/۰۷	-۰/۰۵
نفت	نیروی کار غیرماهر	۱/۲۶	۱/۱۷	۱/۰۷	۰/۹۷	۰/۸۶	۰/۷۴
	نیروی کار ماهر	۰/۵۴	۰/۵۴	۰/۵۳	۰/۵۱	۰/۴۸	۰/۴۴
گاز	سرمایه	۰/۰۸	۰/۱۳	۰/۱۷	۰/۲۱	۰/۲۴	۰/۲۶
	نیروی کار غیرماهر	۰/۱۳	۰/۱۲	۰/۱۲	۰/۱۱	۰/۱	۰/۰۹
صنعت	نیروی کار ماهر	۰/۰۶	۰/۰۶	۰/۰۶	۰/۰۶	۰/۰۶	۰/۰۶
	سرمایه	۰/۰۱	۰/۰۲	۰/۰۳	۰/۰۳	۰/۰۴	۰/۰۴
پوشیمی	نیروی کار غیرماهر	۰/۰۷	۰/۰۷	۰/۰۷	۰/۰۶	۰/۰۶	۰/۰۶
	نیروی کار ماهر	۰/۰۵	۰/۰۵	۰/۰۵	۰/۰۵	۰/۰۵	۰/۰۵
الکتریسته	سرمایه	۰/۰۳	۰/۰۳	۰/۰۳	۰/۰۴	۰/۰۴	۰/۰۴
	نیروی کار غیرماهر	۰/۰۳	۰/۰۲	۰/۰۱	۰/۰۱	۰	۰
خدمات	نیروی کار ماهر	-۰/۱۸	-۰/۱۶	-۰/۱۴	-۰/۱۳	-۰/۱۱	-۰/۰۹
	سرمایه	-۰/۳۲	-۰/۲۹	-۰/۲۶	-۰/۲۲	-۰/۱۹	-۰/۱۶
آب	نیروی کار غیرماهر	۰/۲۵	۰/۳۳	۰/۲۱	۰/۱۹	۰/۱۷	۰/۱۵
	نیروی کار ماهر	۰/۰۲	۰/۰۳	۰/۰۴	۰/۰۵	۰/۰۵	۰/۰۵
خدمات	سرمایه	-۰/۱۴	-۰/۱۳	-۰/۱۲	-۰/۱۱	-۰/۱	-۰/۰۹
	نیروی کار غیرماهر	۰/۱۹	۰/۱۸	۰/۱۶	۰/۱۴	۰/۱۳	۰/۱۱
خدمات	نیروی کار ماهر	-۰/۰۳	-۰/۰۲	-۰/۰۱	۰	۰/۰۱	۰/۰۲
	سرمایه	-۰/۱۹	-۰/۱۷	-۰/۱۵	-۰/۱۳	-۰/۱۱	-۰/۰۹
خدمات	نیروی کار غیرماهر	۰/۲	۰/۱۸	۰/۱۵	۰/۱۳	۰/۱۱	۰/۰۹
	نیروی کار ماهر	-۰/۰۲	-۰/۰۲	-۰/۰۲	-۰/۰۱	-۰/۰۱	۰
خدمات	سرمایه	-۰/۱۷	-۰/۱۶	-۰/۱۴	-۰/۱۲	-۰/۱	-۰/۰۸
	نیروی کار غیرماهر	۰/۲۷	۰/۲۴	۰/۲۱	۰/۱۷	۰/۱۴	۰/۱۱
خدمات	نیروی کار ماهر	۰/۰۱	۰/۰۱	۰/۰۱	۰/۰۱	۰/۰۱	۰
	سرمایه	-۰/۱۵	-۰/۱۴	-۰/۱۲	-۰/۱۱	-۰/۰۹	-۰/۰۷

جدول ۲. تغییر تقاضای نهاده i در بخش j با تکانه 30% قیمت آب در بخش کشاورزی (اعداد در جدول درصد تغییرات را نشان می‌دهد)
مأخذ: محاسبات پژوهش

Table 2. Change demand endowment commodity i in industry j (30% price shock agricultural)

Source :Research results

سال	سال				
	۲۰۲۱	۲۰۲۵	۲۰۳۰	۲۰۳۵	۲۰۴۰
کشاورزی	نیروی کار غیرماهر	-۰/۵۲	-۰/۵۴	-۰/۵۶	-۰/۵۸
	نیروی کار ماهر	-۰/۵۳	-۰/۵۶	-۰/۵۹	-۰/۱۳
	سرمایه	-۰/۵۳	-۰/۵۶	-۰/۵۹	-۰/۱۳
زغال سنگ	نیروی کار غیرماهر	۰/۲۶	۰/۵۵	۰/۸۴	۱/۱۳
	نیروی کار ماهر	۰/۱۲	۰/۲۴	۰/۳۶	۰/۴۷
	سرمایه	۰/۱۲	۰/۲۲	۰/۳	۰/۳۶
نفت	نیروی کار غیرماهر	۰/۰۴	۰/۰۷	۰/۱۱	۰/۱۴
	نیروی کار ماهر	۰/۰۲	۰/۰۴	۰/۰۶	۰/۰۷
	سرمایه	۰/۰۲	۰/۰۴	۰/۰۵	۰/۰۶
گاز	نیروی کار غیرماهر	۰/۰۳	۰/۰۵	۰/۰۷	۰/۰۹
	نیروی کار ماهر	۰/۰۲	۰/۰۴	۰/۰۵	۰/۰۶
	سرمایه	۰/۰۲	۰/۰۴	۰/۰۵	۰/۰۶
صنعت	نیروی کار غیرماهر	۰/۰۵	۰/۱	۰/۱۶	۰/۲۱
	نیروی کار ماهر	۰/۰۱	۰/۰۲	۰/۰۲	۰/۰۲
	سرمایه	۰	-۰/۰۱	-۰/۰۲	-۰/۰۳
پژوهشی	نیروی کار غیرماهر	۰/۰۷	۰/۱۴	۰/۲۱	۰/۲۷
	نیروی کار ماهر	۰/۰۲	۰/۰۴	۰/۰۶	۰/۰۷
	سرمایه	-۰/۰۲	-۰/۰۴	-۰/۰۶	-۰/۰۸
الکتریسته	نیروی کار غیرماهر	۰/۰۶	۰/۱۲	۰/۱۹	۰/۲۵
	نیروی کار ماهر	۰/۰۲	۰/۰۳	۰/۰۴	۰/۰۴
	سرمایه	-۰/۰۱	-۰/۰۲	-۰/۰۴	-۰/۰۶
آب	نیروی کار غیرماهر	۰/۰۴	۰/۰۸	۰/۱۳	۰/۱۸
	نیروی کار ماهر	-۰/۰۱	-۰/۰۱	-۰/۰۲	-۰/۰۳
	سرمایه	-۰/۰۲	-۰/۰۴	-۰/۰۶	-۰/۰۹
خدمات	نیروی کار غیرماهر	۰/۰۵	۰/۱	۰/۱۷	۰/۲۳
	نیروی کار ماهر	۰	۰	۰	۰
	سرمایه	-۰/۰۱	-۰/۰۲	-۰/۰۴	-۰/۰۶

ادامه جدول ۲

سال	سال					
	۲۰۱۱	۲۰۱۲	۲۰۱۳	۲۰۱۴	۲۰۱۵	۲۰۱۶
کشاورزی	qfe: تغییر تقاضای نهاده i در بخش j					
	نیروی کار غیرماهر	۰/۱۲	۰/۱۴	۰/۱۶	۰/۱۷	۰/۱۹
	نیروی کار ماهر	۰/۱۹	۰/۲۳	۰/۲۶	۰/۲۹	۰/۳۲
زغال سنگ	سرمایه	۰/۲	۰/۲۴	۰/۲۸	۰/۳۲	۰/۳۵
	نیروی کار غیرماهر	۱/۱۱	۲	۲/۲۷	۲/۵۴	۳/۰۷
	نیروی کار ماهر	۰/۶۴	۰/۷	۰/۷۶	۰/۸	۰/۸۳
نفت	سرمایه	۰/۴۱	۰/۴	۰/۳۸	۰/۳۶	۰/۳۳
	نیروی کار غیرماهر	۰/۱۹	۰/۲۲	۰/۲۴	۰/۲۶	۰/۲۹
	نیروی کار ماهر	۰/۰۹	۰/۰۹	۰/۰۹	۰/۰۹	۰/۰۹
گاز	سرمایه	۰/۰۶	۰/۰۶	۰/۰۵	۰/۰۵	۰/۰۳
	نیروی کار غیرماهر	۰/۱۱	۰/۱۳	۰/۱۴	۰/۱۵	۰/۱۷
	نیروی کار ماهر	۰/۰۸	۰/۰۸	۰/۰۸	۰/۰۹	۰/۰۹
صنعت	سرمایه	۰/۰۷	۰/۰۷	۰/۰۷	۰/۰۷	۰/۰۷
	نیروی کار غیرماهر	۰/۳۳	۰/۳۸	۰/۴۴	۰/۵	۰/۵۶
	نیروی کار ماهر	۰/۰۲	۰/۰۱	۰/۰۱	۰	۰/۰۱
پژوهشی	سرمایه	۰/۰۷	۰/۰۷	۰/۰۷	۰/۰۶	۰/۰۵
	نیروی کار غیرماهر	۰/۴۱	۰/۴۷	۰/۵۴	۰/۶	۰/۶۷
	نیروی کار ماهر	۰/۱۲	۰/۱۳	۰/۱۵	۰/۱۶	۰/۱۸
الکتريسيته	سرمایه	۰/۳۷	۰/۴۳	۰/۴۹	۰/۵۵	۰/۶۱
	نیروی کار غیرماهر	۰/۳۷	۰/۴۳	۰/۴۹	۰/۵۵	۰/۶۱
	نیروی کار ماهر	۰/۰۳	۰/۰۳	۰/۰۲	۰/۰۱	۰
آب	سرمایه	۰/۰۱	۰/۰۱	۰/۰۱	۰/۰۱	۰/۰۲
	نیروی کار غیرماهر	۰/۲۹	۰/۳۵	۰/۴	۰/۴۶	۰/۵۳
	نیروی کار ماهر	۰/۰۵	۰/۰۶	۰/۰۷	۰/۰۸	۰/۰۹
خدمات	سرمایه	۰/۱۵	۰/۱۸	۰/۲	۰/۲۳	۰/۲۹
	نیروی کار غیرماهر	۰/۳۸	۰/۴۶	۰/۵۴	۰/۶۲	۰/۷۱
	نیروی کار ماهر	۰	۰	۰	۰	۰
	سرمایه	۰/۰۱	۰/۱۲	۰/۱۵	۰/۱۷	۰/۲۱



جدول ۳. تغییر تقاضای نهاده i در بخش j با تکانه 30% قیمت آب در بخش کشاورزی و در بخش صنعت (اعداد در جدول درصد تغییرات را نشان می‌دهد)
مأخذ: محاسبات پژوهش

Table 3. Change demand endowment commodity i in industry j (30% price shock agricultur & industry)

Source :Research results

سال	سال					
	۲۰۲۱	۲۰۲۰	۲۰۱۹	۲۰۱۸	۲۰۱۷	
کشاورزی	نیروی کار غیرماهر	-۰/۰۲	-۰/۰۴	-۰/۰۷	-۰/۰۹	-۰/۱۲
	نیروی کار ماهر	-۰/۰۲	-۰/۰۴	-۰/۰۷	-۰/۰۹	-۰/۱۲
	سرمایه	-۰/۰۲	-۰/۰۷	-۰/۰۱	-۰/۱۵	-۰/۰۲
زغال سنگ	نیروی کار غیرماهر	۰/۰۳	۰/۰۷	۱/۸۹	۱/۶۱	۲/۰۴
	نیروی کار ماهر	۰/۰۲	۰/۰۴	۰/۶۱	۰/۸۰	۰/۹۵
	سرمایه	۰/۰۱	۰/۰۳	۰/۵۱	۰/۶۰	۰/۶۵
نفت	نیروی کار غیرماهر	۰/۰۵	۰/۰۱	۰/۱۶	۰/۲۰	۰/۳۴
	نیروی کار ماهر	۰/۰۴	۰/۰۷	۰/۱۰	۰/۱۰	۰/۱۴
	سرمایه	۰/۰۴	۰/۰۷	۰/۰۹	۰/۱۲	۰/۱۱
گاز	نیروی کار غیرماهر	۰/۰۴	۰/۰۷	۰/۱۰	۰/۱۳	۰/۱۵
	نیروی کار ماهر	۰/۰۳	۰/۰۶	۰/۰۷	۰/۱۰	۰/۱۱
	سرمایه	۰/۰۳	۰/۰۶	۰/۰۸	۰/۰۹	۰/۱۰
صنعت	نیروی کار غیرماهر	۰/۰۴	۰/۰۹	۰/۱۴	۰/۱۹	-۰/۰۵
	نیروی کار ماهر	-۰/۰۱	۰/۰۰	-۰/۰۱	-۰/۰۳	-۰/۰۷
	سرمایه	-۰/۰۱	-۰/۰۴	-۰/۰۸	-۰/۱۲	-۰/۱۲
پوششی	نیروی کار غیرماهر	۰/۰۹	۰/۱۸	۰/۲۷	۰/۲۷	۰/۴۶
	نیروی کار ماهر	۰/۰۴	۰/۰۷	۰/۱۰	۰/۱۰	۰/۱۲
	سرمایه	-۰/۰۳	-۰/۰۶	-۰/۰۹	-۰/۳۷	-۰/۱۶
الکتریسیته	نیروی کار غیرماهر	۰/۰۷	۰/۱۵	۰/۲۳	۰/۳۱	۰/۴۰
	نیروی کار ماهر	۰/۰۲	۰/۰۴	۰/۰۶	۰/۰۶	۰/۰۶
	سرمایه	-۰/۰۱	-۰/۰۳	-۰/۰۶	-۰/۱۰	-۰/۱۴
آب	نیروی کار غیرماهر	۰/۰۴	۰/۰۹	۰/۱۶	۰/۲۲	۰/۲۹
	نیروی کار ماهر	۰	۰/۰۱	-۰/۰۱	۰/۰۲	-۰/۰۳
	سرمایه	-۰/۰۲	-۰/۰۵	-۰/۰۸	-۰/۱۳	-۰/۱۷
خدمات	نیروی کار غیرماهر	۰/۰۵	۰/۱۲	۰/۰۲	۰/۲۸	۰/۳۸
	نیروی کار ماهر	۰	۰	۰	۰	۰
	سرمایه	-۰/۰۱	-۰/۰۳	-۰/۰۶	-۰/۰۹	-۰/۱۳

ادامه جدول ۳

۲۰۲۲	۲۰۲۱	۲۰۲۰	۲۰۱۹	۲۰۱۸	۲۰۱۷	سال	
						تغییر تقاضای نهاده i در بخش j	
کشاورزی	نیروی کار غیرماهر	-۰/۱۴	-۰/۱۷	-۰/۱۹	-۰/۲۳	-۰/۲۵	
	نیروی کار ماهر	-۰/۱۴	-۰/۱۷	-۰/۱۹	-۰/۲۳	-۰/۲۵	
	سرمایه	-۰/۲۵	-۰/۳۰	-۰/۳۶	-۰/۴۱	-۰/۴۶	-۰/۵۱
زغال سنگ	نیروی کار غیرماهر	۲/۴۶	۲/۰۸	۳/۲۶	۳/۶۳	۴/۳۷	۴/۳۷
	نیروی کار ماهر	۱/۰۸	۱/۸۹	۱/۲۶	۱/۳۳	۱/۳۷	۱/۴۰
	سرمایه	۰/۶۷	۰/۶۴	۰/۵۹	۰/۵۳	۰/۴۶	۰/۳۸
نفت	نیروی کار غیرماهر	۰/۲۸	۰/۳۱	۰/۳۵	۰/۳۸	۰/۴۳	۰/۴۳
	نیروی کار ماهر	۰/۱۴	۰/۱۵	۰/۱۵	۰/۱۵	۰/۱۵	۰/۱۵
	سرمایه	۰/۱۰	۰/۰۱	۰/۰۸	۰/۰۷	۰/۰۶	۰/۰۴
گاز	نیروی کار غیرماهر	۰/۱۷	۰/۱۸	۰/۲۰	۰/۲۱	۰/۲۳	۰/۲۴
	نیروی کار ماهر	۰/۱۲	۰/۱۲	۰/۱۳	۰/۱۳	۰/۱۳	۰/۱۴
	سرمایه	۰/۱۰	۰/۱۰	۰/۱۰	۰/۱۰	۰/۱۰	۰/۱۰
صنعت	نیروی کار غیرماهر	۰/۳۱	۰/۳۸	۰/۴۴	۰/۵۰	۰/۵۷	۰/۶۴
	نیروی کار ماهر	-۰/۰۷	-۰/۰۹	-۰/۱	-۰/۱۴	-۰/۱۶	-۰/۱۹
	سرمایه	-۰/۲۳	-۰/۲۸	-۰/۳۴	-۰/۳۹	-۰/۴۵	-۰/۵۰
پتروشیمی	نیروی کار غیرماهر	۰/۵۵	۰/۶۴	۰/۷۲	۰/۸۱	۰/۹۰	۰/۲۵
	نیروی کار ماهر	-۰/۱۲	-۰/۱۲	۰/۱۱	۰/۱۰	۰/۰۸	۰/۰۲
	سرمایه	-۰/۲۰	-۰/۲۳	-۰/۲۵	-۰/۲۸	-۰/۳۱	-۰/۳۴
الکتریسیته	نیروی کار غیرماهر	۰/۴۷	۰/۵۵	۰/۶۳	۰/۷۱	۰/۷۹	۰/۹۸
	نیروی کار ماهر	۰/۰۵	۰/۳۷	۰/۰۱	۰/۰	-۰/۰۲	-۰/۰۷
	سرمایه	-۰/۱۸	-۰/۲۳	-۰/۲۸	-۰/۳۲	-۰/۳۶	-۰/۳۳
آب	نیروی کار غیرماهر	۰/۳۷	۰/۴۵	۰/۵۳	۰/۶۱	۰/۷۰	۰/۷۸
	نیروی کار ماهر	-۰/۰۵	-۰/۶۴	-۰/۰۷	-۰/۰۹	-۰/۱۰	-۰/۱۲
	سرمایه	-۰/۲۲	-۰/۲۷	-۰/۳۲	-۰/۳۷	-۰/۴۱	-۰/۴۵
خدمات	نیروی کار غیرماهر	۰/۴۹	۰/۶۰	۰/۷۱	۰/۸۱	۰/۲۹	۰/۳۷
	نیروی کار ماهر	۰	۰	۰	۰	-۰/۳۴	-۰/۳۵
	سرمایه	-۰/۱۷	-۰/۲۱	-۰/۲۵	-۰/۲۲	-۰/۲۶	-۰/۲۷

۵- نتیجه‌گیری

براساس تجربه جهانی، در صورتی که هماهنگی بین تغییرات ساختاری و رشد اقتصادی با ثبات و پایدار وجود داشته باشد؛ می‌تواند به روند گسترش رفاه عمومی کمک کند. بنابراین تغییر قیمت نهاده‌ها که منجر به یک حرکت متناسب در جریان جابجایی نهاده‌های تولید بین بخش‌های اقتصادی شود، می‌تواند پیشرفت اقتصادی را نتیجه دهد. در مسیر تغییرات ساختاری عموماً یک تکانه در بخشی از اقتصاد می‌تواند محرکی برای حرکت تغییرات ساختاری باشد. به همین دلیل در این مطالعه قیمت آب در بخش‌های اقتصادی به عنوان محرکی برای شکل‌گیری تغییرات ساختاری در نظر گرفته شده است. طبیعی است که برای مشخص کردن روند تغییرات ساختاری باید قیمت یک یا چند نهاده تولید تغییر کند تا بتوان رون این تغییرات را شناخت و برای آینده پیش‌بینی نمود. بر همین اساس سیاست قیمت‌گذاری آب که به عنوان ابزاری مهم شناخته شده است برای تغییر قیمت نهاده در نظر گرفته شده است. قیمت‌گذاری آب نشان می‌دهد که این سیاست می‌تواند به عنوان ابزاری برای بهبود کارایی مصرف آب مورد استفاده قرار گیرد. بر این اساس سؤال اصلی تحقیق این است که آیا افزایش قیمت آب و قیمت‌گذاری متناسب با قیمت واقعی آب در کشاورزی و صنعت، باعث تغییرات ساختاری در اقتصاد ایران می‌شود؟ برای پاسخ به سؤال تحقیق به دلیل روند کند تغییرات ساختاری افق پیش‌بینی تا سال ۲۰۳۲ در نظر گرفته شده و از مدل تعادل عمومی قابل محاسبه پویا استفاده شده است. نتایج برآورد مدل نشان می‌دهد که با افزایش قیمت آب در بخش‌های صنعت و کشاورزی رشد جمعیت نیروی کار ماهر و غیرماهر کاهش می‌یابد، ولی به تبع آن در طی سال‌های آینده تا ۲۰۳۲ نیروی کار ماهر و غیرماهر در بخش‌های صنعت و خدمات رشد مثبتی را تجربه می‌کند. بر این اساس می‌توان نتیجه گرفت که واقعی کردن قیمت آب می‌تواند به روند تغییرات ساختاری در ایران کمک کند. این موضوع علاوه بر اینکه متناسب با برداشت تئوری از تغییرات ساختاری است، نشان‌دهنده اهمیت آب و قیمت‌گذاری آب در جریان تغییرات ساختاری و تحولات اقتصادی است. طبیعی است که در کنار نیروی کار جریان سرمایه نیز تحت تأثیر قرار گرفته که این مسأله در بخش‌های کلیدی انرژی بهتر نشان داده می‌شود. پس واقعی کردن قیمت آب و گام برداشتن در مسیر آن می‌تواند در راستای رسیدن به رشد با ثبات و پایدار کمک کند. بنابراین پیشنهاد سیاستی این است که واقعی کردن گام به گام قیمت آب می‌تواند به تدریج باعث تغییرات ساختاری در اقتصاد ایران در طی زمان شود که خود باعث رشد با ثبات و

پایدار و از همه مهم‌تر ایجاد اشتغال و شکل‌گیری ظرفیت‌های پایدار در بخش‌های صنعت و خدمات 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

Referrence

- Aizenman, J., Lee, M., & Park, D. (2012). The relationship between structural change and inequality: A conceptual overview with special reference to developing Asia. *ADB Working Paper*. No. 396. doi: [10.2139/ssrn.2175383](https://doi.org/10.2139/ssrn.2175383)
- Arabpour, R., Jalaei, A., & Nejadi, M. (2021). Investigating the effect of productivity shock on structural changes and water transfer potential between Iran and neighboring countries. *Quarterly Journal of Quantitative Economics (JQE)*. doi: [10.22055/jqe.2021.34201.2260](https://doi.org/10.22055/jqe.2021.34201.2260) [In Persian]
- Amiri, M., Jahangard, E., Ghasemi Sheshdeh, M., & Omidvar, S. (2023). Structural change, fundamentals, and Typology of economic growth patterns in Iran: An ARDL Approach. *Quarterly Journal of Quantitative Economics, (JQE)*. doi: [10.22055/jqe.2023.42746.2537](https://doi.org/10.22055/jqe.2023.42746.2537) [In Persian]
- Asadi, H., Soltani, G., & Torkamaani, J. (2007). Irrigation water pricing in Iran (a case study on land downstream of Taleghan dam). *Eqtesad-e keshavarzi va towse'e*, 15(58) special edition agricultural policies, 61-90. <https://sid.ir/en/journal/viewpaper.aspx?id=111764> [In Persian]
- Bates, B., Kundzewicz, Z., & Wu, S. (2008). Climate change and water. Intergovernmental Panel on Climate Change Secretariat: Geneva, Switzerland. <http://taccire.sua.ac.tz/handle/123456789/552>
- Beheshti, M., Mohammadzadeh, P., & Ghasemloo, K. (2019). Structural Changes and Competitive Advantages in Iran's Provinces: A

- Dynamic Spatial Shift-Share Analysis. *Journal Of Economic Research And Policies*, 26(88), 71-106. <https://sid.ir/en/journal/ViewPaper.aspx?id=764827> [In Persian]
- 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](https://doi.org/10.1016/S0378-3774(99)00056-6)
- Berck, P., Robinson, S., & Goldman, G. (1991). The use of computable general equilibrium models to assess water policies. In *The economics and management of water and drainage in agriculture* (pp. 489-509). Springer, Boston, MA. doi: [10.1007/978-1-4615-4028-1_25](https://doi.org/10.1007/978-1-4615-4028-1_25)
- Brooks, D.B. (2006). An operational definition of water demand management. *International Journal of Water Resources Development*. 22(4). 521-528. doi: [10.1080/07900620600779699](https://doi.org/10.1080/07900620600779699)
- Burniaux, J. M., & Truong, T. P. (2002). GTAP-E: an energy-environmental version of the GTAP model. *GTAP Technical Papers*, 18. URL: <https://docs.lib.purdue.edu/gtapt/18/>
- Buera, F. J., & Kaboski, J. P. (2012). Scale and the origins of structural change. *Journal of Economic Theory*. 147(2), 684-712. doi: [10.1016/j.jet.2010.11.007](https://doi.org/10.1016/j.jet.2010.11.007)
- Cardenete, M. A., & Hewings, G. J. (2011). Water price and water sectoral reallocation in Andalusia. A computable general equilibrium approach. *Environmental economics*. (2, Iss. 1), 17-27. doi: [10.22004/ag.econ.188124](https://doi.org/10.22004/ag.econ.188124)
- Clark, C. (1940). *The Conditions of Economic Progress*, McMillan.
- Connolly, E., & Lewis, C. (2010). Structural Change in the Australian Economy Bulletin–September Quarter 2010. *Bulletin*, (September). URL: <https://rba.gov.au/publications/bulletin/2010/sep/1.html>
- Dinar, A., Rosegrant, M. W., & Meinzen-Dick, R. S. (1997). *Water allocation mechanisms: principles and examples* (No. 1779). World Bank Publications.
- 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](https://doi.org/10.22004/ag.econ.6923)
- Esmaili Moakhar Fordoei, M., Ebrahimi, K., Araghinejad, S., Fazlolahi, H. (2018). Economic Value Determination of the Agricultural Water based

- on Crop-Type in Markazi Province, IRAN. *Water and Irrigation Management*. 8(1), 149-163. doi: [10.22059/jwim.2018.254828.602](https://doi.org/10.22059/jwim.2018.254828.602) [In Persian]
- Fisher, A. G. (1939). Production, primary, secondary and tertiary. *Economic record*. 15(1), 24-38. doi: [10.1111/j.1475-4932.1939.tb01015.x](https://doi.org/10.1111/j.1475-4932.1939.tb01015.x)
- Fotros, M., Rasooli, M. (2004). Calculating the index of structural changes in the economic in Iran. *Economics Journal*. 14(7,8). pp5-16. URL: <http://ejip.ir/article-1-694-fa.html> [In Persian]
- Gohin, A., & Hertel, T. (2003). A note on the CES functional form and its use in the GTAP model. *Center for Global Trade Analysis, Purdue University*, 1-14.
- Golub, A. (2013). Analysis of climate policies with GDyn-E (No. 1236-2019-173). *Center for Global Trade Analysis, Department of Agricultural Economics, Purdue University*. doi: [10.22004/ag.econ.283431](https://doi.org/10.22004/ag.econ.283431)
- Grafton, R. Q., Chu, L., & Wyrwoll, P. (2020). Dynamic Water Pricing. *Oxford Encyclopedia of Water, Sanitation, and Global Health*, 35. doi: [10.1093/acrefore/9780190632366.013.245](https://doi.org/10.1093/acrefore/9780190632366.013.245)
- Grafton, R. Q., Chu, L., & Wyrwoll, P. (2020). The paradox of water pricing: dichotomies, dilemmas, and decisions. *Oxford Review of Economic Policy*, 36(1), 86-107. doi: [10.1093/oxrep/grz030](https://doi.org/10.1093/oxrep/grz030)
- 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](https://doi.org/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. doi: [10.22055/JQE.2020.31664.2175](https://doi.org/10.22055/JQE.2020.31664.2175) [In Persian]
- Johansson, R. C., Tsur, Y., Roe, T. L., Doukkali, R., & Dinar, A. (2002). Pricing irrigation water: a review of theory and practice. *Water policy*, 4(2), 173-199. doi: [10.1016/S1366-7017\(02\)00026-0](https://doi.org/10.1016/S1366-7017(02)00026-0)
- Jun, X., Qun, D., & Yangbo, S. (2010). Integrated water and CGE model of the impacts of water policy on the Beijing's economy and output. *Chinese Journal of Population Resources and Environment*, 8(2), 61-67. doi: [10.1080/10042857.2010.10684978](https://doi.org/10.1080/10042857.2010.10684978)

- Kuznets, S. (1973). Modern economic growth: findings and reflections. *The American economic review*, 63(3), 247-258. <https://www.jstor.org/stable/1914358>
- 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](https://doi.org/10.1016/0161-8938(88)90019-1)
- 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. URL: <https://academicjournals.org/journal/AJAR/article-abstract/5DC465232296>
- Nasrollahi, Z., & opera jounaghani, E. (2024). Prioritization of the economic sectors of Isfahan Province from the perspective of the importance of water resources and considering the three goals of social, environmental and economic sustainable development. *Quarterly Journal of Quantitative Economics (JQE)*, 21(1), 107-137. doi: [10.22055/jqe.2023.42445.2528](https://doi.org/10.22055/jqe.2023.42445.2528)
- Ren, Y., Wei, S., Cheng, K. & Fu, Q. (2018). Valuation and pricing of agricultural irrigation water based on macro and micro scales. *Water*. 10(8), 1044. doi: [10.3390/w10081044](https://doi.org/10.3390/w10081044)
- Syrquin, M. (1988). Patterns of structural change. *Handbook of development economics*, 1, 203-273. doi: [10.1016/S1573-4471\(88\)01010-1](https://doi.org/10.1016/S1573-4471(88)01010-1)
- Tahami pour zarandi, M. (2017). Economic Value Approach to Industrial Water Demand Management, A Case Study of Chemical Plants. *Journal of Water and Wastewater; Ab va Fazilab (in persian)*, 28(1), 74-83. doi: [10.22093/wwj.2017.39476](https://doi.org/10.22093/wwj.2017.39476)
- Tahami Pour Zarandi, M., Khazaei, A., Kolivand, F. (2020). Analyzing the Tariff System and Economic Value of Water in Iran's Industry Sector. *Journal of Water and Sustainable Development*, 6(3), 19-30. doi: [10.22067/jwsd.v6i3.76788](https://doi.org/10.22067/jwsd.v6i3.76788) [In Persian]
- Van Neuss, L. (2019). The drivers of structural change. *Journal of Economic Surveys*, 33(1), 309-349. doi: [10.1111/joes.12266](https://doi.org/10.1111/joes.12266)

پیوست (۱): علائم به کار رفته در پژوهش

QO: تولید کل

QVA: ارزش افزوده

QINT: تقاضای نهاده‌های واسط

QFD: تقاضای نهاده‌های داخلی

QFM: تقاضای کالای وارداتی

QFCE: تقاضا برای نهاده‌های تولید (انرژی و سرمایه)

QFEE: تقاضای نهاده انرژی

QFEC: تقاضای نهاده سرمایه

QFEL: تقاضای انرژی الکتریکی

QFENL: تقاضای انرژی غیر الکتریکی

QFCO: تقاضای انرژی زغال سنگ

QFNCO: تقاضای انرژی غیر زغال سنگ



فصلنامه‌ی اقتصاد مقداری

صفحه‌ی اصلی وب سایت مجله:

www.jqe.scu.ac.ir

شاپا الکترونیکی: ۲۷۱۷-۴۲۷۱

شاپا چاپی: ۲۰۰۸-۵۸۵۰



دانشگاه شیراز

قیمت جهانی فولاد و ارزش شرکت‌های آهنی در ایران

مانی مؤتمنی*^{id}، یوسف عیسی‌زاده روشن**، علی انتظاری***

* دانشیار اقتصاد، گروه اقتصاد انرژی، دانشکده علوم اقتصادی و اداری، دانشگاه مازندران، بابلسر، ایران (نویسنده‌ی مسئول).

** دانشیار اقتصاد، گروه اقتصاد، دانشکده علوم اقتصادی و اداری، دانشگاه مازندران، بابلسر، ایران.

*** دانشجوی کارشناسی اقتصاد، گروه اقتصاد، دانشکده علوم اقتصادی و اداری، دانشگاه مازندران، بابلسر، ایران.

اطلاعات مقاله	طبقه‌بندی JEL	واژگان کلیدی
تاریخ دریافت: ۱۹ آبان ۱۴۰۰ تاریخ بازنگری: ۱۷ بهمن ۱۴۰۰ تاریخ پذیرش: ۱۹ شهریور ۱۴۰۱	G11, G15, C43, C22	فولاد، سنگ آهن، نرخ ارز، بازار سهام تهران
ارتباط با نویسنده (گان) مسئول: ایمیل: m.motameni@umz.ac.ir 0000-0002-4814-3276 ^{id}	آدرس پستی: بابلسر- بلوار شهید ذوالفقاری-بلوار دانشگاه -پردیس دانشگاه مازندران- دانشکده علوم اقتصادی و اداری، کد پستی: ۱۳۵۳۴ - ۴۷۴۱۶	

اطلاعات تکمیلی:

این مقاله برگرفته از پایان نامه ارشد آقا علی انتظاری در رشته‌ی اقتصاد به راهنمایی دکتر مانی مؤتمنی در دانشگاه مازندران است.

قدردانی: از تمامی افراد و موسساتی که در انجام این تحقیق مولف را مساعدت نمودند، قدردانی می‌شود.

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

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

چکیده

عدم دسترسی کارگزاران بین‌المللی به بازار سرمایه ایران و وجود تحریم‌های بین‌المللی و دخالت دولت در قیمت‌گذاری کالاهای اساسی و اعمال نرخ‌های دستوری ارز می‌تواند مانع فرایند گذر مالی در بازار سهام تهران شود. در این حالت ممکن است، ارزش شرکت‌ها با نرخ‌های جهانی کالاهای مبادلاتی نظیر فولاد، مس و نفت ارتباط معناداری نداشته باشند. در این مقاله کوشش شده است تا نشان داده شود که فرایند گذر مالی در ارزش شرکت‌های بازار سهام تهران موثر است و در نهایت عوامل ذکر شده نتوانسته‌اند مانع فرایند گذر مالی شوند. به نظر می‌رسد که معیار ارزیابی معامله‌گران در بازار سرمایه ایران، قیمت‌های جهانی کالا و نرخ ارز در بازار غیر رسمی باشد. نمونه مورد بررسی در این پژوهش، معادن سنگ آهن و صنایع فولادی است که به اختصار به آنها شرکت‌های آهنی گفته می‌شود. به منظور بررسی ارتباط بین نرخ جهانی فولاد و ارزش شرکت‌های آهنی، از الگوی *ARDL* استفاده شده است چراکه نرخ جهانی فولاد و نرخ ارز در بازار غیر رسمی متغیرهایی برونزا هستند. دوره‌ی زمانی ۶۹ داده‌ی ماهانه پژوهش منتهی به تیر ۱۴۰۰ است. نتایج برآورد الگو حاکی از آن است که به ازای ۱۰ درصد افزایش در نرخ جهانی فولاد، ارزش صنایع تولیدکننده‌ی فولاد به‌طور متوسط ۸/۸ درصد و ارزش شرکت‌های معدنی استخراج‌کننده‌ی سنگ آهن به‌طور متوسط ۵/۸ درصد افزایش می‌یابد. ارزش ریالی قیمت جهانی فولاد از مسیر دلار غیر رسمی تعیین می‌شود و بنابراین نرخ دلار در بازار غیر رسمی نیز اثر معناداری بر ارزش شرکت‌های آهنی داشته است به نحوی که با رشد ۱۰ درصدی نرخ رمز ارز اتریوم که همواره معادل قیمت یک دلار در بازار غیر رسمی است؛ صنایع فولادی و معادن سنگ آهن به‌ترتیب ۳ و ۵/۷ درصد رشد ارزش را شاهد بوده‌اند. در رابطه‌ی بلندمدتی که سه متغیر قیمت جهانی فولاد، نرخ دلار در بازار غیر رسمی و شاخص کل بازار سهام تهران با ارزش شرکت‌های آهنی دارند؛ سرعت بازگشت به تعادل در اثر هرگونه شوک وارده به متغیرها، برای صنایع فولادی ۳ ماه و برای معادن سنگ آهن ۱ ماه است.

ارجاع به مقاله:

مؤتمنی، مانی، عیسی‌زاده روشن، یوسف و انتظاری، علی. (۱۴۰۳). قیمت جهانی فولاد و ارزش شرکت‌های آهنی در ایران. فصلنامه‌ی اقتصاد مقداری (بررسی‌های اقتصادی سابق)، ۲۱(۳)، ۵۵-۸۲.

doi: [10.22055/jqe.2022.39150.2435](https://doi.org/10.22055/jqe.2022.39150.2435)



© 2024 Shahid Chamran University of Ahvaz, Ahvaz, Iran. This article is an open access article distributed under the terms and conditions of the Creative Commons Attribution-NonCommercial 4.0 International (CC BY-NC 4.0 license) (<http://creativecommons.org/licenses/by-nc/4.0/>)



۱- مقدمه

هدف اصلی این پژوهش تحلیل اثرپذیری ارزش سهام صنایع فولادی و معادن استخراج سنگ آهن از نرخ فولاد در بورس فلزات لندن است. این دو گروه شرکت در این پژوهش به اختصار شرکت‌های آهنی نامیده می‌شود. در دسته‌بندی شرکت‌های فعال در بورس اوراق بهادار تهران، صنایع فولادی در گروه فلزات اساسی و معادن استخراج سنگ آهن در گروه استخراج کانه‌های فلزی قرار می‌گیرند. هر دو گروه بورسی دربرگیرنده فعالیت مربوط به سایر فلزات نظیر مس و آلومینیوم نیز می‌باشند و از این رو هیچ‌گونه شاخص جداگانه‌ای برای شرکت‌هایی که فعالیت آنها تنها مرتبط با آهن باشد وجود ندارد. بنابراین بخشی از فعالیت انجام شده در این پژوهش، ساخت شاخص جداگانه‌ای بوده است که تغییرات آن نماینده‌ی متوسط تغییر ارزش شرکت‌های آهنی در بازار سهام تهران باشد. ارزش گروه شرکت‌های آهنی در زمان تألیف این مقاله بیش از ۱۴ درصد از ارزش کل بازار را شامل می‌شود و بعد از گروه محصولات شیمیایی با ارزش‌ترین گروه در بورس اوراق بهادار تهران است.

مسئله‌ی اصلی این پژوهش، بررسی امکان وجود فرایند گذر مالی^۱ در بازار سهام تهران است و هدف اصلی این پژوهش، شناسایی اثر عبور نرخ کالا^۲ بر ارزش بنگاه‌ها در ایران است. با این هدف، کوشش شد تا نحوه‌ی اثرگذاری نرخ جهانی فولاد بر ارزش بنگاه‌هایی که فعالیت آنها با فولاد مرتبط است مورد بررسی قرار گیرد. هرچند که این فرایند یکی از کارکردهای طبیعی بازارهای مالی است اما این موضوع در بازار ایران از سه منظر دچار چالش است. نخست اینکه امکان معامله در بازار سهام ایران از طریق کارگزارهای بین‌المللی وجود ندارد و در عمل هیچ‌گونه سرمایه‌گذاری بین‌المللی در این بازار صورت نمی‌پذیرد و دوم اینکه اقتصاد ایران طی سال‌های اخیر دچار تحریم‌های بین‌المللی بوده است و ممکن است مسیر تبادلات بین‌المللی کالا در کشور دچار مشکلات جدی شده باشد. سوم اینکه دولت ایران با دخالت در قیمت‌گذاری کالاهای اساسی نظیر آهن، سیمان، بنزین و همچنین اعمال نرخ‌های دستوری برای ارز نوعی ابهام در میزان بازدهی واقعی صنایع به‌وجود آورده است. به این سه دلیل، ممکن است فرایند گذر مالی در ایران وجود نداشته

¹ Financial Pass-through Mechanism

² Commodities

باشد و هیچ‌گونه ارتباط معناداری بین قیمت جهانی کالاها نظیر فولاد و ارزش صنایع مرتبط وجود نداشته باشد.

در این پژوهش، شاخص جداگانه برای صنایع فولادی و معادن سنگ آهن ساخته شده است. سپس رابطه‌ی این شاخص با قیمت جهانی فولاد مورد بررسی قرار گرفته است. از آنجایی که ترجمه‌ی قیمت جهانی فولاد در بازار سهام تهران عبارت است از حاصل ضرب قیمت قراضه آهنی در بورس فلزات لندن (LME) و نرخ دلار در بازار غیر رسمی، بر همین مبنای اثر جداگانه این دو مؤلفه بر شاخص شرکت‌های آهنی برآورد شده است. یافته‌های این پژوهش می‌تواند در پیش‌بینی و مدیریت ریسک پرتفوی‌های سرمایه‌گذاری مورد استفاده قرار گیرد. نحوه‌ی محاسبه شاخص در بخش سوم مقاله و نحوه برآورد رابطه بین متغیرهای تحقیق در بخش چهارم مقاله توضیح داده شده است.

اما نکته‌ی ویژه‌ای که در این پژوهش بر آن تاکید می‌شود این است که ارزش شرکت‌های آهنی در ایران تابعی از قیمت جهانی فولاد است و تصویب قیمت‌های دستوری برای بازار داخل ایران نمی‌تواند رابطه‌ی بین ارزش شرکت‌ها با قیمت جهانی فولاد را از میان برد. آریبترایز کلیدواژه‌ی اصلی در شکل‌گیری پیوند غایی قیمت جهانی و قیمت داخلی در بازار فلزات است. پیوندی که با کاهش صادرات نفت و آزادسازی موانع صادراتی شرکت‌های فولادی بیش از پیش تقویت شده است. برای نمونه طبق صورت‌های مالی منتشر شده شرکت فولاد خوزستان در سامانه کدال، ۴۴ درصد از درآمد این شرکت در سال ۱۳۹۹ از محل صادرات حاصل شده است. بنابراین خودبه‌خود ارزش ریالی این شرکت نمی‌تواند تنها بر اساس قیمت‌های دستوری داخلی تعیین گردد. طبیعی است که اگر قیمت جهانی فولاد بیشتر از قیمت داخلی آن باشد، تمایل شرکت‌ها به صادرات بیشتر شده و توزیع فولاد در داخل کاهش می‌یابد. انتظارات معامله‌گران بازار سرمایه نیز افزایش سودآوری چنین شرکت‌هایی می‌شود و حاضر به خرید سهام آنها با قیمت‌های بیشتر می‌شوند که به این ترتیب ارزش بازاری شرکت‌ها رشد خواهد یافت.



۲- مرور ادبیات

۲-۱- مبنای نظری

اثر قیمت جهانی فولاد بر ارزش شرکت‌های آهنی در مجموعه‌ی نظریاتی قرار می‌گیرد که رابطه‌ی بین ارزش کالا (کامودیتی) بر بازارهای مالی را مورد بررسی قرار می‌دهد. بر اساس نظریه بازار کارا که توسط فاما (۱۹۷۰) مطرح شده است، تغییر قیمت جهانی کالا، به شکل کامل و فوری در قیمت سهام شرکت‌های مرتبط منعکس می‌شود (Fama, 1970). البته کانگ و همکاران (۲۰۱۷) نشان داده‌اند که در کشورهایی که اقتصاد و بازارهای مالی در آن تعامل و پیوند چندانی با اقتصاد جهانی ندارد این تغییرات قیمت‌های جهانی می‌تواند با وقفه زمانی در قیمت سهام مرتبط منعکس گردد (Kang, Ratti, & Vespignani, 2020). در بین نظریات اقتصادی، مطالعه بلانچارد (۱۹۸۱) رابطه‌ی بین بازار کالا و بازار مالی را به شکلی ساده‌سازی نموده است که تقاضای کل اقتصاد در اتحادی با مجموع ارزش بازار سهام و ارزش بازار کالا قرار می‌گیرد (Blanchard, 1981). افزایش نرخ کالاهای موجود در بازار موجب کاهش مقدار تقاضا می‌گردد اما برای حفظ اتحاد در چارچوب نظری بلانچارد، ارزش بازار سهام می‌باید این کاهش را جبران نماید. ارزش بازار سهام با نرخ k تعدیل می‌شود که بلانچارد مقدار آن را بر مبنای انتظارات تعیین می‌کند. چیارلا و همکاران (۲۰۰۹) در ادامه‌ی مطالعه‌ی بلانچارد نشان دادند که نرخ تعدیل k بیش از هر چیز به شرایط بازار سهام در کشورهای مختلف مرتبط است. همچنین چیارلا و همکاران (۲۰۰۹) نشان داده‌اند که در اقتصادهای باز و بزرگ نظیر امریکا رابطه‌ی درونزایی بین ارزش بازار سهام و ارزش بازار کالا وجود دارد و اثر متقابل بین آنها از طریق الگوهای درونزا نظیر VAR قابل بررسی است. اما در اقتصادهای بسته و در مقیاس جهانی کوچک نظیر اقتصاد ایران، قیمت به صورت برونزا تعیین می‌گردد و رابطه‌ی متقابل بین بازار کالا و بازار سرمایه از بین می‌رود (Chiarella, 2009). مطالعاتی نظیر باداموانچینگ و همکاران (۲۰۲۱) نشان داده‌اند که در این‌گونه کشورها، اثر قیمت کالا به شکل برونزا و از طریق الگوهای نظیر ARDL تصریح می‌گردد (Badamvaanchig, Islam, & Kakinaka, 2021).

در اقتصاد ایران، قیمت جهانی فولاد و سنگ آهن از کانال نرخ ارز با ارزش شرکت‌های آهنی مرتبط می‌شود. اما ارتباط نرخ ارز با قیمت سهام نیز از دو جنبه قابل بررسی است. نخست آنکه نگهداری از ارز به‌عنوان یکی از دارایی‌های مالی در کنار سهام می‌تواند آن را در چارچوب نظریه نگهداری دارایی سرمایه‌ای یا همان نظریه پرتفولیو قرار دهد. طبق هانگ و همکاران (۲۰۲۱) اگر ارز به‌عنوان یک دارایی سرمایه‌ای دستخوش تغییراتی شود تقاضا برای سهام را تحت تأثیر قرار می‌دهد و موجب تغییر ارزش شرکت‌ها می‌شود. جنبه دوم مربوط به شرکتی است که دارای کالای قابل عرضه به بازارهای جهانی باشد. افزایش نرخ ارز به معنی افزایش ارزش فروش شرکت و همچنین کسب مزیت رقابتی در بازارهای جهانی است. شرکت‌های آهنی در ایران اعم از معادن استخراج‌کننده سنگ آهن و همچنین صنایع فولادی دارای چنین مزیتی هستند و تقاضای عظیم کشور چین برای این محصولات توانسته است موانع ناشی از تحریم‌های بین‌المللی را نیز خنثی نماید که این امر در صورت‌های مالی شرکت‌ها قابل مشاهده است (Hung, Xue, Lin, Lu, & Tsao, 2021).

۲-۲- مطالعات تجربی

در ارتباط با تحقیق حاضر پژوهش‌های مختلفی صورت گرفته است که این پژوهش‌ها را می‌توان در سه حوزه تقسیم‌بندی کرد. دسته اول این پژوهش‌ها عموماً اثر قیمت‌های جهانی کالا را بر بازار سهام بررسی کرده‌اند که برای نمونه می‌توان به مطالعه‌ی گوتیرز و ویانا (۲۰۲۰) اشاره کرد (Gutierrez & Vianna, 2020). آنها اثر قیمت جهانی فولاد بر بازدهی بازار سهام در اقتصادهای نوظهور و توسعه‌یافته را بررسی می‌کنند. نتایج استفاده از سری زمانی هفتگی از ۲۰۰۲ تا ۲۰۱۵ نشان‌دهنده‌ی اثرات مثبت و معنادار شوک قیمت جهانی فولاد بر بازدهی سهام در کشورهای چین، برزیل، ژاپن، کره جنوبی، روسیه، هند، استرالیا، آفریقای جنوبی و کانادا می‌باشد، اما این تکانه‌ها بر بازدهی سهام در کشورهای آلمان و آمریکا بی‌تأثیر است. در مقاله‌ی ایران‌دوست (۲۰۱۷) ارتباط میان قیمت جهانی فلزات با بازدهی شاخص قیمت سهام را با استفاده از داده‌های پانل برای ۱۰ کشور اروپایی آزمون شده است. نتایج نشان‌دهنده‌ی عدم توضیح‌دهندگی شاخص فلزات برای پیش‌بینی بازار سهام می‌باشد.

بر اساس این رویکرد شاخص قیمت فلزات و شاخص بازار سهام در کشورهای اروپایی به‌طور علمی مرتبط نیستند (Irandoust, 2017).

در مطالعه جردن و همکاران (۲۰۱۶) ارتباط بین قیمت کالاهای اساسی و بازدهی سهام در بازار سهام کانادا بررسی شده است. نتایج استفاده از رویکرد خودرگرسیون با وقفه توزیعی (ARDL) و استفاده از داده‌های هفتگی طی دوره زمانی ۲۰۰۲ تا ۲۰۱۱ نشان داد از بین کالاهای اساسی تنها بازده دو فلز گران‌بهای طلا و نقره اثر مثبت و معناداری بر بازده سهام در کشور کانادا دارد. بین سایر کالاهای اساسی، با بازده بازار سهام کانادا ارتباط معناداری وجود ندارد (Jordan, Vivian, & Wohar, 2016). رابطه‌ی بین قیمت قراضه فولاد و ارزش شرکت‌های بازار سهام ژاپن در مطالعه‌ی امورا و همکاران (۲۰۱۶) بررسی شده است. دوره‌ی زمانی مطالعه ژانویه ۲۰۰۳ تا مارس ۲۰۱۵ است و روش پردازش داده‌ها VAR می‌باشد. از آنجا که میزان تأمین و مصرف قراضه فولاد را به‌راحتی بر اساس سطح فعالیت‌های صنعتی می‌توان تنظیم کرد، قیمت قراضه به‌گونه‌ای نشانگر وضعیت اقتصاد کلان می‌باشد بنابراین می‌تواند به‌عنوان شاخصی برای عملکرد بازار سهام در آینده توسط فعالان بازار مورد استفاده قرار بگیرد. نتایج برآورد نشان‌دهنده‌ی اثرپذیری بازار سهام ژاپن از تغییرات قیمت قراضه فولاد می‌باشد (Omura, Todorova, Li, & Chung, 2016). در مطالعه‌ای داخلی، شهرازی و قادری (۱۳۹۸) اثر نامتقارن شاخص قیمت جهانی فلزات را بر بازده سهام دو گروه فلزات اساسی و استخراج کانه‌های فلزی به کمک روش چرخشی مارکوف با احتمالات انتقال ثابت بررسی کرده‌اند. نتایج برآورد مدل در دو رژیم کم‌بازده و پربازده نشان‌دهنده‌ی اثر معنادار و مثبت شاخص قیمت جهانی فلزات در هر دو رژیم بر گروه فلزات اساسی و تنها در رژیم پربازده بر گروه استخراج کانه‌های فلزی می‌باشد (Ghaderi & Shahrazi, 2020).

دسته دوم پژوهش‌ها اثرات عوامل کلان اقتصادی از جمله نرخ ارز را بر بازار سهام بررسی کرده‌اند. اثرگذاری عوامل کلان اقتصادی بر شاخص قیمت سهام را برای دو کشور مصر و تونس توسط برکت و همکاران (۲۰۱۵) با استفاده از داده‌های ماهانه برای دوره ژانویه ۱۹۹۸ تا ژانویه ۲۰۱۴ مورد تجزیه و تحلیل قرار گرفته است. نتایج نشان‌دهنده‌ی رابطه‌ی علمی میان متغیرهای مورد مطالعه یعنی نرخ بهره، نرخ ارز، شاخص قیمت مصرف‌کننده و عرضه پول با شاخص قیمت سهام در بلندمدت برای هر دو کشور می‌باشد (Barakat, Elgazzar,)

(Hanafy, 2016). در مطالعه‌ی بخشانی (۱۳۹۴) با استفاده از روش معادلات ساختاری با رویکرد حداقل مربعات جزئی ارتباط بین نرخ ارز و قیمت سهام بررسی شده که نتایج نشان‌دهنده‌ی ارتباط مثبت نرخ ارز و قیمت سهام در بازار سهام ایران می‌باشد (Bakhshani, 2016). جهانگیری و حسینی (۱۳۹۶) در تحقیق خود به بررسی اثرات نرخ ارز، سیاست پولی و طلا بر بازار سهام ایران پرداخته‌اند. داده‌های مورد استفاده به صورت ماهانه از فروردین ۱۳۸۰ تا اسفند ۱۳۹۵ می‌باشد. روش مورد استفاده یک رویکرد غیرخطی خودرگرسیون برداری تغییر رژیم مارکوف و الگوی ناهمسانی واریانس شرطی‌نمایی می‌باشد. نتایج استفاده از این مدل نشان داد که میان بازده نرخ ارز و شاخص کل بازار سهام یک رابطه مثبت و معنی‌دار وجود دارد همچنین شوک‌های جاری نرخ ارز و نقدینگی اثر منفی و معناداری بر بازده شاخص کل بازار سهام دارد. علاوه بر این بین بازده شاخص کل بازار سهام و وقفه بازده سکه بهار آزادی رابطه منفی و معنادار برقرار است (Jahangiri & Hoseini Ebrahimabad, 2017). رضاقلی زاده و همکاران (۲۰۲۳)، نشان داد که استرس مالی موجود در بازارهای مورد مطالعه شامل بازار سرمایه، بازار پول و بازار ارز تاثیر منفی بر بازده سهام صنایع داشته و منجر به کاهش بازدهی سهام این صنایع می‌شود. همچنین یافته‌های پژوهش نشان‌دهنده این است که در تمامی مدل‌های برآورد شده، قیمت جهانی نفت، نرخ ارز و نرخ بهره تاثیر مثبت بر بازده سهام صنایع مورد مطالعه در ایران دارند (Rezagholizadeh, elmi, & mohammadi majd, 2023).

دسته سوم پژوهش‌ها نیز به بررسی هم‌زمان اثر نرخ ارز و شاخص‌های جهانی بر بازار سهام پرداخته‌اند. در مقاله‌ای کایالار و همکاران (۲۰۱۷) به بررسی وابستگی بین قیمت نفت خام، شاخص بورس و نرخ ارز بر روی تعدادی از کشورهای صادرکننده و واردکننده نفت با استفاده از داده‌های ۲۰۱۴ تا ۲۰۱۶ پرداخته است. نتایج نشان می‌دهد که شاخص سهام در اکثر کشورهایی که صادرکننده نفت هستند وابستگی بالایی با نفت خام دارد. در این کشورها نرخ ارز نیز دارای وابستگی با نفت خام است. این در حالی است که کشورهای واردکننده نفت نسبت به نوسانات قیمت آسیب‌پذیرتر هستند (Kayalar, Küçüközmen, & Selcuk-Kestel, 2017). در مطالعه‌ای دیگر، سینقال و همکاران (۲۰۱۹) به بررسی رابطه قیمت طلا، قیمت نفت و نرخ ارز با شاخص بورس در کشور مکزیک پرداخته‌اند. نتایج استفاده از رویکرد ARDL برای داده‌های روزانه از ژانویه ۲۰۰۶ تا آوریل ۲۰۱۸ نشان داد که

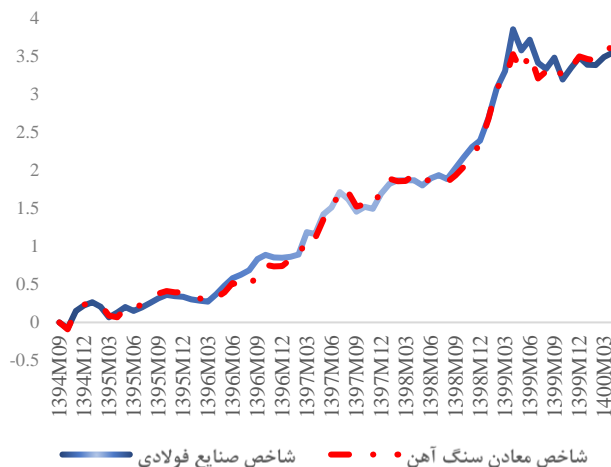


قیمت جهانی طلا اثر مثبت بر بازار سهام مکزیک دارد. در خصوص ارتباط قیمت جهانی نفت با بازار سهام این کشور نتایج نشان داد ارتباط منفی میان این دو متغیر وجود دارد. همچنین در یک دوره بلندمدت اثر قیمت جهانی نفت بر نرخ ارز منفی ولی قیمت جهانی طلا تأثیر معناداری بر نرخ ارز نداشت (Singhal, Choudhary, & Biswal, 2019). در بین مطالعات فارسی، اسلاملوئیان و زارع (۱۳۸۵) با استفاده از یک الگوی خودهمبسته با وقفه‌های توزیعی تأثیر متغیرهای اثرگذار بر شاخص قیمت سهام در بورس تهران را طی دوره ۱۳۷۲ تا ۱۳۸۲ با داده‌های فصلی تبیین می‌کند. نتایج برآورد مدل‌های کوتاه‌مدت و بلندمدت نشان می‌دهد متغیرهایی همچون نسبت شاخص قیمت داخل به خارج، قیمت نفت، شاخص قیمت مسکن و بهای سکه بر شاخص قیمت سهام اثر مثبت و نرخ ارز و حجم پول اثر منفی می‌گذارد. نتایج برآورد نشان‌دهنده‌ی رابطه‌ی تعادلی بلندمدت بین شاخص قیمت سهام و متغیرهای مستقل می‌دهد. متغیر شاخص تولیدات صنعتی نیز ارتباطی با قیمت سهام در ایران ندارد (Eslamloueyan & Zare, 2007).

۳- داده‌های پژوهش

داده‌های تحقیق شامل شاخص شرکت‌های آهنی و معدنی به‌عنوان متغیر وابسته و نرخ فولاد در بازار فلزات لندن، نرخ دلار و شاخص کل بورس به‌عنوان متغیر مستقل می‌باشد. نمونه به‌صورت ماهانه از آبان ۱۳۹۴ تا تیر ۱۴۰۰ جمع‌آوری شده است که شامل ۶۹ دوره اطلاعات می‌شود. با توجه به اینکه تمامی شرکت‌ها بارها افزایش سرمایه‌داشته‌اند، محاسبه ارزش شرکت در سال‌های قبل نیازمند مرور صورت‌های مالی و تعیین تعداد سهم عرضه شده و برابر قرار دادن آنها در هر ماه با متوسط قیمت بازار می‌باشد. به‌عبارتی اطلاعات از پیش آماده‌ای برای این متغیر در سامانه‌های بورسی وجود ندارد. نمونه‌ی انتخابی از شرکت‌های آهنی در ایران همگی از بین شرکت‌های فعال در بازار سهام تهران انتخاب شده‌اند. دلیل این انتخاب، به‌روزرسانی ارزش بازاری شرکت‌ها در یک سامانه شفاف می‌باشد. با توجه به اینکه تعداد سهام و ارزش سرمایه شرکت‌ها در طول دوره‌ی مورد بررسی تغییرات زیادی داشته است، برای محاسبات شاخص از ارزش شرکت استفاده شده است و قیمت سهم مبنای محاسبه شاخص قرار نگرفته است. همچنین در محاسبه شاخص دو گروه شرکت آهنی تعیین شده است. گروه نخست تولیدکنندگان فولاد هستند که مواد اولیه را از شرکت‌های داخلی یا خارجی تأمین‌کننده سنگ آهن تهیه می‌کنند و با مصرف انرژی آن را

تبدیل به فولاد می‌نمایند. عموم این شرکت‌ها در سال‌های اخیر دارای سهم جدی صادرات در سبد فروش خود بوده‌اند. مزیت بهای انرژی و جهش نرخ ارز موجب شکل‌گیری مزیت نسبی برای این شرکت‌ها شده است. در شاخص صنایع فولادی ۸ شرکت قرار دارند: فولاد مبارکه اصفهان، فولاد آلیاژی ایران، فولاد خوزستان، شرکت آهن، فولاد ارفع، فولاد خراسان، ذوب‌آهن اصفهان و فولاد هرمزگان. در شاخص مربوط به شرکت‌های معدنی که فعالیت اصلی آنها استخراج و پالایش سنگ آهن است، شرکت‌های گل‌گهر، چادرملو و صبانور قرار دارند. هر دو شاخص با روش لاسپیرز محاسبه شده‌اند و ماه اول زمان پایه در نظر گرفته شده است. پس از محاسبه شاخص، لگاریتم طبیعی آن در پردازش داده مورد استفاده قرار گرفته است. همانطور که پیش از این اشاره شد، مبنای تغییر مقدار شاخص، ارزش بازاری شرکت (Market value) است که دارای دو بخش تعداد سهم عرضه شده شرکت (و نه تعداد سهم معامله شده) و قیمت سهم در بازار است. در نمودار ۱ شاخص محاسبه شده برای گروه شرکت‌های آهنی قابل مشاهده است. بر این اساس، ارزش این شرکت‌ها طی دوره زمانی کمتر از ۶ سال، تقریباً ۳۰ برابر شده است. هرچند شاخص دو گروه فولادی و سنگ آهن از یکدیگر فاصله می‌گیرند اما دارای سوییچ یکسانی هستند و در نهایت می‌توان رشد ارزش این دو گروه شرکت را نزدیک و تقریباً برابر دانست.

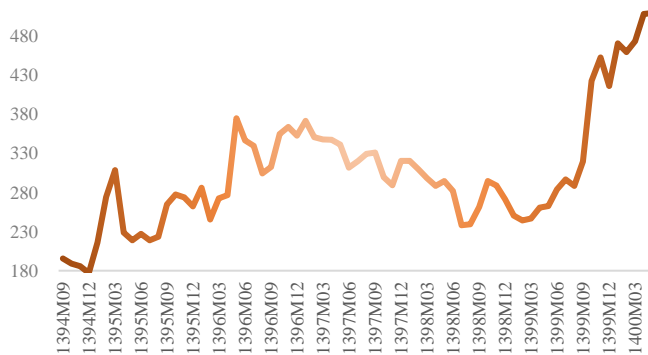


نمودار ۱. شاخص ارزش شرکت‌های آهنی در ایران
مأخذ: محاسبات پژوهش

Figure1. Ferrous Companies Value Index

Source: Research calculations

در بین نرخ‌های مختلفی که می‌توان برای قیمت جهانی فولاد در نظر گرفت، قیمت فولاد قراضه در بورس فلزات لندن شاخص مورد استفاده در این پژوهش است که البته در سایر مطالعات نیز استفاده از این شاخص عمومیت دارد. هرچند لازم به ذکر است که تغییرات تمامی نرخ‌های فولادی که بر حسب قطر، عرض و آلیاژ تقسیم‌بندی می‌شوند در طول زمان برابر هستند و بنابراین انتخاب یکی از این نرخ‌ها می‌تواند معیاری برای کل بازار فولاد باشد.



نمودار ۲. نرخ جهانی فولاد (هر تن به دلار)

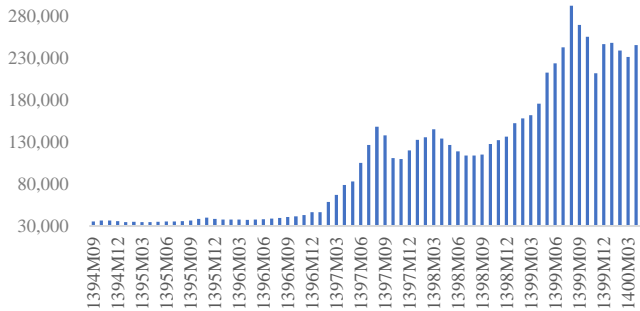
مأخذ: محاسبات پژوهش

Figure 2. LME steel Prices

Source: Research calculations

همانطور که در نمودار ۲ مشاهده می‌شود، قیمت فولاد در طول ۶ سال گذشته بیش از ۲/۵ برابر شده است. در طول این دوره حوادث مختلفی از جمله شکسته شدن سد در معدن عظیم فجاو برزیل، ورود مقامات قضائی به تخلفات معادن ذغال‌سنگ و کارخانه‌های ذوب آهن در چین و اخبار محدود شدن صادرات فولاد چین از سال ۲۰۲۲ و کاهش ظرفیت لجستیکی ناشی از پاندمی کرونا موجب شده است که در طول یک‌سال اخیر (منتهی به تیر ۱۴۰۰) قیمت فولاد در جهان ۲ برابر شود.

افزایش قیمت جهانی فولاد با جهش شدید نرخ دلار به ریال در ایران همراه و همزمان شده است. نرخ دلار به ریال در ایران تعاریف مختلفی دارد که نرخ رسمی بانک مرکزی، نرخ سامانه نیما و نرخ سامانه سنا از جمله این نرخ‌ها است. ضمن اینکه نرخ بازارهای محلی در نزدیکی مرزهای ایران نظیر هرات و سلیمانیه نیز دارای مقادیر مخصوص به خود هستند. در کنار همه‌ی این نرخ‌ها، یک نرخ غیر رسمی از معاملات اسکناس در بازار تهران نیز در رسانه‌ها منتشر می‌شود که از نظر روانی در انتظارات معامله‌گران نقش مهمی ایفا می‌کند که معیار نرخ دلار در این پژوهش بوده است. متوسط نرخ ماهانه این نرخ در نمودار ۳ نشان داده شده است.



نمودار ۳. نرخ دلار به ریال در بازار آزاد

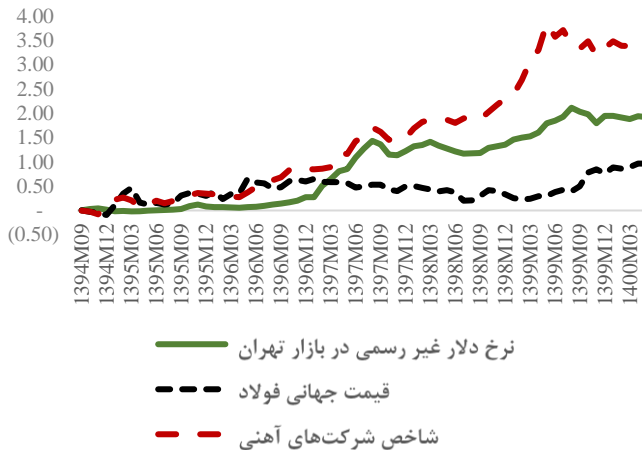
مأخذ: محاسبات پژوهش

Figure3. USD/IRR in informal market

Source Research calculations

نرخ دلار در بازار غیر رسمی تقریباً $\frac{8}{5}$ برابر شده است که بخش مهمی از این جهش در دوره تشدید تحریم‌های بین‌المللی شکل گرفته است. اگر نرخ دلار غیر رسمی را در نرخ جهانی فولاد قراضه ضرب کنیم، حاصل ضرب این دو مقدار در طول ۶ سال تقریباً ۱۸ برابر شده است.

اگر سه متغیر اصلی پژوهش را به صورت لگاریتمی محاسبه نموده و جهت ایجاد قابلیت مقایسه نقطه شروع آنها را برابر نهاد نماییم، نمودار ۴ حاصل می شود. همان طور که در بخش دوم این مقاله توضیح داده شد، هر دو متغیر نرخ دلار و نرخ جهانی فولاد بر ارزش شرکت‌های آهنی در ایران اثرگذارند. در بخش چهارم این مقاله اثر این دو متغیر به صورت جداگانه بر شاخص شرکت‌های آهنی مورد بررسی قرار گرفته است.



نمودار ۴. مقایسه متغیرهای تحقیق

مأخذ: محاسبات پژوهش

Figure 4. Research Variables Comparison

Source: Research calculations

۴- الگوی پژوهش

هدف از طراحی الگوی پژوهش بررسی اثر دو شاخص قیمت جهانی فولاد و نرخ دلار در بازار غیر رسمی بر شاخص شرکت‌های آهنی است. از آنجایی که هر دو متغیر توضیحی، برونزا هستند جهت پردازش داده‌ها در محیط سری‌های زمانی می‌باید از الگوی ARDL استفاده نمود. واضح است که ارزش شرکت‌های آهنی در ایران نمی‌تواند تغییرات قیمت‌های جهانی فولاد و قیمت دلار در بازار غیر رسمی را توضیح دهد و از این رو به لحاظ نظری می‌توان قیمت‌های جهانی فولاد را برونزا تلقی نمود.

از آنجایی که بازار سهام تهران در سال‌های اخیر با تحولات عمده‌ای روبرو بوده است به نحوی که با ورود تعداد انبوهی از معامله‌گران به بازار سرمایه، حجم معاملات به شکل بی‌سابقه‌ای افزایش یافته است و موجب شکل‌گیری حباب در ارزش شرکت‌ها شده است، به همین دلیل روند حرکتی شاخص کل بازار سهام تهران نیز می‌تواند یکی از عوامل اثرگذار بر ارزش شرکت‌های آهنی تلقی شود. بنابراین یک متغیر توضیحی دیگر نیز که لگاریتم طبیعی شاخص کل بازار سهام تهران است به الگوی پژوهش اضافه می‌شود. از آنجایی که



الگو به شکل خودرگرسیون تنظیم شده است تمامی سایر عوامل اثرگذار از طریق وقفه متغیر وابسته در الگو لحاظ می‌شوند. بر اساس کوپ (۱۳۹۸) الگوی تحقیق را می‌توان به شکل معادله (۱) تصریح نمود:

$$y_t = \beta_0 + \sum_{h=1}^{p-1} \eta_h y_{t-h} + \sum_{h=0}^{q-1} \lambda_h x_{t-h} + u_t \quad (1)$$

در این الگو y_t متغیر وابسته، x_t بردار متغیرهای مستقل و u_t جزء خطا می‌باشد. بر اساس همین روش الگوی تصحیح خطا (ECM) برای مدل بالا به صورت معادله (۲) است.

$$\Delta y_t = \alpha_0 + \alpha_1 t + \sum_{j=1}^{p-1} \phi_j^* \Delta y_{t-j} + \sum_{j=0}^{q-1} \beta_j^* \Delta x_{t-j} + \Psi_0 y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \Psi_i x_{i,t-1} + \varepsilon_t \quad (2)$$

با توجه به اینکه تمامی متغیرهای تحقیق در سطح نامانا هستند و با تفاضل نخست مانا می‌شوند، جملگی هم‌سطح و I(1) هستند. بنابراین وجود رابطه معنادار بین آنها تنها در صورت وجود هم‌انباشتگی وجود دارد. با توجه به اینکه ضریب تصحیح خطا در جدول ۲ و جدول ۵ منفی و قدرمطلق آن کوچکتر از ۱ است، وجود رابطه‌ی هم‌انباشتگی و تصحیح خطا بین متغیرهای تحقیق تایید می‌شود.

جدول ۱. نتایج آزمون ریشه واحد دیکی-فولر تعمیم یافته (ADF) و فیلیپس-پرون (PP) مأخذ: نتایج پژوهش

Table 1. Unit Root Tests Result (ADF & PP)

Source: Research results

متغیر		دیکی-فولر تعمیم یافته (ADF)				فیلیپس-پرون (PP)	
		تفاضل		در سطح		تفاضل	
		آماره آزمون	احتمال	آماره آزمون	احتمال	آماره آزمون	احتمال
Fer	۰/۱۷	۰/۹۶۸	-۴/۴۲	۰/۰۰۰	۰/۰۴	۰/۹۵۸	-۸/۰۴
Min	۰/۴۶	۰/۹۸۴	-۴/۶۲	۰/۰۰۰	۰/۴۱	۰/۹۸۲	-۸/۳۷
LME	-۱/۴۵	۰/۵۵۰	-۷/۵۲	۰/۰۰۰	-۱/۴۵	۰/۵۵۰	-۷/۶۰
ExR	-۰/۴۲	۰/۸۹۷	-۵/۶۶	۰/۰۰۰	-۰/۲۸	۰/۹۲۱	-۵/۶۶

۰/۰۰۰	-۵/۲۶	۰/۹۶۵	۰/۱۲	۰/۰۰۰	-۵/۲۲	۰/۹۵۳	-۰/۰۱	Tse
تعریف علامت‌ها: Fer لگاریتم شاخص شرکت‌های آهنی، Min لگاریتم شاخص شرکت‌های معدنی، LME لگاریتم قیمت جهانی فولاد در بازار فلزات لندن، ExR لگاریتم نرخ دلار در بازار غیررسمی و Tse لگاریتم شاخص کل بورس اوراق بهادار تهران است.								

در این بخش، اثر متغیرهای مستقل بر ارزش شرکت‌های آهنی در دو سناریو گروه شرکت‌های فولادی و گروه شرکت‌های معدنی سنگ آهن برآورد شده است تا هم نتایج با یکدیگر مقایسه شوند و هم پایداری برآورد راست‌آزمایی شود.

جهت برآورد الگوی کوتاه‌مدت و تصحیح خطا می‌باید وقفه‌های بهینه الگو محاسبه شود. تعداد این وقفه‌های بر اساس کمینه آماره آکائیک محاسبه شده است. در گروه صنایع فولادی، وقفه مناسب ترکیب ARDL(1,1,5,3) شده است. نتیجه برآورد الگوی کوتاه‌مدت و همچنین تصحیح خطا برای شاخص صنایع فولادی در جدول ۲ خلاصه شده است.

جدول ۲. نتایج برآورد الگوی خودرگرسیون با وقفه‌های توضیحی برای شاخص شرکت‌های فولادی
مأخذ: نتایج پژوهش

Table2. ARDL estimation results for steel companies

Source: Research results

سطح احتمال	آماره t	ضریب	متغیرهای توضیحی	
۰/۰۰۰	۷/۴۴	۰/۶۸	Fer ₍₋₁₎	ARDL
۰/۰۲۹	۲/۲۴	۰/۲۱	ExR	
۰/۱۷۵	-۱/۳۷	-۰/۱۱	ExR ₍₋₁₎	
۰/۰۰۰	۴/۱۹	۰/۳۱	LME	
۰/۱۱۸	-۱/۵۹	-۰/۱۶	LME ₍₋₁₎	
۰/۶۹۱	-۰/۴۰	-۰/۰۳	LME ₍₋₂₎	
۰/۰۰۶	۲/۸۷	-۰/۲۷	LME ₍₋₃₎	



۰/۰۲۰	-۲/۴۰	-۰/۲۳	LME(-4)	
۰/۱۰۹	۱/۶۳	۰/۱۲	LME(-5)	
۰/۰۰۰	۱۴/۹۵	۰/۱۸	Tse	
۰/۰۰۰	-۶/۲۶	-۱/۱۰	Tse(-1)	
۰/۰۰۰	۴/۰۰	۰/۴۵	Tse(-2)	
۰/۰۰۰	-۳/۸۹	-۰/۲۸	Tse(-3)	
۰/۰۱۱	۲/۶۲	۰/۲۱	ΔExR	الگوی تصحیح خطا
۰/۰۰۰	۴/۷۷	۰/۳۱	ΔLME	
۰/۰۹۸	-۱/۶۸	-۰/۱۲	$\Delta LME(-1)$	
۰/۰۱۷	-۲/۴۷	-۰/۱۶	$\Delta LME(-2)$	
۰/۰۹۸	-۱/۶۹	-۰/۱۲	$\Delta LME(-3)$	
۰/۰۶۴	-۱/۸۹	-۰/۱۲	$\Delta LME(-4)$	
۰/۰۰۰	۱۷/۰۲	۱/۱۸	ΔTSE	
۰/۰۲۳	-۲/۳۳	-۰/۱۷	$\Delta Tse(-1)$	
۰/۰۰۰	۴/۱۸	۰/۲۸	$\Delta Tse(-2)$	
۰/۰۰۰	-۴/۸۶	-۰/۳۱	λ	
$R^2=90\%$				

ضرایب برآورد الگوی خطی در جدول ۲ نشان می‌دهد در کوتاه‌مدت شاخص شرکت‌های آهنی تنها در وقفه ۱ دارای اثر مثبت بر مقدار خود در دوره جاری دارد. به عبارتی افزایش (کاهش) ۱۰٪ در شاخص شرکت‌های آهنی موجب افزایش (کاهش) مقدار این شاخص به میزان ۶/۸ درصد در ماه آینده می‌شود. قیمت دلار نیز تنها در دوره جاری اثر مثبت بر شاخص

شرکت‌های آهنی می‌گذارد. در کوتاه‌مدت قیمت جهانی فولاد در وقفه ۳ و ۴ به ترتیب دارای اثر مثبت و منفی بر شاخص شرکت‌های آهنی می‌باشد. بر اساس ضرایب کوتاه‌مدت هنگامی که قیمت جهانی فولاد ۱۰٪ افزایش می‌یابد اثر این افزایش قیمت در شاخص شرکت‌های آهنی در ماه سوم و چهارم به ترتیب رشد ۲/۷٪ و نزول ۲/۳٪ می‌باشد. شاخص کل بورس نیز در دوره‌ی جاری و در وقفه ۲ دارای اثر مثبت اما در وقفه‌ی ۱ و ۳ اثر منفی بر شاخص شرکت‌های آهنی می‌گذارد. ضریب تغییرات نشان می‌دهد ۹۰٪ درصد از تغییرات شاخص شرکت‌های آهنی توسط متغیرهای توضیحی تصریح می‌گردد. ضریب تصحیح خطا در مدل ECM منفی و معنادار است. مقدار این ضریب نشان می‌دهد در هر ماه ۳۰٪ از عدم تعادل شاخص شرکت‌های آهنی در کوتاه‌مدت به سمت تعادل بلندمدت توسط متغیرهای توضیحی تصحیح می‌شود. بنابراین سرعت تعدیل در این گروه حدود ۳ ماه است. بر اساس یافته‌های الگوی تصحیح خطا می‌توان ضریب فزاینده بلندمدت یا رابطه‌ی بلندمدت بین متغیرهای تحقیق را برآورد نمود. نتیجه‌ی این برآورد برای صنایع فولادی در جدول ۳ خلاصه شده است. مطابق جدول ۳ نرخ دلار، قیمت جهانی فولاد و شاخص کل بورس در بلندمدت دارای اثر مثبت و معناداری بر شاخص شرکت‌های آهنی می‌باشد. قیمت جهانی فولاد با ضریب ۰/۸۸ بیشترین اثر بلندمدت را در میان متغیرهای توضیحی مدل بر شاخص شرکت‌های فولادی می‌گذارد. بنابراین افزایش (کاهش) ۱۰٪ قیمت جهانی فولاد در بلندمدت با شرط ثبات سایر شرایط باعث افزایش (کاهش) ۸/۸ درصدی شاخص شرکت‌های فولادی می‌گردد. بررسی ضریب بلندمدت در نرخ دلار نشان می‌دهد افزایش (کاهش) ۱۰٪ قیمت دلار در بلندمدت شاخص شرکت‌های آهنی را ۳ درصد افزایش (کاهش) می‌دهد. در نهایت اثر بلندمدت شاخص کل بورس ۰/۷۹ است.

جدول ۳. نتایج برآورد بلندمدت برای شرکت‌های فولادی
 مأخذ: نتایج پژوهش

Table3. Long term estimation results for steel companies

Source: Research results

P-value	آماره	ضرایب	متغیرها
۰/۰۰۲	۳/۱۵۹	۰/۳۰	EXR
۰/۰۰۰	۴/۸۷۶	۰/۸۸	LME
۰/۰۰۰	۱۳/۸۲۷	۰/۷۹	TSE

برای اطمینان از وجود رابطه بلندمدت از آزمون کرانه‌ها مطابق جدول ۴ استفاده می‌کنیم. مقدار آماره بدست آمده ۴/۳۷ می‌باشد. با توجه به این که مقدار آماره در سطح خطای ۵ و ۱۰ درصد در هر دو کرانه بیشتر است فرض صفر این آزمون یعنی عدم وجود رابطه بلندمدت بین متغیرهای تحقیق رد می‌شود. بنابراین بین نرخ دلار، نرخ جهانی فولاد و شاخص کل با شاخص شرکت‌های آهنی رابطه بلندمدت وجود دارد.

جدول ۴. آزمون کرانه‌ها
 مأخذ: نتایج پژوهش

Table4. Bounds Test

Source: Research results

سطح خطا	کرانه دو	کرانه یک	آماره آزمون
۱ درصد	۴/۶۶	۳/۶۵	۴/۳۷
۵ درصد	۳/۶۷	۲/۷۹	
۱۰ درصد	۳/۲۰	۲/۳۷	

تمامی محاسبات فوق را برای شاخص شرکت‌های معدنی که فعالیت آنها مرتبط با استخراج و پالایش سنگ آهن است تکرار می‌نماییم. بر اساس کمینه آکائیک ترکیب وقفه‌ی $ARDL(5,6,5,2)$ انتخاب می‌شود.

جدول ۵. نتایج آزمون خودرگرسیون با وقفه‌های توضیحی برای شرکت‌های معدن سنگ آهن
مأخذ: نتایج پژوهش

Table 5. ARDL estimation result for iron ore companies

Source: Research results

P-value	آماره t	ضریب	متغیرهای توضیحی	
۰/۰۰۱	۳/۴۵	۰/۴۸	Min ₍₋₁₎	ARDL
۰/۹۶۷	۰/۰۴	۰/۰۰	Min ₍₋₂₎	
۰/۰۱۳	-۲/۵۸	-۰/۲۶	Min ₍₋₃₎	
۰/۱۱۰	۱/۶۳	۰/۱۶	Min ₍₋₄₎	
۰/۰۱۱	-۲/۶۵	-۰/۲۲	Min ₍₋₅₎	
۰/۰۶۱	۱/۹۳	۰/۲۲	ExR	
۰/۸۶۵	-۰/۱۷	-۰/۰۳	ExR ₍₋₁₎	
۰/۱۰۸	۱/۶۴	۰/۳۰	ExR ₍₋₂₎	
۰/۳۲۹	-۰/۹۷	-۰/۱۷	ExR ₍₋₃₎	
۰/۳۱۹	-۱/۰۱	-۰/۲۰	ExR ₍₋₄₎	
۰/۰۰۷	۲/۸۰	۰/۵۵	ExR ₍₋₅₎	
۰/۱۲۶	-۱/۵۶	-۰/۱۷	ExR ₍₋₆₎	
۰/۰۰۱	۳/۴۲	۰/۳۲	LME	
۰/۴۶۳	-۰/۷۴	-۰/۰۹	LME ₍₋₁₎	
۰/۷۷۸	-۰/۲۸	-۰/۰۳	LME ₍₋₂₎	

۰/۰۴۳	۲/۰۹	۰/۲۵	LME ₍₋₃₎	الگوی تصحیح خطا
۰/۱۷۶	-۱/۳۸	-۰/۱۶	LME ₍₋₄₎	
۰/۰۲۸	۲/۲۷	۰/۲۱	LME ₍₋₅₎	
۰/۰۰۰	۱۰/۱۲	۱/۰۵	Tse	
۰/۰۰۰	-۴/۱۴	-۰/۹۴	Tse ₍₋₁₎	
۰/۰۲۲	۲/۳۷	۰/۴۴	Tse ₍₋₂₎	
۰/۰۳۰	۲/۲۴	۰/۳۳	Δ Min ₍₋₁₎	
۰/۰۰۰	۳/۷۲	۰/۳۳	Δ Min ₍₋₂₎	
۰/۴۰۶	۰/۸۴	۰/۰۶	Δ Min ₍₋₃₎	
۰/۰۰۵	۲/۹۴	۰/۲۳	Δ Min ₍₋₄₎	
۰/۰۴۱	۲/۱۱	۰/۲۲	Δ ExR	
۰/۰۲۸	-۲/۲۷	-۰/۲۹	Δ ExR ₍₋₁₎	
۰/۹۵۵	۰/۰۶	۰/۰۰	Δ ExR ₍₋₂₎	
۰/۱۶۷	-۱/۴۰	-۰/۱۷	Δ ExR ₍₋₃₎	
۰/۰۰۴	-۳/۰۰	-۰/۳۷	Δ ExR ₍₋₄₎	
۰/۰۹۶	۱/۷۰	۰/۱۷	Δ ExR ₍₋₅₎	
۰/۰۰۰	۳/۹۷	۰/۳۳	Δ LME	
۰/۰۲۳	-۲/۳۵	-۰/۲۶	Δ LME ₍₋₁₎	
۰/۰۰۲	-۳/۲۰	۰/۳۰	Δ LME ₍₋₂₎	
۰/۶۱۰	-۰/۵۱	-۰/۰۴	Δ LME ₍₋₃₎	
۰/۰۱۶	-۲/۵۰	-۰/۲۱	Δ LME ₍₋₄₎	

۰/۰۰۰	۱۱/۲۳	۱/۰۵	ΔTse
۰/۰۱۱	-۲/۶۶	-۰/۴۴	$\Delta Tse_{(-1)}$
۰/۰۰۰	-۵/۳۳	-۰/۸۵	λ
$R^2=87\%$			

با توجه به مقدار آماره بدست آمده در جدول ۵ اثر وقفه شاخص شرکت‌های معدنی در کوتاه‌مدت بر مقدار جاری این متغیر در وقفه‌های ۳، ۱ و ۵ معنادار بدست آمد که این اثر در وقفه ۱ مثبت و در وقفه ۳ و ۵ منفی است نرخ دلار تنها در وقفه ۵ اثر معنادار و مثبت بر شاخص شرکت‌های معدنی می‌گذارد. قیمت جهانی فولاد با مقادیر جاری و در وقفه‌های ۳ و ۵ اثر معنادار و مثبت بر شاخص شرکت‌های معدنی می‌گذارد. بررسی ضرایب کوتاه‌مدت نشان می‌دهد زمانی که قیمت جهانی فولاد ۱۰٪ افزایش (کاهش) می‌یابد شاخص شرکت‌های آهنی با رشد (کاهش) ۳/۲٪ همراه است. اثر افزایش قیمت فولاد در ماه‌های سوم و پنجم به ترتیب رشد ۲/۵٪ و ۲/۱٪ شاخص شرکت‌های معدنی می‌باشد. مقادیر جاری و وقفه ۲ شاخص کل بورس نیز اثر معنادار بر شرکت‌های معدنی حاضر در تحقیق دارند که اثر مقادیر جاری و وقفه ۲ مثبت و اثر وقفه ۱ بر شاخص شرکت‌های معدنی منفی است. بر اساس الگوی ECM مقدار ضریب تصحیح خطا منفی و معنادار است. مقدار ضریب نشان می‌دهد در هر ماه حدود ۸۵٪ از عدم تعادل‌ها در شاخص شرکت‌های معدنی از کوتاه‌مدت به سمت بلندمدت توسط متغیرهای توضیحی حاضر در این مدل تصحیح می‌شود که در مقایسه با همین ضریب برای شاخص شرکت‌های آهنی، بسیار بیشتر است. بررسی برازش مدل با توجه به مقدار $R^2=87\%$ نشان از توضیح‌دهندگی بالای متغیرهای نرخ دلار، قیمت جهانی فولاد و شاخص کل بورس برای پیش‌بینی مقادیر شاخص شرکت‌های معدنی می‌دهد. مطابق جدول ۶ همه متغیرها در بلندمدت اثر معنادار و مثبت بر شاخص شرکت‌های معدنی دارند. نرخ دلار با ضریب ۵/۷٪ نشان می‌دهد در بلندمدت افزایش (کاهش) ۱۰٪ در نرخ دلار موجب افزایش (کاهش) شاخص شرکت‌های معدنی به میزان ۵/۷٪ درصد می‌گردد. شاخص شرکت‌های معدنی در صورت افزایش ۱۰٪ قیمت جهانی فولاد با رشد

۵٪/۸ در بلندمدت همراه است. در نهایت متغیر شاخص کل بورس نیز با ضریب ۰/۶۵ بیشترین اثر مثبت را در بین متغیرهای توضیحی مدل در بلندمدت بر شاخص شرکت‌های معدنی می‌گذارند. بر این اساس با رشد ۱۰٪ شاخص کل در بلندمدت شاهد افزایش ۶/۵٪ شاخص شرکت‌های معدنی هستیم.

جدول ۶. نتایج برآورد بلندمدت برای شرکت‌های معدن سنگ آهن
مأخذ: نتایج پژوهش

Table 6. Long term estimation results for iron ore companies

Source: Research results

P-value	آماره	ضرایب	متغیرها
۰/۰۰۰	۱۲/۹۲۱	۰/۵۷	EXR
۰/۰۰۰	۸/۴۵۸	۰/۵۸	LME
۰/۰۰۰	۲۳/۰۳۶	۰/۶۵	TSE

برای اطمینان از نتایج آزمون بلندمدت و وجود رابطه بلندمدت بین متغیرهای توضیحی مدل با شاخص شرکت‌های معدنی از آزمون کرانه‌ها استفاده می‌کنیم. فرض صفر در این آزمون عدم وجود رابطه بلندمدت است. مقدار آماره برای این آزمون مطابق جدول ۷، ۵/۱۶ می‌باشد که در مقایسه با آماره‌ها در سطح خطای ۱، ۵ و ۱۰ درصد در هر دو کرانه بیشتر است. بنابراین فرض صفر یعنی عدم وجود رابطه بلندمدت رد می‌شود.

جدول ۷. آزمون کرانه‌ها
مأخذ: نتایج پژوهش

Table 7. Bounds Test

Source: Research results

سطح خطا	کرانه دو	کرانه یک	آماره آزمون
۱ درصد	۴/۶۶	۳/۶۵	۵,۱۶
۵ درصد	۳/۶۷	۲/۷۹	
۱۰ درصد	۳/۲۰	۲/۳۷	

۵- یافته‌های پژوهش

صنایع تولیدکننده فولاد و معادن استخراج سنگ آهن که در مجموع در این پژوهش گروه شرکت‌های آهنی نامیده می‌شود، سهم بزرگی از ارزش کل بازار سهام تهران را تشکیل می‌دهند. در تابستان ۱۴۰۰ ارزش شرکت‌های گروه آهنی پس از گروه صنایع پتروشیمی در رتبه‌ی دوم بازار سهام تهران قرار دارد. با توجه به تقسیم‌بندی‌های صورت‌گرفته در بورس و فرابورس اوراق بهادار تهران، هیچ تقسیم‌بندی ویژه‌ای برای گروه شرکت‌های آهنی وجود ندارد. تولیدکنندگان فولاد در گروه فلزات اساسی قرار دارند و معدن‌های استخراج سنگ آهن نیز با دیگر گروه‌های معدنی ادغام شده‌اند. از این رو هیچ شاخص منحصربه‌فردی برای شرکت‌هایی که فعالیت آنها با فلز آهن مرتبط باشد وجود ندارد. نخستین یافته‌ی این مقاله محاسبه و نمایش شاخص خاص شرکت‌هایی است که فعالیت آنها با آهن در ارتباط است. هدف از ایجاد این شاخص بررسی اثر قیمت جهانی فولاد بر ارزش شرکت‌های آهنی در ایران است. اهمیت این موضوع پس از شکل‌گیری نوسانات شدید در قیمت جهانی فولاد بیشتر از قبل شده است و سرمایه‌گذاران در بازار سهام تهران نیازمند درک نحوه‌ی انتقال این متغیر در ارزش پرتفوی خود هستند. اما اثر قیمت جهانی فولاد بر ارزش شرکت‌های آهنی از کانال نرخ ارز عبور می‌کند. متغیری که جهش بزرگی را در سال‌های اخیر تجربه نموده است. از سوی دیگر تحولات زیادی در بازار سرمایه ایران رخ داده است. تعداد معامله‌گران بسیار زیاد شده است و حجم معاملات در سال ۱۳۹۹ رکوردهای تاریخی ثبت نمود. بنابراین برای



بررسی اثر نرخ جهانی فولاد بر متغیر وابسته تحقیق می‌بایست به تغییرات شکل گرفته در بازار سهام تهران نیز توجه نمود.

با در نظر گرفتن تمامی ملاحظات فوق، الگوی پژوهش با روش ARDL تصریح شد. نتیجه‌ی بررسی اثر مثبت و معنادار سه متغیر نرخ جهانی فولاد، نرخ ارز و شاخص کل بورس بر ارزش شرکت‌های آهنی را تأیید می‌نماید. جهت اطمینان از پایداری الگو و شاخص ساخته شده در پژوهش، تمامی برآوردها در دو زیرگروه شرکت‌های تولیدکننده فولاد و شرکت‌های معدنی سنگ آهن تکرار شده است. بر اساس نتایج برآورد الگوی پژوهش، با ۱۰ درصد افزایش نرخ جهانی فولاد، ارزش شرکت‌های فولادی ۸/۸ درصد بیشتر می‌شود و ارزش شرکت‌های معدنی نیز ۵/۸ درصد افزایش خواهد یافت. با ۱۰ درصد رشد قیمت دلار در بازار غیر رسمی تهران، ارزش شرکت‌های فولادی ۳ درصد و ارزش شرکت‌های معدنی ۵/۷ درصد رشد خواهد داشت. به‌ازای هر ۱ درصد رشد شاخص کل بازار سهام تهران، صنایع فولادی ۰/۷۹ درصد و معادن آهنی ۰/۶۵ رشد خواهند داشت.

بر اساس یافته‌های فوق و برای مثال چنانچه قیمت دلار از ۲۵ هزار تومان به ۲۰ هزار تومان کاهش یابد و قیمت جهانی فولاد قراضه از هر تن ۴۸۰ دلار به ۶۰۰ دلار افزایش یابد، با فرض ثبات شاخص کل بورس انتظار می‌رود که ارزش شرکت‌های تولیدکننده فولاد به‌طور متوسط ۱۶ درصد و ارزش معادن سنگ آهن به‌طور متوسط ۳ درصد افزایش یابد. در تحلیل نتیجه‌ی فوق می‌باید توجه داشت که نرخ دلار اثر بیشتری بر ارزش معادن و نرخ جهانی فولاد اثر بیشتری بر صنایع تولیدکننده فولاد دارد. همچنین توجه به این نکته ضروری است که سرعت تعدیل این دو گروه با یکدیگر تفاوت دارند. پس از بروز تکانه‌ها و خارج شدن ارزش شرکت‌ها از مسیر تعادلی، شرکت‌های فولادی به‌طور متوسط نزدیک به ۳ ماه زمان نیاز دارند تا به رابطه‌ی بلندمدت خود بازگردند. اما سرعت تعدیل در گروه معادن سنگ آهن نزدیک به ۱ ماه است. بنابراین، گروه معادن آهنی بسیار سریعتر از صنایع فولادی به تغییر نرخ جهانی فولاد و تغییر نرخ دلار واکنش نشان می‌دهند.

هرچند که برای مصون ماندن از تورش‌های ناشی از قواعد خاص بازار ایران (نظیر شکل‌گیری صف خرید و فروش و محدودیت نوسان ۵ درصدی و بسته شدن نماد با هر ۲۰ درصد نوسان) از اطلاعات ماهانه استفاده شده است، اما نیاز به توجه است که در اتخاذ

استراتژی‌های معامله‌گری می‌باید نتایج این پژوهش را با توجه به محدودیت‌های مذکور تفسیر و مورد استفاده قرار داد.

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

- Badamvaanchig, M., Islam, M., & Kakinaka, M. (2021). Pass-through of commodity price to Mongolian stock price: Symmetric or asymmetric? *Resources Policy*, 70, 101955 .
- Bakhshani, s. (2016). A Study of the Effect of Exchange Rate Changes on Stock Prices and P/E Ratio by Using SEM-PLS. *quarterly journal of fiscal and Economic policies*, 3(12), 149-164. Retrieved from <http://qjefp.ir/article-1-319-en.html> [in Persian]
- Barakat, M. R., Elgazzar, S. H., & Hanafy, K. M. (2016). Impact of macroeconomic variables on stock markets: Evidence from emerging markets. *International Journal of Economics and Finance*, 8(1), 195-207 .
- Blanchard, O. J. (1981). Output, the stock market, and interest rates. *The American Economic Review*, 71(1), 132-143 .
- Chiarella, C., Flaschel ,P., Franke, R., & Semmler, W. (2009). *Financial markets and the macroeconomy: a Keynesian perspective*: Routledge.
- Eslamloueyan, K., & Zare, H. (2007). The Impact of Macro Variables and Alternative Assets on Stock Price Movement in Iran: An ARDL Model. *Iranian Journal of Economic Research*, 8(29), 17-46. Retrieved from https://ijer.atu.ac.ir/article_3672_a22dfad2d5137591669284f5f8b6475f.pdf [in Persian]

- Fama, E. F. (1970). Efficient capital markets: A review of theory and empirical work. *The Journal of Finance*, 25(2), 383-417 .
- Ghaderi, S., & Shahrazi, M. (2020). The Impact of World Commodity Price Index on Tehran Stock Exchange Returns: The Bayesian Approach of Markov Switching Method. *Financial Research Journal*, 22(1), 90-109. doi:10.22059/frj.2019.286990.1006909 [in Persian]
- Gutierrez, J. P., & Vianna, A. C. (2020). Price effects of steel commodities on worldwide stock market returns. *The North American Journal of Economics and Finance*, 51, 100849 .
- Hung, W.-H., Xue, B.-Y., Lin, T.-M., Lu, S.-Y., & Tsao, I.-Y. (2021). A highly active selenized nickel–iron electrode with layered double hydroxide for electrocatalytic water splitting in saline electrolyte. *Materials Today Energy*, 19, 100575 .
- Irاندوست, M. (2017). Metal prices and stock market performance :Is there an empirical link? *Resources Policy*, 52, 389-392 .
- Jahangiri, K., & Hoseini Ebrahimabad, S. A. (2017). The Study of Monetary Policy, Exchange Rate and Gold Effects on the Stock Market in Iran Using MS-VAR-EGARCH Model. *Financial Research Journal*, 19(3), 389-414. doi:10.22059/jfr.2018.236370.1006472 [in Persian]
- Jordan, S. J., Vivian, A., & Wohar, M. E. (2016). Can commodity returns forecast Canadian sector stock returns? *International Review of Economics & Finance*, 41, 172-188 .
- Kang, W., Ratti, R. A., & Vespignani, J. (2020). Impact of global uncertainty on the global economy and large developed and developing economies. *Applied economics*, 52(22), 2392-2407 .
- Kayalar, D. E., Küçüközmen, C. C., & Selcuk-Kestel, A. S. (2017). The impact of crude oil prices on financial market indicators: copula approach. *Energy Economics*, 61, 162-173 .
- Omura, A., Todorova, N., Li, B., & Chung, R. (2016). Steel scrap and equity market in Japan. *Resources Policy*, 47, 115-124 .
- Rezaghelizadeh, M., Elmi, z., & Mohammadi majd, s. (2023). The Effect of Financial Stress on the Stock Return of Accepted Industries in Tehran Stock Exchange. *Quarterly Journal of Quantitative Economics (JQE)*, 20(1), 32-73. doi:10.22055/jqe.2021.35405.2284 [in Persian]
- Singhal, S., Choudhary, S., & Biswal, P. C. (2019). Return and volatility linkages among International crude oil price, gold price, exchange

rate and stock markets: Evidence from Mexico. *Resources Policy*, 60, 255-261 .



فصلنامه‌ی اقتصاد مقداری

صفحه‌ی اصلی وب سایت مجله:

www.jqe.scu.ac.ir

شاپا الکترونیکی: ۲۷۱۷-۴۲۷۱

شاپا چاپی: ۲۰۰۸-۵۸۵۰



دانشگاه شهید چمران اهواز

تاثیر مصرف انرژی‌های تجدیدپذیر بر توسعه یافتگی اجتماعی در کشورهای عضو OECD

خجسته رحیمی*، سجاد فرجی دیزجی**^{ID}، عباس عساری آرانی***

* کارشناسی ارشد اقتصاد، گروه توسعه و برنامه ریزی اقتصادی، دانشکده مدیریت و اقتصاد، دانشگاه تربیت مدرس، تهران، ایران.

** دانشیار اقتصاد، گروه توسعه و برنامه ریزی اقتصادی، دانشکده مدیریت و اقتصاد، دانشگاه تربیت مدرس، تهران، ایران. (نویسنده مسئول)

*** دانشیار اقتصاد، گروه توسعه و برنامه ریزی اقتصادی، دانشکده مدیریت و اقتصاد، دانشگاه تربیت مدرس، تهران، ایران.

اطلاعات مقاله	طبقه‌بندی JEL: Q20, Q15, Z00.
تاریخ دریافت: ۴ آذر ۱۴۰۰	واژگان کلیدی:
تاریخ بازنگری: ۲۵ اردیبهشت ۱۴۰۱	مصرف انرژی‌های تجدیدپذیر، توسعه اجتماعی، کشورهای عضو OECD.
تاریخ پذیرش: ۳۰ اردیبهشت ۱۴۰۱	آدرس پستی: ایران، تهران، منطقه ۶، بزرگراه جلال آل احمد، دانشگاه تربیت مدرس. کد پستی: ۱۴۱۱۵-۱۱۱.
ارتباط با نویسنده (گان) مسئول: ایمیل: s_dizaji@modares.ac.ir	
0000-0001-8413-4580 ^{ID}	

اطلاعات تکمیلی: این مقاله برگرفته از پایان نامه‌ی کارشناسی ارشد خانم خجسته رحیمی در رشته اقتصاد انرژی به راهنمایی دکتر سجاد فرجی دیزجی می‌باشد که در تاریخ ۱۵ آذر ماه ۱۳۹۹ در دانشگاه تربیت مدرس از آن دفاع شده است.

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

چکیده

در سال‌های اخیر، استفاده‌ی بیش‌ازحد از سوخت‌های فسیلی، زمینه‌ساز مسائلی همچون افزایش آلودگی‌های زیست‌محیطی و گرمایش زمین بوده‌است. از این رو یافتن یک جایگزین برای سوخت‌های فسیلی امری اجتناب‌ناپذیر می‌باشد. انرژی‌های تجدیدپذیر، منابعی پایان‌ناپذیر و پاک هستند که می‌توانند جایگزینی مناسب برای سوخت‌های فسیلی باشند. کاهش آلودگی‌های زیست‌محیطی، پایان‌پذیری سوخت‌های فسیلی و اشتغال‌زایی از جمله علل ضرورت توسعه‌ی انرژی‌های تجدیدپذیر به شمار می‌آیند. همچنین نامطلوب بودن شاخص‌های توسعه‌ی اجتماعی مانند نابرابری جنسیتی و نابرابری درآمدی در اغلب مناطق جهان، نشانگر ضرورت تحقیق بر این مسئله است. لذا تحقیق حاضر، تلاشی در جهت یافتن تأثیر مصرف انرژی‌های تجدیدپذیر بر توسعه یافتگی اجتماعی می‌باشد. در این تحقیق بازه‌ی زمانی مورد نظر شامل سال‌های ۱۹۹۰ تا ۲۰۱۸ و کشورهای مورد مطالعه شامل کشورهای عضو سازمان توسعه و همکاری اقتصادی هستند که در زمینه‌ی مصرف انرژی‌های تجدیدپذیر پیشرو محسوب می‌شوند. روش بررسی از طریق تجزیه و تحلیل داده‌های پنلی به شیوه‌ی خودرگرسیون برداری می‌باشد که نتایج را بر اساس تعامل و اثرات متقابل میان متغیرها ارائه می‌دهد. یافته‌های تحقیق حاکی از آن است که مصرف انرژی‌های تجدیدپذیر بر نابرابری درآمدی و جنسیتی اثر منفی، بر مخارج بهداشتی و آموزشی دولت‌ها و امید به زندگی در بدو تولد تأثیر مثبت، و در نتیجه‌ی این تأثیرات بر توسعه یافتگی اجتماعی اثر مثبت می‌گذارد.

ارجاع به مقاله:

رحیمی، خجسته، فرجی دیزجی، سجاد و عساری آرانی، عباس. (۱۴۰۳). تأثیر مصرف انرژی‌های تجدیدپذیر بر توسعه یافتگی اجتماعی در کشورهای عضو OECD. فصلنامه اقتصاد مقداری (بررسی‌های اقتصادی سابق)، ۲۱(۳)، ۸۳-۱۱۴.

doi:10.22055/jqe.2022.39230.2439



© 2024 Shahid Chamran University of Ahvaz, Ahvaz, Iran. This article is an open access article distributed under the terms and conditions of the Creative Commons Attribution-NonCommercial 4.0 International (CC BY-NC 4.0 license) (<http://creativecommons.org/licenses/by-nc/4.0/>)

۱- مقدمه

انرژی از مهم‌ترین عوامل راهبردی است که حکومت‌ها برای توسعه یافتگی و اعمال قدرت خود بر دیگر کشورها به آن نیازمند هستند (Yazdanpanah-dro, Poorrostami, Yousefi & Hoseinzade, 2017). اگرچه سوخت‌های فسیلی^۱ موجب رشد سریع اقتصاد جوامع شدند و رشد اقتصادی و مصرف انرژی (چه انرژی تجدید پذیر چه انرژی تجدید ناپذیر) با یکدیگر ارتباط مستقیم دارند (Bahmani, Ashraf Ganjui & Moradalizadeh, 2022)، اما معایب سوخت‌های فسیلی همچون پایان پذیر بودن، ایجاد آلودگی و... نیاز هرچه بیشتر به یک سوخت جایگزین را نشان می‌دهد (Sharifi, Kiani, Khoshakhlagh & Bagheri, 2013). سیاست‌های کشورهای توسعه‌یافته با کشورهای درحال توسعه در مصرف انرژی ممکن است متفاوت باشد، به این صورت که کشورهای توسعه یافته به بهبود راندمان مصرف انرژی بیشتر توجه می‌کنند اما اغلب کشورهای درحال توسعه توجه خود را بیشتر به افزایش میزان تولید انرژی معطوف کرده‌اند. حال با توجه به تأثیر انرژی در تعیین میزان قدرت اقتصادی و سیاسی کشورها، مطالعه تغییرات انرژی و سرمایه‌گذاری روی انرژی‌های غیرفسیلی می‌تواند قدرت تأثیرگذاری کشورها را در آینده افزایش دهد (Karimi Ashtiani & Darvish Sarvestani, 2020).

خوشبختانه اغلب کشورهای جهان به اهمیت و نقش منابع مختلف انرژی به ویژه انرژی‌های تجدیدپذیر^۲ در تأمین نیازهای حال و آینده پی برده‌اند (Mousavi Shafaei, Noorollahi, Soltaninejad, Rezaian Ghiyebashi, Yousefi & Rezaian, 2016) به‌گونه‌ای که در حال حاضر انرژی‌های تجدیدپذیر جایگزین جریان اصلی صنعت برق شده‌اند و در میان انواع مختلف آن‌ها، برق بادی، برق خورشیدی و فتوولتاییک در بازار پیشتاز هستند. سهم انرژی‌های تجدیدپذیر (آبی، بادی، خورشیدی، جزر و مد و زمین گرمایی) از نیروگاه‌های نصب شده در کشورهای OECD^۳ حدود ۳۲/۴٪ است. باوجود یارانه‌های سنگین تولید سوخت‌های فسیلی، سرمایه‌گذاری در برق تجدیدپذیر بیشتر از سرمایه‌گذاری در برق فسیلی وهسته‌ای بود، به طوری که در سال ۲۰۱۷ بیش از دو سوم سرمایه‌گذاری در تولید برق

^۱ NonRenewable Energy

^۲ Renewable Energy

^۳ Organisation for Economic Co-operation and Development(OECD)

به تجدیدپذیرها مربوط می‌شد (Ministry of Power, 2017). همچنین سهم اتحادیه اروپا از انرژی‌های تجدیدپذیر در سال ۲۰۱۶، ۱۷٪ بود که این عدد در سال ۲۰۱۷ به ۱۷/۴٪ رسید و انتظار می‌رود به ۲۰٪ در سال ۲۰۲۰ برسد (European Environment 2018 Agency). طبق برآوردهای انجام گرفته در تحقیق فرجی دیزجی و همکاران (۱۴۰۱)، شوک ایجاد شده از مالیات کربن بر مصرف انرژی‌های تجدیدپذیر در کشورهای مورد بررسی مثبت بوده به نحوی که افزایش در مالیات کربن تأثیر آنی و افزایشی را بر مصرف انرژی‌های تجدیدپذیر داشته است (Faraji Dizaji, Arefian, & Assari Arani, 2023). توسعه این نوع انرژی‌ها در نهایت سبب تحقق اهداف توسعه اقتصادی، اجتماعی و زیست محیطی می‌شود و از عوامل رسیدن به توسعه پایدار برای هر کشوری به شمار می‌آید (Mousavi Shafaei, Noorollahi, Soltaninejad, Rezaian Ghiyebashi, Yousefi & Rezaian, 2016).

اما در زمینه ادبیات توسعه، امروزه میان اندیشمندان علوم اجتماعی این اتفاق نظر وجود دارد که برای دستیابی به توسعه پایدار باید به همه ابعاد توسعه اجتماعی و سیاسی در کنار توسعه اقتصادی، توجه نمود. توجه به توسعه اجتماعی در دراز مدت تأثیر زیادی در توسعه کشورها دارد. بیشتر کشورهای درحال توسعه که به مراحل بالای توسعه اقتصادی دست یافته‌اند، در مراحل اولیه توسعه خود توجه ویژه‌ای به توسعه اجتماعی داشته‌اند (Rezaei Eskandari, 2010). گروهی از کارشناسان در سال ۱۹۵۴، گزارشی درباره‌ی تعریف بین‌المللی، سنجش معیارها و سطوح توسعه‌ی اجتماعی، که در آن زمان سطوح زندگی نامگذاری شده بود، تهیه کرده بودند که می‌توان این گزارش را اولین سند مهم سازمان ملل متحد در زمینه‌ی توسعه‌ی اجتماعی به‌شمار آورد (Zahedi Mazandarani, 2007). به دنبال این گزارش، سازمان ملل متحد با علم به این موضوع که شاخص‌های سنجش پیشرفت اجزا، متعدّدند و در بیشتر کشورها برای بسیاری از آن‌ها اطلاعاتی وجود ندارد، شاخص‌های دارای اولویت را پیشنهاد کرد. از آن زمان تا اوایل دهه نود میلادی، برای وصف دقیق‌تر وضعیت توسعه‌ی اجتماعی، شاخص‌های دیگری نیز مطرح شدند که این شاخص‌ها بیشتر در ارتباط با حوزه‌های بهزیستی و مراقبت اجتماعی بودند.



از جمله مهم‌ترین تلاش‌هایی که در دهه‌های اخیر برای تعیین شاخص مستقل توسعه اجتماعی صورت گرفته است می‌توان به گزارش توسعه‌ی اجتماعی در سال ۲۰۰۶^۴ در کشور هند اشاره کرد. این گزارش با در نظر گرفتن شش بعد اصلی توسعه‌ی اجتماعی، به دنبال ایجاد یک شاخص مرکب از این سازه‌ی مفهومی بود. همچنین موسسه معتبر لگاتوم^۵ نیز هر سال با استفاده از داده‌هایی که خود جمع‌آوری می‌کند و از طریق ترکیب آن‌ها با پیمایش ارزش‌های جهانی داده‌های نظرسنجی جهانی گالوپ^۶ و سایر داده‌های معتبر جهانی رتبه‌بندی‌ای از کشورهای جهان با عنوان شاخص ارائه می‌کند. یکی دیگر از مهم‌ترین نهادهای متخصص در زمینه‌ی توسعه‌ی اجتماعی، موسسه بین‌المللی مطالعات اجتماعی است، این موسسه هر پنج سال گزارشی با عنوان شاخص‌های توسعه اجتماعی ارائه می‌کند که برای عموم مردم قابل دسترسی است. اما آنچه که حائز اهمیت است انتشار سری گزارش‌های سالانه توسعه‌ی انسانی از سوی برنامه‌ی عمران سازمان ملل متحد^۷ از سال ۱۹۹۰ می‌باشد که بدون شک موجب افزایش رویکردهای عمومی به سنجش توسعه‌ی اجتماعی شد (Fazeli, Fattahi & Zanjan Rafiei, 2012).

در مجموع اگر بخواهیم دسته‌بندی‌ای از شاخص‌های به کار گرفته شده در طی سالیان اخیر برای سنجش توسعه‌ی انسانی و اجتماعی ارائه دهیم، می‌توانیم چنین شاخص‌هایی را در چهار دسته طبقه‌بندی نماییم: اولین دسته به شرایط زندگی؛ بهداشت، مسکن، تغذیه، دسترسی به آب و تسهیلات بهداشتی و مانند این‌ها اشاره می‌کند. دسته دوم به بررسی جنبه اطلاعاتی فرهنگی؛ سواد آموزی، آموزش و پرورش، کتابخانه‌ها، روزنامه‌ها، موسیقی، تئاتر و هنرهای زیبا می‌پردازد. سومین دسته مربوط به مسائل اجتماعی؛ شامل وضعیت زنان، حقوق بشر، امنیت فردی، استعمال مواد مخدر، فساد، وضعیت محیط‌زیست، مشارکت، برابری، کودکان کار و مانند این‌ها است. سرانجام دسته آخر عبارت است از شاخص‌های مربوط به ذهن و جان آدمی؛ همچون خوشبختی، احساس امنیت، رضایت‌مندی، آرامش، امید به زندگی و مشابه آن‌ها (Akbari, 2001). در مطالعات

⁴ Social Development Report, 2006

⁵ Legatum

⁶ Gallup World Poll

⁷ United Nations Development Programme (UNDP)

متعددی بررسی‌هایی در زمینه برخی شاخص‌های مورد نظر تحقیق، که در دسته‌بندی اکبری (۱۳۸۰) مطرح شده‌اند، انجام شده است. برای مثال مطالعه‌ی رحمانی و گلستانی (۱۳۸۸) نشان داد درآمد نفت در بیشتر کشورهایی که شاخص کارایی دولت^۸ در آن‌ها پایین است موجب افزایش نابرابری درآمدی می‌شود، که این شیوه اثرگذاری با نام نفرین منابع شناخته شده است (Rahmani & Golestani, 2009). همچنین مشاهدات زیادی وجود دارد که نشان می‌دهند بدتر شدن وضعیت توزیع درآمدها به وضوح فقر را افزایش می‌دهد (Karimi, Delangizan & Heshmati Dayari, 2021). از سوی دیگر، درآمد نفت در کشورهایی که شاخص بالای کارایی دولت دارند، نابرابری درآمدی را کاهش می‌دهد. در کشورهای اسلامی نفتی، نرخ مشارکت زنان در عرصه‌های اقتصادی و سیاسی کمتر از نرخ مشارکت زنان در کشورهای اسلامی بدون نفت است (Bastani, Mousavi & Hosseinpour, 2015). مشارکت فعال زنان در تمامی عرصه‌ها امری ضروری است و بر روی توسعه اثر می‌گذارد. با توجه به لحاظ شدن جنسیت در توسعه، ملاحظه می‌شود که برخلاف رشد زیاد در دهه‌های اخیر هنوز هم شکاف جنسیتی و نابرابری جنسیتی در بیشتر نقاط جهان وجود دارد و در هیچ جامعه‌ای، زنان فرصت‌های برابری با مردان ندارند (Babaei, 2007). در اغلب کشورها و همچنین کشورهای نفتی از جمله ایران وضعیت شاخص‌هایی مانند نابرابری درآمدی، نابرابری جنسیتی و سطح بهداشت و آموزش مانند وضعیت این شاخص‌ها در کشورهای توسعه یافته نیست. به نظر می‌رسد اتکای بیش از حد به منابع نفتی عمده‌ترین عامل در نامناسب بودن وضعیت شاخص‌های مذکور در کشورهای نفتی است. در مجموع آنچه که مبرهن است تاثیرات منفی استفاده سوخت‌های فسیلی بر شاخص‌های توسعه اجتماعی در اغلب کشورهای نفتی مشابه ایران است. به همین دلیل، در این مقاله به بررسی تاثیرهای مصرف انرژی‌های تجدیدپذیر بر شاخص‌هایی از توسعه یافتگی اجتماعی پرداخته می‌شود.

اوزوما و همکاران، تاثیرات اجتماعی انرژی‌های تجدیدپذیر در منطقه جنوب شرقی نیجریه را تحلیل کرده‌اند (Uzoma, Ibeto, Okpara, Nwoke, Obi, Nnaji, Oparaku)

^۸ شاخص کارایی دولت، یکی از شاخص‌های شش گانه نشانگر مدیریت و نظارت است که هر ساله توسط بانک جهانی برای کشورها محاسبه و اعلام می‌شود. این شاخص در بازه (۲/۵-۲/۵) قرار دارد که این مقدار هرچه بالاتر باشد، بهتر است و نشانگر مدیریت بهتر می‌باشد.



(Unachukwu, 2010 &) ، اما با توجه به این مرور ادبیات عموماً مشاهده می‌شود که رابطه علیت مصرف انرژی‌های تجدیدپذیر عمدتاً از دیدگاه صرفاً اقتصادی بر موضوع تمرکز دارد و از تاثیر نهایی عوامل اجتماعی غفلت می‌کند. در این تحقیق به این مهم پرداخته می‌شود که انتقال مصرف انرژی از سوخت‌های فسیلی به سوی انرژی‌های تجدیدپذیر بر توسعه یافتگی اجتماعی در کشورهای عضو OECD چه تاثیری می‌گذارد زیرا این گروه از کشورها در مصرف انرژی‌های تجدیدپذیر پیشرو هستند و نتایج حاصل از تحقیق می‌توانند پیشنهاد و رهنمودهایی برای دیگر کشورها باشند. سازماندهی مقاله حاضر بدین ترتیب است که در ادامه و در بخش دوم به بیان ادبیات موضوع خواهیم پرداخت. در بخش سوم مطالعات تجربی گذشته بررسی شده و در بخش چهارم نیز روش و داده‌های تحقیق معرفی می‌شوند. نتایج تجربی حاصل از مدل در بخش پنجم و نتیجه‌گیری در بخش پایانی ذکر خواهد شد.

۲- ادبیات موضوع

موضوع توسعه از موضوعاتی است که در حوزه‌های بسیاری مورد بحث قرار گرفته است. ارزشی بودن توسعه، چند بعدی بودن توسعه و نزدیکی مفهوم آن با بهبود، از مهم‌ترین نکات در تعریف آن هستند (Babaei Fard, 2010).

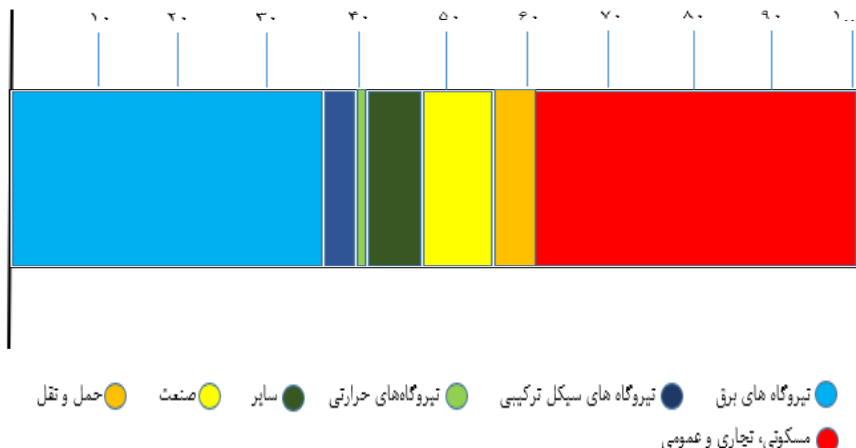
سپتامبر ۲۰۱۵ در مجمع عمومی سازمان ملل متحد، اهداف ۱۷ گانه توسعه پایدار (SDGs)^۹، به تصویب رسانده شد که از میان آن‌ها می‌توان به پایان دادن به فقر و گرسنگی، آموزش باکیفیت، برابری جنسیتی، ارتقای بهداشت و ... اشاره نمود (The Sustainable Development Goals Report, 2021).

امروزه انرژی به عنوان یکی از عوامل تولید، سهم بزرگی در رشد و توسعه‌ی کشورهای مختلف دارد و جوامع به استفاده از آن نیازمندند اما دلایلی همچون کاهش آلودگی‌های زیست محیطی، کاهش ذخایر فسیلی، صرفه‌جویی اقتصادی، ارتقاء امنیت عرضه انرژی، تولید پراکنده و کاهش اتکا به شبکه‌های سراسری انتقال انرژی، اشتغالزایی و توسعه نواحی دور افتاده، حل معضل ضایعات شهری (Sadeghi, Khaksar Astane &)

^۹ اهداف توسعه پایدار (Sustainable Development Goals)، مجموعه‌ای از اهداف هستند که به آینده مربوط می‌شوند. اهداف سال ۲۰۳۰، برای توسعه پایدار شامل ۱۷ هدف می‌باشد و اهداف شامل کمک به پایان فقر، مبارزه با نابرابری و بی عدالتی و رفع تغییرات آب و هوا هستند.

(Tamri, 2014)، باعث شده است که به دنبال جایگزینی برای آن باشند. انرژی‌های تجدیدپذیر، فراوان و قابل اعتمادند و در صورتی که به طور درست توسعه پیدا کنند، به عنوان منابع انرژی پایدار نقش مهمی در رسیدن به اهداف توسعه پایدار و رشد اقتصادی کشورها بازی می‌کنند (Fetros, Aghazadeh & Jebraeili, 2012). انرژی تجدیدپذیر در تمام گوشه‌های جهان رو به رشد است. در پایان سال ۲۰۱۹، ۴۷ کشور در ۶ قاره، از جمله چندین اقتصاد در حال ظهور، حداقل یک گیگاوات از انرژی خورشیدی و انرژی بادی در حال کار، در مقایسه با هجده کشور در سال ۲۰۰۹ را داشته‌اند. به طور متوسط، یک گیگاوات ولتاژ فتوولتائیک خورشیدی یا انرژی بادی برای تامین تقاضای برق تقریباً ۱۵۰۰۰۰ خانوار اروپایی کافی است. در کشورهای عضو سازمان توسعه و همکاری اقتصادی، بین سال‌های ۲۰۰۷ و ۲۰۱۷، مصرف انرژی تجدیدپذیر حدود ۴۲٪ افزایش یافته، در حالی که سهم تجدیدپذیرهای مدرن به میزان ۴۴٪ از کل مصرف انرژی نهایی افزایش یافته است (Renewable Global Status Report, 2020).

بر اساس نمودار ۱، در سطح جهانی، اکثر منابع تجدیدپذیر در بخش‌های مسکونی، تجاری و خدمات عمومی به مقدار ۳۹/۶٪ مصرف می‌شوند. این مصرف در نتیجه‌ی استفاده گسترده از سوخت‌های زیستی جامد در بخش مسکونی در کشورهای در حال توسعه است و همچنین بخش تبدیل (نیروگاه‌ها) ۴۰/۵٪ از مصرف تجدیدپذیر را در سطح جهان به خود اختصاص داده است (International Energy Agency, 2018).



نمودار ۱. مصرف جهانی انرژی‌های تجدیدپذیر در سال ۲۰۱۸

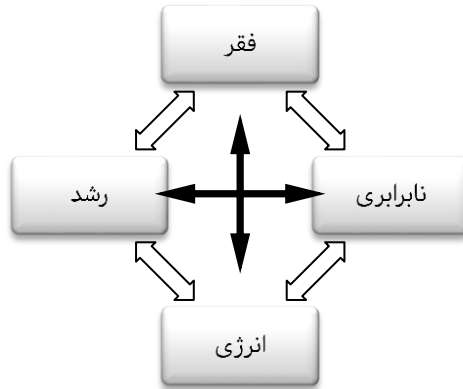
ماخذ: آژانس بین المللی انرژی.

Figure 1. Global consumption of renewable energy in 2018

Source: International Energy Agency

۲-۱- مبانی نظری

مطابق نمودار ۲، حامل‌های مختلف انرژی مانند برق، در ترکیب با تجهیزات سرمایه‌ای موجب استفاده کم هزینه‌تر ماشین‌ها در تولید کالاها و خدمات می‌شوند. که این موضوع سبب افزایش بهره‌وری نیروی کار و صنایع، تولید و در نهایت افزایش رشد اقتصادی می‌شود. سپس درآمد افراد از جمله افراد فقیر افزایش یافته و در نهایت، فقر را کاهش می‌دهد. از سوی دیگر، دسترسی افراد مناطق فقیر به انرژی و امکانات حاصل از آن منجر به بهبود استانداردهای زندگی، کاهش هزینه‌ها و افزایش درآمدهای آنان می‌شود، سپس موجب کاهش نابرابری‌ها و فقر خواهد شد (Aghaei & Rezagholizadeh, 2018). بنابراین می‌توان گفت انرژی به صورت مستقیم و غیرمستقیم، از طریق تأثیر بر رشد اقتصادی و نابرابری، بر فقر تأثیر می‌گذارد.



نمودار ۲. رابطه‌ی بین انرژی، رشد اقتصادی، نابرابری و فقر
 مأخذ: آقایی و رضا قلی زاده، ۱۳۹۷

Figure 2. The relationship between energy, economic growth, inequality and Poverty
 Source: Aghaei & Rezagholizadeh.,2018

همچنین حامل‌های انرژی به‌ویژه انرژی‌های تجدیدپذیر، در سطح جهانی، با روش‌های مستقیم و غیرمستقیم به توسعه و تامین سلامت کمک می‌کنند. دسترسی به انرژی از طریق افزایش درآمد خانوارها و کاهش سوء تغذیه، کاهش بیماری‌ها به دلیل استفاده از خدمات انرژی نظیر تصفیه آب، کاهش بیماری‌ها تنفسی و غیره ریسک سلامت را کاهش داده و در نتیجه به توسعه بهداشت و سلامت یاری می‌رسانند (Human Development Report, 2011). علاوه بر این یکی دیگر از فواید دسترسی به انرژی و خدمات ناشی از آن در کاهش فقر و نابرابری، نقش آن در بهبود نظام آموزش و پرورش می‌باشد. نتایج مطالعه بارنز و همکاران (۲۰۰۳)، در مناطق روستایی هند نشان دهنده وجود منافع زیادی برای زندگی زنان در مناطقی دارای دسترسی به برق می‌باشد. این مطالعه نتیجه می‌گیرد که به‌طور کلی و با صرف نظر از سطح درآمد خانوارها، دسترسی به برق و امکانات آن موجب افزایش میزان مطالعه و بهبود آموزش و پرورش زنان خواهد شد (Barnes, Peskin & Fitzgerald, 2003). اما طاهرپور و صمدیان (۱۳۹۶)، مشاهده نمودند که تزریق درآمدهای نفتی به منظور دستیابی به رشد و توسعه اقتصادی در اقتصادهای رانتی، در بلندمدت آثار مخربی بر حوزه علم و دانش داشته است و خواهد داشت. در پیش گرفتن الگوی تزریق



درآمدهای نفتی، درنهایت، پیام‌های بازیگران عرصه علم و دانش مخابره می‌کند که آن‌ها را به سمت انتخاب مسیر گسترش آموزش بی‌کیفیت سوق می‌دهد (Taherpoor & Samadian, 2017).

بر اساس نتایج مطالعه‌ی بختیاری و همکاران (۱۳۹۳)، میانگین نسبت مخارج امور دفاعی دولت به GDP^{۱۰} در کشورهای توسعه‌یافته منتخب^{۱۱} کمتر از میانگین نسبت مخارج امور دفاعی دولت به GDP در کشورهای در حال توسعه منتخب^{۱۲} است و میانگین نسبت مخارج امور اجتماعی دولت به GDP در کشورهای توسعه‌یافته منتخب بیشتر از میانگین نسبت مخارج امور اجتماعی^{۱۳} دولت به GDP در کشورهای در حال توسعه منتخب می‌باشد پس در کشورهای توسعه‌یافته هزینه دولت بیشتر در امور اجتماعی است تا امور دفاعی و عموماً شاخص‌های توسعه یافتگی بهتری دارند (Bakhtiari, Moayedfar & Sarkhoshsara, 2014). همچنین غالباً سهم هزینه‌های درمانی و بهداشتی از تولید ناخالص داخلی در کشورهای توسعه‌یافته بیشتر از کشورهای توسعه نیافته است. اغلب کشورهای عضو OECD بیش از ۷٪ تولید ناخالص داخلی خود را برای مراقبت‌های سلامت هزینه می‌کنند (United Nations Press, 2005). از طرفی شواهد آماری نشان می‌دهد که در جوامع برابرتر کیفیت روابط اجتماعی بهتر است. در جوامع برابرتر اعتماد افراد به یکدیگر بیشتر، زندگی اجتماعی آن‌ها قوی‌تر و سطح خشونت آن‌ها پایین‌تر است. عدم توجه به کیفیت روابط اجتماعی سبب تضعیف سرمایه‌انسانی شده و روند رشد را متوقف می‌سازد. نابرابری درآمد با استفاده از افزایش مشکلات روانی موجب تضعیف سرمایه‌انسانی شده، از این طریق باعث کند شدن فرایند رشد می‌گردد و در واقع از رشد پایدار که لازمه دستیابی به توسعه پایدار بوده مانع به عمل می‌آورد. بنابراین نابرابری درآمد با مشکلات بهداشتی و اجتماعی مرتبط با توسعه سرمایه‌انسانی مثل امید به زندگی، چاقی، سلامت روان، استفاده از مواد مخدر، عملکرد آموزشی، تولد نوزادان، خشونت و... به شکل گسترده‌ای در ارتباط است (Haupt & Lawrence, 2012).

¹⁰ Gross Domestic Product (GDP)

^{۱۱} استرالیا، کانادا، سوئیس، دانمارک، ایرلند، ایسلند، نروژ، نیوزیلند.

^{۱۲} چین، مصر، اندونزی، هند، ایران، پاکستان، فیلیپین، تایلند.

^{۱۳} امور اجتماعی به آموزش، بهداشت، رفاه اجتماعی، تامین مسکن و فرهنگ عمومی تقسیم می‌شود.

۲-۲- پیشینه مطالعات تجربی

رنج پور و همکاران (۱۳۹۲) در پژوهشی تحت عنوان «محاسبه و بررسی شاخص توسعه اجتماعی در کشورهای اسلامی منتخب با تاکید بر ایران» با روش توصیفی - تحلیلی سعی در استخراج شاخص‌های توسعه اجتماعی برای کشورهای اسلامی منتخب دارد. به این منظور از شاخص‌های واکسیناسیون علیه بیماری‌های دیفتری، سیاه سرفه و کزاز، امید به زندگی در بدو تولد، متوسط سال‌های تحصیل، نرخ مرگ و میر، میزان ثبت نام در مدارس، نسبت دانش آموز به معلم و نرخ مشارکت نیروی کار زن استفاده شده است. نتایج نهایی نشان می‌دهد که متوسط توسعه اجتماعی در ایران طی دوره (۲۰۰۹-۱۹۶۰)، ۳۹٪ بوده است که نسبت به بسیاری از کشورها مانند مالزی، پاکستان، اندونزی و سوریه عملکرد ضعیف‌تری دارد (Ranjpoor, Sadeghi, MotfakeraZad & Abdollahzadeh, 2013).

ترابی و پیام (۱۳۹۶) در مطالعه ای باعنوان «چالش انرژی‌های فسیلی و تبیین لزوم سرمایه‌گذاری بر انرژی‌های تجدیدپذیر در ایران» به بیان ضرورت جایگزینی انرژی‌های تجدیدپذیر و انرژی‌های فسیلی می‌پردازند. این مطالعه با روش تحلیل توصیفی انجام شده در نهایت به این نتیجه می‌رسد که در ایران گریزی جز روی آوردن به انرژی‌های تجدیدپذیر وجود ندارد (Torai & Payam, 2017).

آقاجری و همکاران (۱۳۹۷) به بررسی «اثر اقتصادزیر زمینی بر توسعه اجتماعی در منتخبی از کشورهای خاورمیانه» می‌پردازند. نتایج این مطالعه که طی دوره زمانی (۲۰۱۰-۲۰۰۰) و با استفاده از روش داده‌های ترکیبی بوده است، بیانگر اثر منفی و معنادار اقتصادزیر زمینی و افزایش نابرابری در توزیع درآمد بر سطح توسعه اجتماعی بود. همچنین مطابق نتایج، افزایش مخارج دولتی بر روی سطح بهداشت و آموزش اثری مثبت و معنادار بر سطح توسعه‌ی اجتماعی در کشورهای مورد مطالعه داشته است (Aghajeri, Zaranezhad & Akbarzadeh, 2018).

آقایی و رضاقلی زاده (۱۳۹۷) در پژوهشی به بررسی «رابطه بین مصرف حامل‌های مختلف انرژی، رشد اقتصادی، نابرابری و فقر در ایران» می‌پردازند. این پژوهش برای دوره زمانی (۱۳۶۳-۱۳۸۹) و با روش معادلات هم‌زمان و تخمین‌زن‌های حداقل مربعات دومرحله‌ای و حداقل مربعات سه مرحله‌ای به انجام رسید. نتایج این پژوهش نشان می‌دهد



که تاثیر غیرمستقیم تمام حامل‌های انرژی بر فقر از طریق کاهش نابرابری را نمی‌توان تایید کرد اما با توجه به تاثیر مثبت مصرف تمام حامل‌های انرژی بر رشد اقتصادی، تاثیر غیرمستقیم آن‌ها بر کاهش فقر از طریق افزایش رشد اقتصادی تایید می‌شود (Aghaei & Rezagholizadeh, 2018).

هو و همکاران (۲۰۱۴)، در مقاله خود تحت عنوان «پویایی شاخص توسعه انسانی» راه‌های مختلف بهبود شاخص توسعه انسانی در حوزه‌های رفاه مادی، سلامت و آموزش و پرورش را پیشنهاد کرده است. او با استفاده از مقایسه شاخص توسعه انسانی نشان می‌دهد که اندازه‌گیری توسعه انسانی با متغیرهای نامبرده عملکرد بهتر توسعه انسانی از نظر بهداشت و آموزش و پرورش را نسبت به اندازه‌گیری‌های سنتی فراهم می‌کند (Hou, Walsh & Zhang, 2015).

آپرگیس (۲۰۱۵)، تحقیقی با عنوان «آیا تولید انرژی تجدیدپذیر بر نابرابری درآمد تاثیر می‌گذارد؟ شواهدی از پانل بین‌المللی کشورها» به انجام رساند. این تحقیق به طور تجربی، برای ۳۲ کشور عضو OECD و طی دوره زمانی (۱۹۹۳-۲۰۱۲) انجام شد. نتایج تحقیق، تاثیر بر نابرابری درآمدی را مثبت و به‌طور مداوم در بین انرژی‌های تجدیدپذیر نشان می‌دهد (Apergis, 2015).

ورم (۲۰۱۵)، در مطالعه‌ای با عنوان «توسعه اقتصادی و مشارکت کار زنان در خاورمیانه و شمال آفریقا» به بررسی رابطه نرخ مشارکت زنان در نیروی کار در خاورمیانه و شمال آفریقا می‌پردازد. این مطالعه با استفاده از اطلاعات ۱۷۲ کشور، به روش پنل دیتا و طی دوره زمانی (۲۰۱۲-۱۹۹۰) انجام شد. نتایج نهایی نشان داد که در کشورهای مورد مطالعه یک رابطه غیرخطی و U-شکل بین نرخ مشارکت زنان در نیروی کار و توسعه اقتصادی طی دوره مورد مطالعه وجود دارد (Verme, 2015).

توپکیو و توگکیو (۲۰۲۰)، پژوهشی با عنوان «تاثیر مصرف انرژی‌های تجدیدپذیر بر نابرابری درآمد: شواهدی از کشورهای توسعه یافته» به انجام رساندند. این پژوهش برای ۲۳ کشور عضو OECD، طی دوره زمانی (۲۰۱۴-۱۹۹۰) و با دو روش گشتاورهای تعمیم یافته و پانل دیتای پویا انجام شد. نتایج نشان داد که افزایش مصرف انرژی‌های تجدیدپذیر منجر به کاهش نابرابری درآمد می‌شود (Topcu & Tugcu, 2020).

اوزار (۲۰۲۰)، در مطالعه‌ای تحت عنوان «آیا نابرابری درآمدی محرک مصرف انرژی تجدیدپذیر است؟» به بررسی رابطه میان نابرابری درآمدی و مصرف انرژی تجدیدپذیر

می‌پردازد. این مطالعه بر روی ۴۳ کشور توسعه یافته و در حال توسعه طی سال‌های (۲۰۱۵-۲۰۰۰) و به روش برآوردگر میانگین گروهی ترکیبی (PMG) انجام شد. نتایج تحقیق نشان می‌دهد که کاهش نابرابری درآمدی باعث افزایش مصرف انرژی تجدیدپذیر می‌شود و سیاست‌گزاران این فرصت را دارند که نابرابری درآمدی و تخریب‌های زیست‌محیطی را همزمان کاهش دهند (Uzar, 2020).

سینگ و همکاران (۲۰۲۱)، در مطالعه خود تحت عنوان «ارزیابی توسعه پایدار جهانی، پایداری محیط زیست، توسعه اقتصادی و اجتماعی در اقتصاد های منتخب» که برای ۳۹ اقتصاد منتخب برای بازه زمانی (۲۰۱۶-۲۰۰۰) و با کمک روش پانل دیتا به این نتیجه رسیدند که در میان کشورهای منتخب نابرابری بالایی در شاخص توسعه پایدار وجود دارد و اغلب کشورهای توسعه یافته به دلیل موقعیت بهتر آنها در توسعه محیطی، اقتصادی و اجتماعی، دارای موقعیت بهتری در شاخص توسعه پایدار هستند (Singh, Jyoti, Kumar & Lenka, 2021).

خریبیچ و همکاران (۲۰۲۱)، در پژوهشی با عنوان «علیت مصرف انرژی تجدیدپذیر و توسعه اجتماعی: شواهدی از کشورهای با درآمد بالا» با استفاده از مدل پانل دیتا و اطلاعات ۲۷ کشور با درآمد بالا برای بازه زمانی (۲۰۱۵-۱۹۹۵)، نشان دادند که در بلندمدت بر خلاف کوتاه‌مدت، توسعه اجتماعی به طرز قابل توجهی به مصرف انرژی تجدیدپذیر کمک می‌کند اما با این وجود براساس تجزیه و تحلیل شبیه‌سازی به این نتیجه رسیدند که ۷ درصد نرخ رشد اضافی در توسعه اجتماعی کافی است تا اثر کوتاه‌مدت آن هم قابل توجه باشد (Khrbich, Kacem & Dakhlaoui, 2021).

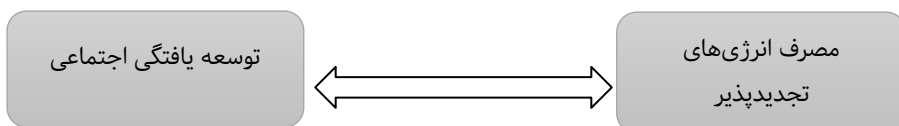
در اغلب مطالعات پیشین، پژوهشگران درصدد یافتن شاخص‌هایی برای تحلیل توسعه اجتماعی در کشورهای گوناگون بوده و به ارتباط انرژی تجدیدپذیر و توسعه اجتماعی توجه کمتری داشته‌اند. همچنین در بررسی تأثیرات مصرف انرژی بیشتر بر جنبه‌های اقتصادی موضوع متمرکز بوده‌اند. با این وجود در بررسی تأثیر این نوع انرژی‌ها بر توسعه اجتماعی فاکتورهای اندکی را مورد استفاده قرار داده‌اند. که در تعدادی از پیشینه‌های این موضوع به تاثیر مثبتی که مصرف انرژی‌های تجدیدپذیر بر برخی شاخص‌های توسعه اجتماعی می‌گذارد، اشاره شده‌است. لذا با توجه به اینکه استفاده از انرژی بر نابرابری درآمدی، سلامت افراد و دیگر موارد که در مبانی نظری مطرح شدند، موثر است و طبق

مطالعات گفته شده در پیشینه پژوهش، می‌توان نتیجه گرفت که ترکیب متغیرهای مورد نظر این تحقیق می‌توانند بر یکدیگر تاثیر گذارند.

۳- روش‌شناسی و داده‌ها

در این مطالعه از روش داده‌های تابلویی برای ۳۶ کشور عضو OECD استفاده شده‌است. عواملی همچون بالابودن مصرف انرژی تجدیدپذیر در این کشورها و در دسترس بودن اطلاعات لازم برای آن‌ها از جمله دلایلی بودند که سبب انتخاب این گروه کشورها برای مطالعه شدند. داده‌های مورد نیاز برای دوره‌ی زمانی (۲۰۱۸-۱۹۹۰) از آمارهای رسمی جهانی همچون بانک جهانی، سازمان توسعه و همکاری اقتصادی، برنامه عمران ملل متحد و همچنین پایگاه داده نابرابری درآمد جهانی استاندارد^{۱۴} به دست آمده‌اند.

هنگامی که رفتار چند متغیر مورد بررسی قرار می‌گیرد، لازم است به ارتباط‌های متقابل این متغیرها در قالب یک الگوی سیستم معادلات همزمان توجه شود و در این مطالعه به دلیل رابطه‌ی متقابل مصرف انرژی‌های تجدیدپذیر و توسعه یافتگی اجتماعی از روش خودرگرسیون برداری داده‌های پانل (Panel-Var) برای برآورد مدل تحقیق استفاده می‌شود زیرا افزایش مصرف انرژی‌های تجدیدپذیر می‌تواند موجب بهبود توسعه یافتگی اجتماعی شود و همچنین بهبود توسعه یافتگی اجتماعی موجب افزایش مصرف انرژی‌های تجدیدپذیر خواهد شد.



۴- معرفی مدل و نتایج تجربی

۴-۱- مدل تحقیق

فرض این تحقیق بر این است که با افزایش مصرف انرژی‌های تجدیدپذیر در کشورهای عضو OECD، توسعه اجتماعی بهبود می‌یابد. که برای آزمون این فرضیه با پیروی از مدل

¹⁴ Standardized World Income Inequality Database (SWIID)

آقاجری و همکاران (۱۳۹۷) به نقل از کاترچکا^{۱۵} (۲۰۱۴) و آستیمای و همکاران (۲۰۱۷)^{۱۶} که برای بررسی اثر اقتصاد زیرزمینی بر توسعه اجتماعی در منتخبی از کشورهای خاورمیانه^{۱۷} مورد استفاده قرار گرفته است، استفاده می‌کنیم و همچنین سیستم معادله‌ی مدل (P-Var) به منظور برآورد تأثیرات هر یک از متغیرها به صورت زیر ارائه می‌گردد:

$$\begin{aligned} \ln(RC_{it}) &= \alpha_0 + \alpha_1 \ln(HE_{it}) + \alpha_2 \ln(EE_{it}) + \alpha_3 \ln(GI_{it}) + \alpha_4 \ln(II_{it}) + \alpha_5 \ln(LE_{it}) + \varepsilon_{it} \\ \ln(HE_{it}) &= \alpha_0 + \alpha_1 \ln(RC_{it}) + \alpha_2 \ln(EE_{it}) + \alpha_3 \ln(GI_{it}) + \alpha_4 \ln(II_{it}) + \alpha_5 \ln(LE_{it}) + \varepsilon_{it} \\ \ln(EE_{it}) &= \alpha_0 + \alpha_1 \ln(RC_{it}) + \alpha_2 \ln(HE_{it}) + \alpha_3 \ln(GI_{it}) + \alpha_4 \ln(II_{it}) + \alpha_5 \ln(LE_{it}) + \varepsilon_{it} \\ \ln(GI_{it}) &= \alpha_0 + \alpha_1 \ln(RC_{it}) + \alpha_2 \ln(HE_{it}) + \alpha_3 \ln(EE_{it}) + \alpha_4 \ln(II_{it}) + \alpha_5 \ln(LE_{it}) + \varepsilon_{it} \\ \ln(II_{it}) &= \alpha_0 + \alpha_1 \ln(RC_{it}) + \alpha_2 \ln(HE_{it}) + \alpha_3 \ln(EE_{it}) + \alpha_4 \ln(GI_{it}) + \alpha_5 \ln(LE_{it}) + \varepsilon_{it} \\ \ln(LE_{it}) &= \alpha_0 + \alpha_1 \ln(RC_{it}) + \alpha_2 \ln(HE_{it}) + \alpha_3 \ln(EE_{it}) + \alpha_4 \ln(GI_{it}) + \alpha_5 \ln(II_{it}) + \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad (1)$$

که در آن، RC^{۱۸} میزان مصرف انرژی‌های تجدیدپذیر نسبت به کل مصرف انرژی در هر کشور، HE^{۱۹} هزینه‌ای که توسط بخش عمومی به حوزه بهداشت و سلامت اختصاص داده می‌شود که در تحقیق برحسب درصدی از تولید ناخالص داخلی است، EE^{۲۰} مخارجی که بخش عمومی در آموزش و مسائل مرتبط با آن صرف می‌کند و برحسب درصدی از تولید ناخالص داخلی مورد استفاده قرار می‌گیرد، GI^{۲۱} به نابرابری بین دستاوردهای زنان و مردان در بعد بهداشت باروری، توانمندسازی و بازارکار اشاره دارد. این شاخص مقادیری بین ۰ و ۱ را شامل می‌شود که هرچه به صفر نزدیکتر باشد، میزان برابری زنان و مردان بیشتر و

¹⁵ Katrechka, 2014

¹⁶ Astima et al, 2017

¹⁷ در پژوهش آقاجری و همکاران (۱۳۹۷)، متغیرهای ضریب جینی، مخارج صورت گرفته از سوی دولت بر روی آموزش و مخارج صورت گرفته از سوی دولت بر روی بهداشت را در کنار فاکتورهای مربوط به اقتصاد زیر زمینی موثر بر توسعه اجتماعی به شمار آورده‌اند لذا می‌توان نتیجه گرفت که این متغیرها می‌توانند به عنوان شاخص‌هایی برای توسعه اجتماعی مورد استفاده قرار گیرند.

¹⁸ Renewable Energy Consumption

¹⁹ Health Expenditure

²⁰ Education Expenditure

²¹ Gender Inequality



هرچه به یک نزدیکتر باشد، برابری بین زنان و مردان کاهش می‌یابد، II^{۲۲} بیانگر نابرابری درآمدی است، که اطلاعات آن از طریق ضریب جینی به مدل وارد شده است. ضریب جینی یکی از شاخص‌هایی است که نابرابری در توزیع درآمد را نشان می‌دهد. این شاخص شامل مقادیری بین ۰ و ۱ یا ۰٪ تا ۱۰۰٪ است. هرچه این مقدار برای یک کشور به صفر نزدیکتر باشد، توزیع درآمد عادلانه‌تر است و هرچه به یک نزدیک باشد، توزیع درآمد آن کشور ناعادلانه‌تر می‌شود و LE^{۲۳} امید به زندگی در بدو تولد، متوسط تعداد سال‌هایی است که در صورت ثابت بودن شرایط زیستی و الگوی مرگ و میر در جامعه، انتظار می‌رود هر فرد عمر کند. لازم به ذکر است که روش پیشنهادی مبتنی بر محاسبه شاخص توسعه اجتماعی با تجمیع اثرهای چندین شاخص معرفی شده است.

۴-۲- آزمون ایستایی متغیرها

یک فرآیند تصادفی هنگامی مانا می‌باشد که میانگین و واریانس آن طی زمان ثابت بوده و مقدار کوواریانس بین دو دوره‌ی زمانی، فقط به فاصله یا وقفه‌ی بین دو دوره بستگی داشته و همچنین، ارتباطی با زمان واقعی محاسبه کوواریانس نداشته باشد (Shahdani, Nadri & Qelich, 2009). نامانا بودن سری‌های زمانی، سبب تردید در درستی آزمون‌های آماری مبنی بر این سری‌ها می‌شود. همچنین، در این شرایط امکان بروز مشکلی به نام رگرسیون کاذب^{۲۴} وجود دارد. اما سیمز و داوون^{۲۵}، نشان داده‌اند که نیازی به بررسی مانایی متغیرهای موجود در مدل خودرگرسیون برداری نیست، حتی اگر متغیرها مانا نباشند نباید با تفاضل‌گیری سری‌ها را مانا کرد، زیرا مطابق عقیده آن‌ها با تفاضل‌گیری سری‌ها، بسیاری از اطلاعات موجود که می‌تواند سبب ایجاد همگرایی و ارائه‌ی پیش‌بینی‌های خوبی شوند، از بین می‌روند (Jalalabadi & Rakhshan, 2007).

برای بررسی ایستایی متغیرها با توجه به ماهیت داده‌های مورد استفاده از آزمون ریشه واحد لوین، لین و چو (LLC) استفاده می‌شود. نتایج آزمون در جدول ۱، گزارش شده است:

²² Income Inequality

²³ Life Expectancy at birth

²⁴ Spurious Regression

²⁵ Sims & Doan, 1984

جدول ۱. نتایج آزمون ریشه واحد
مأخذ: نتایج تحقیق

Table 1. Unit root test results

Source: Research results

مرتبه مانایی	احتمال	آماره آزمون	متغیر
I(1)	1.0000	5.62949	LRC
I(0)	0.0000	-9.01584	LGI
I(0)	0.0000	-5.38391	LII
I(0)	0.0041	-2.64521	LLE
I(0)	0.0000	-4.49569	LEE
I(0)	0.0000	-6.95724	LHE

مطابق نتایج متغیرهای LRC، LLE، LHE، LEE، LII، LGI مانا و متغیر LRC نامانا می‌باشد اما همانطور که بیان گردید اگر سری‌ها دارای ریشه واحد هم باشند، نباید تفاضل‌گیری کرد.

۴-۳- تعیین وقفه بهینه مدل

مطابق نظر سیمز (۱۹۸۰)^{۲۶}، مسئله اساسی تعیین طول وقفه‌ها و تعیین متغیرهای مناسب برای حضور در سیستم است. گاهی اوقات محدودیت درجه آزادی تعداد وقفه‌ها را مشخص می‌کند، اما در شرایطی که تعداد مشاهدات زیاد باشد، تعیین مقدار وقفه بهینه ضروری می‌شود. برای این هدف می‌توان از آزمون نسبت حداکثر احتمالات ممکن (Maximum Likelihood) و معیار اطلاعاتی آکائیک (AIC) و شوارتز (SIC) استفاده نمود. معیارهای اطلاعاتی آکائیک (AIC) و شوارتز (SIC) به شکل زیر قابل بیان می‌باشند (Abrishami, 1999):

²⁶ Sims, 1980

$$AIC = T \log |\Sigma| + 2N \quad (۲)$$

$$SIC = T \log |\Sigma| + \quad (۳)$$

$$N \log(T)$$

که در آن $|\Sigma|$ دترمینان ماتریس واریانس - کوواریانس پسماندهای سیستم، N تعداد کل پارامترهای برآورد شده سیستم و T تعداد مشاهدات مورد استفاده است. با برآورد در دوره زمانی یکسان، مدلی که کمترین مقادیر آکائیک و شوارتز را دارا باشد انتخاب می‌شود؛ زیرا با افزودن متغیرهای توضیحی خطا کاهش می‌یابد، اما این امر به قیمت افزایش N (تعداد پارامترهای برآورد شده) انجام می‌شود. به این ترتیب اگر در برآوردی کمترین مقدار آکائیک و شوارتز به دست آید، مقدار بهینه وقفه را خواهیم داشت. نتایج معیارهای اطلاعاتی لازم در جدول ۲، قابل مشاهده می‌باشد:

جدول ۲. نتایج تعیین وقفه بهینه
مأخذ: نتایج تحقیق

Table 2. Results of determining the optimal interrupt

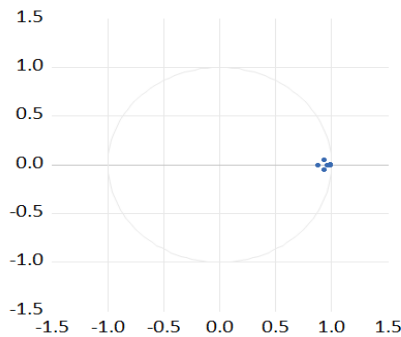
Source: Research results

وقفه (Lag)	AIC	SIC	HQ
0	0.184187	0.221518	0.198621
1	-18.42339	-18.16138	-18.32236
2	-20.56169	-20.07509*	-20.37405
3	-20.71464	-20.00346	-20.44040*
4	-20.72486	-19.78910	-20.36402
5	-20.73681	-19.57646	-20.28937
6	-20.73353	-19.34861	-20.19949
7	-20.71636	-19.10685	-20.09572
8	-20.79518*	-18.96109	-20.08793

براساس نتایج به دست آمده، معیار آکائیک وقفه بهینه را وقفه هشتم، معیار شوارتز وقفه بهینه را وقفه دوم پیشنهاد می‌کند. در این تحقیق با توجه به کیفیت داده‌ها و سالانه بودن آن‌ها، وقفه یک را مورد استفاده قرار داده‌ایم. همچنین استفاده از وقفه‌های بالاتر موجب از دست دادن درجه آزادی بیشتری می‌شود.

۴-۴- آزمون پایداری مدل P-VAR

یک مدل VAR در صورتی پایدار خواهد بود که تمامی ریشه‌ها دارای قدرمطلق کمتر از یک باشند و داخل دایره‌ی واحد قرار گیرند. این آزمون دارای اهمیت بالایی است زیرا اگر مدل VAR، پایدار نباشد نتایج مربوط به توابع واکنش آنی معتبر نخواهد بود. **نمودار ۳**، نشان می‌دهد که مدل VAR ما یک مدل استاندارد است.



نمودار ۳. معکوس ریشه‌های مشخصه چندجمله‌ای AR^{۲۷}

ماخذ: نتایج تحقیق.

Figure 3. Inverse Roots of AR Characteristic Polynomial

Source: Research results

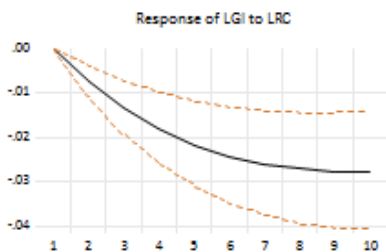
۴-۵- توابع واکنش آنی

توابع واکنش آنی، رفتار پویای متغیرها را در طول زمان به هنگام شوک وارد شده به سایر متغیرها نشان می‌دهد (معمولا شوکی به اندازه یک انحراف معیار). به عبارت دیگر این تابع عکس‌العمل آنی نشان‌دهنده پاسخی است که متغیر درون‌زای سیستم به شوک‌های ناشی از خطاها می‌دهد. شوک‌های وارد شده در هر بار، معادل جذر واریانس پسماندهای حاصل از هر رگرسیون بنا به ساختار پویایی سیستم، سبب تغییر مقادیر آینده آن متغیر و سایر متغیرها می‌شود (Jalalabadi & Rakhshan, 2007).

²⁷ Inverse Roots of AR Characteristic Polynomial

برای بررسی تاثیر مصرف انرژی‌های تجدیدپذیر بر متغیرهای مورد نظر از توسعه یافتگی اجتماعی، پویایی اثرات متقابل متغیرها از طریق مدل خود رگرسیون برداری مبتنی بر داده‌های تابلویی (P-VAR) مورد ارزیابی قرار می‌گیرد.

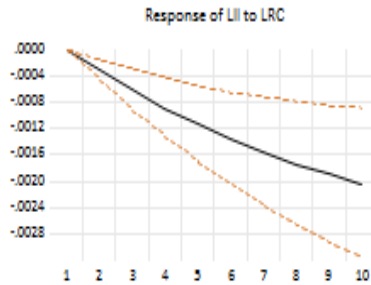
رابطه معنادار و معکوس میان مصرف انرژی‌های تجدیدپذیر و نابرابری جنسیتی از در نمودار ۴، مشهود است مطابق گزارشی از آژانس بین المللی انرژی (International Energy Agency, 2020)، مشارکت زنان در بخش انرژی پایین‌تر از سطح فعلی اقتصاد است و حضور آن‌ها در زیر بخش‌های این صنعت بسیار متفاوت است. درحالی‌که ۴۸٪ از نیروی کار جهانی در بخش نفت و گاز فعالیت می‌کنند، زنان تنها ۲۲٪ از نیروی کار این بخش را تشکیل می‌دهند و این آمار در تجدیدپذیرها ۳۲٪ می‌باشد. پس استفاده از انرژی‌های تجدیدپذیر می‌تواند سبب کاهش نابرابری جنسیتی شود. در مطالعه‌های مختلفی گاهی رابطه مثبت و در مواردی رابطه منفی میان مصرف انرژی‌های تجدیدپذیر و نابرابری درآمدی را به اثبات رسانده‌اند و همین موضوع سبب ایجاد شبهاتی در زمینه تاثیر این دو متغیر بر یکدیگر بوده است. همان‌گونه که در مطالعه‌های آپرجیس (Apergis, 2015) و توپکیو و توگکیو (Topcu & Tugcu, 2020) اثبات شده است، در نمودار ۵، رابطه معنادار و معکوس میان مصرف انرژی‌های تجدیدپذیر و نابرابری درآمدی برقرار می‌باشد و تحقیق حاضر، نتایج مطالعات آپرجیس (Apergis, 2015) و توپکیو و توگکیو (Topcu & Tugcu, 2020) را مورد تایید قرار می‌دهد.



نمودار ۴. پاسخ LGI به تغییری به اندازه‌ی یک انحراف معیار در LRC
مأخذ: نتایج تحقیق

Figure 4. The LGI response to a change as large as one S.D in the LRC

Source: Research results



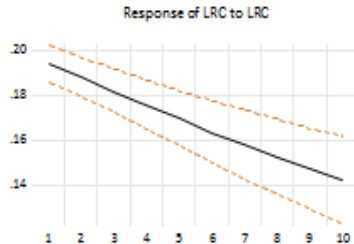
نمودار ۵. پاسخ LII به تغییری به اندازه‌ی یک انحراف معیار در LRC

مأخذ: نتایج تحقیق

Figure 5. The LII response to a change as large as one S.D in the LRC

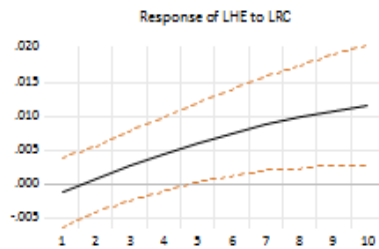
Source: Research results

مطابق نمودار ۶، مصرف انرژی‌های تجدیدپذیر در طول زمان دارای اثر مثبت و معناداری بر خودش است. همچنین اثر مثبت مصرف انرژی‌های تجدیدپذیر بر هزینه‌های بهداشت و سلامت در نمودار ۷، نشان داده شده است. در کوتاه‌مدت به دلیل ایجاد زیرساخت و تجهیزات مختلف، با افزایش مصرف انرژی‌های تجدیدپذیر هزینه‌های دولت برای بهداشت و سلامت افزایش خواهند یافت. از طرفی افزایش هزینه‌های بهداشت و سلامت دولت در نتیجه‌ی افزایش مصرف انرژی‌های تجدیدپذیر، الزاما به معنای تاثیر مستقیم مصرف انرژی‌های تجدیدپذیر بر هزینه‌های بهداشتی نیست و این اثرگذاری می‌تواند به صورت غیرمستقیم اتفاق افتد. اما پیش‌بینی می‌شود با گذر زمان و در بلندمدت تاثیر کاهنده‌ای در این هزینه‌ها ایجاد شود. زیرا در بلندمدت به دلیل استفاده از این نوع انرژی‌ها درآمد خانوارها افزایش می‌یابد و این افزایش درآمد و جایگزینی انرژی‌های تجدیدپذیر به جای سوخت‌های فسیلی، می‌تواند سبب کاهش بیماری‌ها، بهبود سلامت عمومی و کاهش مرگ و میرهای زودرس و در نتیجه کاهش هزینه‌های بهداشت و سلامت دولت شود.



نمودار ۶. پاسخ LRC به تغییری به اندازه‌ی یک انحراف معیار در LRC
مأخذ: نتایج تحقیق

Figure 6. The LRC response to a change as large as one S.D in the LRC
Source: Research results

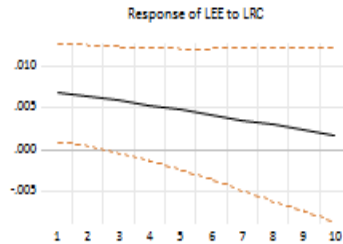


نمودار ۷. پاسخ LHE به تغییری به اندازه‌ی یک انحراف معیار در LRC
مأخذ: نتایج تحقیق

Figure 7. The LHE response to a change as large as one S.D in the LRC
Source: Research results

همانطور که در نمودار ۸ قابل رویت است، مصرف انرژی‌های تجدیدپذیر بر هزینه‌های دولت برای آموزش و پرورش، اثری مثبت و معنادار می‌گذارد. مطابق گزارشی از سازمان توسعه و همکاری اقتصادی، در بازه زمانی (۲۰۱۲-۲۰۱۷)، کشورهای عضو OECD هزینه‌های عمومی موسسات آموزشی را در تمام مقاطع تحصیلی افزایش داده‌اند، اما در برخی کشورها این افزایش با سرعت کمتری نسبت به رشد متوسط تولید ناخالص داخلی آن‌ها صورت گرفته و میزان هزینه آموزشی به عنوان درصدی از GDP رو به کاهش بوده است و برای برخی دیگر افزایش هزینه‌های آموزشی بیش از رشد متوسط تولید ناخالص داخلی بوده است. همچنین ارائه اطلاعات به دانش آموزان در مورد صرفه جویی انرژی، نگرش سازی و ایجاد آگاهی‌های لازم در مورد مصرف انرژی‌های تجدیدپذیر، هزینه‌هایی برای دولت‌ها در پی دارد. همچنین

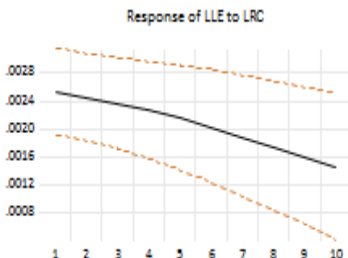
با توجه به تاثیر مصرف انرژی‌های تجدیدپذیر بر نابرابری، افزایش مصرف این نوع انرژی‌ها دستیابی افراد بیشتری را به امکانات آموزشی فراهم می‌کند که همین امر سبب افزایش هزینه‌های آموزشی دولت خواهد شد.



نمودار ۸. پاسخ LEE به تغییری به اندازه‌ی یک انحراف معیار در LRC
 مأخذ: نتایج تحقیق

Figure 8. The LEE response to a change as large as one S.D in the LRC
 Source: Research results

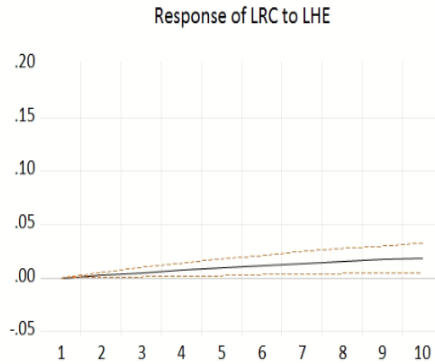
نمودار ۹، بیانگر رابطه مثبت و معنادار مصرف انرژی تجدیدپذیر و امید به زندگی در بدو تولد و همچنین تاثیر کاهنده آن است. امید به زندگی میزان عمری است که مردم برای خود متصور هستند. بدیهی است هرچه امکانات بهداشتی بیشتری برای افراد یک کشور فراهم باشد و مردم از نظر اقتصادی، توان استفاده از این امکانات را داشته باشند، این وضعیت موجب بهبود شاخص امید به زندگی خواهد شد.



نمودار ۹. پاسخ LLE به تغییری به اندازه‌ی یک انحراف معیار در LRC
مأخذ: نتایج تحقیق

Figure 9. The LLE response to a change as large as one S.D in the LRC
Source: Research results

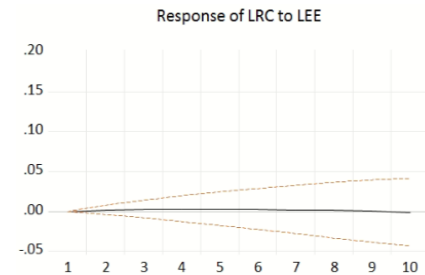
باتوجه به مدل تحقیق، وجود رابطه همزمان میان هردو از متغیرها قابل بررسی می‌باشد. نمودار ۱۰ و نمودار ۱۱، نشانگر تاثیر مثبت هزینه‌های دولت بر بهداشت و سلامت و همچنین هزینه‌های دولت برای آموزش و پرورش بر مصرف انرژی‌های تجدیدپذیر هستند. همان‌گونه که در اثر افزایش مصرف انرژی‌های تجدیدپذیر، هزینه‌های آموزش و سلامت افزایش می‌یابد، در اثر افزایش این هزینه‌ها هم مصرف انرژی‌های تجدیدپذیر افزایش خواهد یافت. که علت این مسئله می‌تواند نگرش مثبت افراد آموزش دیده و تحصیلکرده نسبت به مصرف انرژی‌های تجدیدپذیر و همچنین دغدغه‌مند بودن آن‌ها نسبت به مسائل حیطه‌ی سلامت و محیط‌زیست باشد.



نمودار ۱۰. پاسخ LRC به تغییری به اندازه‌ی یک انحراف معیار در LHE
مأخذ: نتایج تحقیق

Figure 10. The LRC response to a change as large as one S.D in the LHE

Source: Research results



نمودار ۱۱. پاسخ LRC به تغییری به اندازه‌ی یک انحراف معیار در LEE
مأخذ: نتایج تحقیق

Figure 11. The LRC response to a change as large as one S.D in the LEE

Source: Research results

۵- نتیجه‌گیری و پیشنهادها

نتایج حاکی از آن است که افزایش مصرف انرژی‌های تجدیدپذیر در کشورهای عضو سازمان توسعه و همکاری اقتصادی، تاثیری مثبت بر توسعه یافتگی اجتماعی در این کشورها می‌گذارد.

در مطالعه حاضر، برای بررسی تاثیری که مصرف انرژی‌های تجدیدپذیر بر توسعه اجتماعی خواهد گذاشت، با توجه به پیشینه مطالعات و مبانی نظری ارائه شده، از مجموع



اثرهایی که مصرف انرژی تجدیدپذیر بر نابرابری جنسیتی و درآمدی، مخارج بهداشتی و آموزشی و امید به زندگی از بدو تولد می‌گذارد، استفاده گردید.

همان‌گونه که بیان شد با افزایش مصرف انرژی‌های تجدیدپذیر نابرابری‌های درآمدی و جنسیتی کاهش می‌یابند. این مسئله بدان دلیل است که افزایش مصرف انرژی تجدیدپذیر می‌تواند توزیع درآمد را در مناطق مختلف (به ویژه مناطق بومی) برابرتر کند. در حقیقت توزیع درآمد نابرابر می‌تواند از پیامدهای نفرین منابع باشد و ایران و سایر کشورهای خاورمیانه به عنوان کشورهایی که دارای سرمایه‌ی غنی طبیعی، به ویژه منابع نفتی و گازی، از پدیده نفرین منابع در امان نمانده‌اند. علاوه بر این تحقیق حاضر نشان می‌دهد که افزایش مصرف این دسته از انرژی‌ها سبب افزایش مخارج بهداشتی و آموزشی دولت‌ها خواهد شد زیرا ایجاد بستر، آگاهی و نگرش‌سازی در زمینه انجام امور بهداشتی و آموزشی برای دولت‌ها هزینه‌هایی در پی خواهد داشت و در نهایت با توجه به اثراتی که بر درآمد، بهداشت و سلامت افراد می‌گذارد موجب افزایش امید به زندگی در بدو تولد افراد می‌شود.

با توجه به مجموع مطالب و نتایج بدست آمده برای بهبود شاخص‌های توسعه یافتگی اجتماعی توصیه می‌گردد که:

- تغییر سیاست‌های مصرف انرژی به سمت مصرف انرژی‌های تجدیدپذیر

- ارتقای تکنولوژی برای استفاده بیشتر از انرژی‌های تجدیدپذیر

- اطلاع رسانی و ایجاد آگاهی در عموم مردم نسبت به مزایای مصرف انرژی‌های تجدیدپذیر پس از ایجاد بسترهای لازم

- اصلاح الگوی مصرف انرژی به ویژه در کشورهای منطقه خاورمیانه و ... مورد توجه قرار گیرد.

همچنین بررسی تاثیر مصرف انرژی‌های تجدیدپذیر بر ابعاد مختلف توسعه همچون توسعه سیاسی و دموکراسی و توسعه فرهنگی، بررسی اقدامات کشورهای پیشرو در زمینه توسعه انرژی‌های تجدیدپذیر و توسعه اجتماعی، بررسی تاثیر مصرف انرژی‌های تجدیدپذیر بر شاخص‌های مختلفی از توسعه اجتماعی در کشورهای نفتی و مقایسه با کشورهای توسعه‌یافته به عنوان زمینه‌هایی برای پژوهش‌های آتی می‌توانند قابل بحث و بررسی باشند.

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

Conflict Of Interest: The authors of the article states that there is no conflict of interest in publishing the presented article.

Funding: The authors have not received any financial support for the research, authorship and publication of this article.

Reference

- Abrishami, H. (1999). Basic of Econometrics. (Gujarati, Damodar). Tehran: University of Tehran, Publishing and Printing Institute.
- Akbari, Gh. (2001). The current Situation Of Iranian Society in terms of Social development indicators. *Proceedings of the Social Development Conference*. Tehran: Scientific and Cultural Publications.
- Aghajeri, S., Zaranezhad, M. & Akbarzadeh, M. (2018). Investigation of the Relationship between Underground Economy and Social Development in a Selection of Middle East Countries. *Quarterly Journal of Social Development (Previously Human Development)*, 13(2), 195-218. doi: 10.22055/qjdsd.2019.14194 [in persian]
- Aghaei, M. & Rezaghoizadeh, M. (2018). Consumption of Different Kinds of Energy Carriers, Economic Growth, Inequality and Poverty in Iran. *Iranian Journal of Economic Research*, 23(74), 97-189. doi: 10.22054/ijer.2018.8827 [in persian]
- Apergis, N. (2015). Does renewables production affect income inequality? Evidence from an international panel of countries. *Applied Economics Letters*, 22(11), 865-868.
- Babaei Zakilki, M . A. (2007). Types of Managerial Positions and Job Needs of Women in the Public Sector. *Women's Studies*, 5(3), 39-58. Available at: <https://www.sid.ir/fa/Journal/ViewPaper.aspx?ID=88461> [in persian]
- Babaei Fard, A. (2010). Cultural Development and Social Development in Iran. *Social Welfare Quarterly* 10(37), 7-56. Available at: https://refahj.uswr.ac.ir/browse.php?a_id=306&sid=1&slc_lang=fa [in persian]
- Ashraf Ganjoui, R. and Murad Alizadeh, M. (2022). Application of Fuzzy Nonlinear Model to Investigate the Factors Affecting Energy Consumption and Efficiency in Iran. *Quarterly Journal of Quantitative*

- Economics (JQE)*, -. doi: 10.22055/jqe.2022.39807.2460 (Article in Press).[in persian]
- Bakhtiari, S., Moayedfar, R., & Sarkhosh Sara, A. (2014). Analysis of the Impacts of Government Expenditure Components on the Development and welfare: Comparative Analysis of Selected Developed and Developing Countries. *Journal of Regional Economics and Development*, 21(8), 23-49. doi: 10.22067/erd.v21i8.43874 [in persian]
- Bastani, S., Mousavi, M., & Hosseinpour, F. (2015). An Evaluation of the Social Factor Affecting Life Satisfaction. *Social Development & Welfare Planning*, 7(23), 123-150. doi: 10.22054/QJSD.2015.1748 [in persian]
- Barnes, D. F., Peskin, H., & Fitzgerald, K. (2003). The benefits of rural electrification in India: Implications for education, household lighting, and irrigation. Draft paper prepared for South Asia Energy and Infrastructure, World Bank, Washington DC.
- cheshme ghasabani, N. , Naji Meidani, A. A. and Malek sadati, S. S. (2023). Gender pay gap of public-private sectors in the Iranian Labor Market: decomposition approach based on Tobit model with instrumental variable. *Quarterly Journal of Quantitative Economics (JQE)*, 20(3), 136-164. doi: 10.22055/jqe.2021.33507.2248.[in persian]
- European Environment Agency (EEA).(2018). Renewable energy in Europe: recent growth and knock-on effects, Report 20.
- Fazeli, M., Fattahi, S., & Zanjan Rafiei, S. N. (2012). Social Development, Indicators and Status of Iran in World. *Quarterly Journal of Socio-Cultural Development Studies*, 2(1), 149-171. Available at: <https://www.sid.ir/fa/journal/ViewPaper.aspx?id=258157> [in persian]
- Faraji Dizaji, S., Arefian, m., & Assari Arani, A. (2023). The Impact of Carbon Taxes and Fossil Fuels Subsidies on the Development of Renewable Energy in Selected OECD Countries. *Quarterly Journal of Quantitative Economics (JQE)*, 19(4), 79-109. doi:10.22055/jqe.2021.33321.2243 [in Persian]
- Fetros, M. H., Aghazadeh, M., & Jebraeili, S. (2012). Investigating the Impact of Renewable and Non-Renewable Energy Consumption on the Economic Growth of Selected Developing Countries (Including Iran) 1980-2009, *Energy Economy Studies Quarterly*, 9(32), 51-72. Available at: <https://www.sid.ir/fa/journal/ViewPaper.aspx?id=169975> [in persian]
- Haupt, J., & Lawrence, C. (2012). Unexpected connections: Income Inequality and Environmental degradation

- ,Shaping Tomorrow's World, <http://www.shapingtomorrowworld.org/hauptInequality.html>.
- Hou, J., Walsh, P. P., & Zhang, J. (2015). The dynamics of human development index. *The Social Science Journal*, 52(3), 331-347.
- International Energy Agency (IEA). (2020). Gender diversity in energy: what we know and what we don't know.
- Jalalabadi, A., & Rakhshan, S. (2007). An Analysis of Consumption Pattern of Energy Carriers in Iran (1966-2000). *Iranian Journal of Economic Research*, 7(22), 115-132. Available at: https://ijer.atu.ac.ir/article_3778.html [in persian]
- Karimi, M., Delangizan, S., & Heshmati Dayari, E. (2021). Determining the Contribution of Growth in Income and Inequality in Reducing Poverty in Iran (A Province-Based Case Study). *Quarterly Journal of Quantitative Economics (JQE)*, 18(1), 63-77. doi: 10.22055/jqe.2020.31799.2180 [in persian]
- Karimi Ashtiani, H., & Darvish Sarvestani, A. (2020). An Overview of Energy Consumption in the World, *Iranian Society of Consulting Engineers Quarterly*, No. 87, 60-68. [in persian]
- Khribich, A., H. Kacem., R & Dakhlaoui, A. (2021). Causality nexus of renewable energy consumption and social development: Evidence from high-income countries. *Renewable Energy*, 169, 14-22.
- Mousavi Shafaei, M., Noorollahi, Y., Soltaninejad, A., Rezaian Ghiyabashi, A., Yousefi, H., & Rezaian, A. H. (2016). Environmental quality advancements with challenges and barriers management of renewable energy development in Iran. *Journal of Environmental Science and Technology*, 18(2), 167-180. [in persian] Available at: https://jest.srbiau.ac.ir/article_9076.html
- Ministry of Power. (2017). Energy Balance Sheet, Deputy for Electricity and Energy Affairs, Electricity and Energy Macro Planning Office, p.32. Available at: <https://isn.moe.gov.ir/> [in persian]
- Rahmani, T., & Golestani, M. (2009). Resource Curse, Rent-Seeking, and Income Inequality in Oil Rich Countries. *Journal of Economic Research (Tahghighat- E- Eghtesadi)*, 44(89), 57-86. Available at: https://jte.ut.ac.ir/article_20341.html [in persian]
- Ranjpoor, R., Sadeghi, S. K., Motfakherzad, M. Ali., & Abdollahzadeh Nobarian, F. (2013). Calculation and study of social development index in selected countries with emphasis on Iran. *Economic Sociology and*

- Development*, 2(2), 35-70. Available at: https://sociology.tabrizu.ac.ir/article_2392.html [in persian]
- Ren21. (2020). Renewable Global Status Report.
- Rezaei Eskandari, D. (2010). Social development of Central Asian countries: A statistical comparison. *Central Eurasia Studies, Faculty of Political Science and Law*, 3(6), 19-30. Available at: <https://www.sid.ir/fa/journal/ViewPaper.aspx?ID=111323> [in persian]
- Sadiqi Shahdani, M., Nadri, K., & Qelich, V. (2009). The Effects of Possessive and Governing Roles of Government on Income Distribution via ARDL Model: A Case Study on Iran. *Quarterly Journal of Quantitative Economics (JQE)*, 6(23), 73-100. doi: 10.22055/jqe.2009.10687 [in persian]
- Sharifi, A. M., Kiani, G. H., Khoshakhlagh, R., & Bagheri, M. M. (2013). The Assessment of Renewable Energy Substitution in Iran: An Optimal Control Approach. *Journal of Economic Modeling Research*, 3(11), 123-140. Available at: <https://jemr.khu.ac.ir/article-1-550-fa.html> [in persian]
- Singh, A. K., Jyoti, B., Kumar, S., & Lenka, S. K. (2021). Assessment of Global Sustainable Development, Environmental Sustainability, Economic Development and Social Development Index in Selected Economies. *International Journal of Sustainable Development and Planning*, 16(1), 123-138.
- Sadeghi, H., Khaksar Astane, S., & Tamri, E. (2014). Renewable energy economics. Tehran: *Noor Elm Publications*. [in persian]
- Taherpoor, J., & Samadian, F. (2017). Challenges of Education System in Oil-Dependent Countries: The Case Study of Iran. *Iranian Journal of Economic Research*, 22(73), 107-130. doi: 10.22054/IJER.2018.8300 [in persian]
- Topcu, M., & Tugcu, C. T. (2020). The impact of renewable energy consumption on income inequality: Evidence from developed countries. *Renewable Energy*, 151, 1134-1140.
- Torabi, Q., & Payam, F. (2017). Challenge Of Fossil Energy And Importance Of Investment In Renewable Energies In Iran. *Quarterly Journal of The Macro and Strategic Policies*, 5(20), 153-170. Available at: <https://www.sid.ir/fa/journal/ViewPaper.aspx?id=313809> [in persian]
- United Nations. (2021). The Sustainable Development Goals Report.
- United Nations Development Programme (UNDP). (2011). Human Development Report.

-
- United Nations Development Programme (UNDP). (2005). United Nations Press.
- Uzar, U. (2020). Is income inequality a driver for renewable energy Consumption?. *Journal of Cleaner Production*, 255, 120287.
- Uzoma, C.C., Ibeto, C.N., Okpara., C.G. Nwoke., O.O. Obi., I.O. Nnaji., C.E. Oparaku., O .U & Unachukwu., G.O.(2010) .Social impacts of renewable energy on the South-East Zone of Nigeria. Proceedings of the 2nd Int'l W/Shop on Renewable Energy for Sustainable Dev. In Africa, IWRESDA '10, 27th to 29th July.
- Verme, P. (2015). Economic development and female labor participation in the Middle East and North Africa: a test of the U-shape hypothesis. The World Bank.
- World Bank.(2002). Energy strategies for rural India: evidence from six states.
- Yazdanpanah- dro, Q., Poorrostami, N., Yousefi, R., & Hosseinzadeh, M. R. (2017). A comparative study of energy security to promote the use of renewable energy; In the geopolitical Iran and Japan. *Human Geography Research*, 49(3), 713-731. doi: 10.22059/JHGR.2017.62114 [in persian]
- Zahedi Mazandarani, M. J. (2007). Development and inequality, Tehran: Maziar Publishing. [in Persian]



فصلنامه‌ی اقتصاد مقداری

صفحه‌ی اصلی وب سایت مجله:

www.jqe.scu.ac.ir

شاپا الکترونیکی: ۲۷۱۷-۴۲۷۱

شاپا چاپی: ۲۰۰۸-۵۸۵۰



بررسی اثرات نامتقارن عوامل موثر بر درآمدهای مالیاتی در ایران با رویکرد رگرسیون کوانتایل

آرش اعظمی*^{ID}، محمد نوفرستی**، عباس عرب مازار***

* دانشجوی دکتری اقتصاد، گروه اقتصاد دانشکده اقتصاد و علوم سیاسی، دانشگاه شهید بهشتی، تهران، ایران (نویسنده مسئول).

** دانشیار اقتصاد، گروه اقتصاد دانشکده اقتصاد و علوم سیاسی، دانشگاه شهید بهشتی، تهران، ایران.

*** دانشیار اقتصاد، گروه اقتصاد دانشکده اقتصاد و علوم سیاسی، دانشگاه شهید بهشتی، تهران، ایران.

اطلاعات مقاله	طبقه‌بندی JEL	واژگان کلیدی
تاریخ دریافت: ۲۶ آذر ۱۴۰۰ تاریخ بازنگری: ۱ مرداد ۱۴۰۱ تاریخ پذیرش: ۲۴ شهریور ۱۴۰۱	H2, O1, O2	درآمد مالیاتی، GDP، اقتصاد زیرزمینی، رگرسیون کوانتایل، ایران
ارتباط با نویسنده (گان) مسئول: ایمیل: arashesmy@gmail.com ^{ID} 0000-0001-9128-8617	آدرس پستی: تهران، بزرگراه شهید چمران، خیابان یمن، میدان شهید شهریار، بلوار دانشجو، دانشگاه شهید بهشتی، دانشکده اقتصاد و علوم سیاسی. کدپستی: ۱۹۸۳۹۶۹۴۱۱	

اطلاعات تکمیلی:

این مقاله برگرفته از رساله دکتری آرش اعظمی در رشته‌ی اقتصاد راهنمایی دکتر محمد نوفرستی و دکتر عباس عرب مازار در دانشگاه شهید بهشتی است.

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

چکیده

درآمدهای مالیاتی نقش مهمی در پیش‌برد برنامه‌های توسعه و بهبود توزیع درآمد در کشورهای مختلف دارند. آگاهی از عوامل تأثیرگذار بر درآمدهای مالیاتی، از جنبه سیاست‌گذاری در این زمینه بسیار حائز اهمیت است. مطالعات پیشین در ایران عمدتاً در بررسی عوامل مؤثر بر درآمدهای مالیاتی بر روش‌های خطی متمرکز بوده است. مطالعات جدید نشان می‌دهد که رفتار مالیاتی می‌تواند از الگویی غیرخطی تبعیت کند. به بیانی دیگر عوامل مؤثر بر درآمدهای مالیاتی در سطوح مختلف درآمدهای مالیاتی ممکن است اثرات متفاوتی داشته باشند. به بیانی دیگر ممکن است این متغیرها در مقادیر بالای درآمد مالیاتی اثر منفی و در مقادیر پائین آن، اثر مثبت داشته باشند. این مساله در رگرسیون‌های خطی مرسوم قابلیت بررسی ندارد. با توجه به این موضوع، هدف این مطالعه بررسی عوامل مؤثر بر درآمدهای مالیاتی در ایران طی دوره زمانی ۱۳۶۰-۱۳۹۸ با رویکرد رگرسیون کوانتایل است که رویکردی پیشرفته در بررسی اثرات نامتقارن بین متغیرهای مستقل و وابسته است. در ابتدا نیز پیش از برآورد مدل، حجم اقتصاد زیرزمینی برای ایران به‌عنوان یک متغیر تأثیرگذار بر درآمدهای مالیاتی با روش MIMIC برآورد شده است. نتایج این مطالعه نشان داد که اثر متغیرهای درآمد سرانه، ارزش‌افزوده بخش‌های خدمات، صنعت و مخارج دولت اثر مثبت و معنی‌داری بر درآمدهای مالیاتی داشته‌اند. اثر درآمدهای نفتی، نرخ ارز، اقتصاد زیرزمینی و تورم نیز بر درآمد مالیاتی منفی بوده است. سایر نتایج این مطالعه نشان داد که اثر متغیرهای GDP سرانه، ارزش‌افزوده بخش صنعت، نرخ ارز و درآمدهای نفتی بر درآمد مالیاتی نامتقارن بوده است.

ارجاع به مقاله:

اعظمی، آرش، نوفرستی، محمد و عرب مازار، عباس. (۱۴۰۳). بررسی عوامل مؤثر بر درآمدهای مالیاتی در ایران و اثرات نامتقارن آن‌ها با رویکرد رگرسیون کوانتایل. فصلنامه‌ی اقتصاد مقداری (بررسی‌های اقتصادی سابق)، ۲۱(۳)، ۱۱۵-۱۴۴.

 [10.22055/fjqe.2022.39481.2451](https://doi.org/10.22055/fjqe.2022.39481.2451)



© 2024 Shahid Chamran University of Ahvaz, Ahvaz, Iran. This article is an open access article distributed under the terms and conditions of the Creative Commons Attribution-NonCommercial 4.0 International (CC BY-NC 4.0 license) (<http://creativecommons.org/licenses/by-nc/4.0/>)



۱- مقدمه

تاریخ توسعه بشری نشان داده است که مالیات^۱ از ضروریات اقتصاد کشورها است، زیرا با تولد، وجود و توسعه دولت مرتبط هستند. در اغلب کشورها، مالیات مهمترین منابع درآمدی دولت است اما در ایران از دیرباز مالیات سهم کمی از درآمدهای دولت را تامین نموده است به همین دلیل بر اصلاح ساختار مالیاتی تاکید شده است (Saddatmehr, 2022). مالیات نه تنها منبع درآمد مهمی برای بودجه دولت است، بلکه با رشد اقتصادی، توزیع عادلانه و ثبات اجتماعی نیز مرتبط است. به دلیل اهمیت مالیات، عوامل تعیین کننده آن، نقشی برجسته در ادبیات اقتصادی داشته‌اند (Sapiei, Abdullah, & Sulaiman, 2014). در کشورهای در حال توسعه، دولت به دلیل نیازهای روزافزون شهروندان و محدودیت منابع، با چالش در پیش‌برد برنامه‌های توسعه مواجه است. این وضعیت از یک سو با افزایش بالای هزینه‌های خدمات عمومی و از سوی دیگر با فشار افکار عمومی تشدید می‌شود. در چنین وضعیتی درخواست بهینه‌سازی استفاده از وجوه عمومی از طریق سیاست‌های عمومی کارآمد بیشتر می‌شود (Oz Yalama & Attila, Chambas, & Combes, 2011; Gumus, 2013). بسیج درآمدهای مالیاتی^۲ یکی از دغدغه‌های اصلی سیاست‌گذاری اقتصادی در بسیاری از کشورها است. تجربه نشان داده است که درحالی‌که برخی از کشورها افزایش قابل توجهی در نسبت مالیات به تولید ناخالص داخلی خود نشان می‌دهند، برخی دیگر افزایش اندک یا بدون افزایش در دوره‌های بلندمدت را نشان می‌دهند. در کشورهای درحال توسعه، تلاش برای افزایش درآمدهای مالیاتی دولت‌ها برای تأمین مالی سرمایه‌گذاری عمومی و ارائه خدمات عمومی ضروری است (Nguyen, 2019; OH & KI, 2020). در سال‌های اخیر، دولت‌ها و مؤسسات بین‌المللی علاقه بیشتری به افزایش ظرفیت مالیاتی نشان داده‌اند که ناشی از درک این موضوع است که ظرفیت مالیاتی هسته اصلی دولت‌سازی و توسعه است (Besley & Persson, 2009; Gaspar, Jaramillo, & Wingender, 2016; IMF, 2018).

¹ Tax

² Tax Revenue

مالیات یکی از عمده‌ترین و باثبات‌ترین منابع درآمدی دولت‌ها را تشکیل می‌دهد و به‌عنوان یکی از ابزارهای سیاست‌های مالی دولت نقش تعیین‌کننده‌ای در رشد و ثبات اقتصادی ایفا می‌کند. از طرفی مردم برای دولت‌ها وظایفی را در نظر می‌گیرند که تنوع این وظایف باعث می‌شود که مخارج دولت برای مردم ارزش‌های متفاوتی داشته باشد. برای مردمی که به رفاه اجتماعی و برابری اهمیت بیشتری می‌دهند، مخارج دولت می‌تواند ارزشمندتر باشد و برای مردمی که به آزادی‌های فردی اهمیت بیشتری می‌دهند، ارزش مخارج دولت ممکن است کم‌تر باشد. گسترده شدن دخالت دولت در عرصه‌های اقتصادی- اجتماعی و در پی آن، گسترش تعهدات دولت در جهت اهدافی چون رشد اقتصادی، ثبات قیمت‌ها، افزایش اشتغال، توزیع عادلانه درآمدها و همچنین ایفای نقش در زمینه‌های اصلاح شکست‌های بازار و باز توزیع مواهب اقتصادی، مخارج دولت را با روند صعودی مواجه نموده است؛ بنابراین برای تأمین مالی این مخارج، دولت‌ها از راه‌های مختلف، درآمدهای گوناگونی گردآوری می‌کنند. یکی از مهم‌ترین راه‌های تأمین مخارج دولت، جمع‌آوری مالیات‌ها است (Maddah, Shafiee Nikabadi, & Samiee, 2016). در حال حاضر درآمدهای مالیاتی دولت، همواره بخش کوچک‌تری از هزینه‌های دولت را پوشش داده است. به‌کارگیری یک سیستم مالیاتی مناسب دارای شرایطی است که از مهم‌ترین آن‌ها عدالت و کارایی است که بر اساس آن مالیات بر مصرف با اصل فایده و مالیات بر درآمد با اصل توانایی پرداخت تطبیق خواهند داشت. از آن‌جا که درآمد دولت‌ها عمدتاً ناشی از اعمال این نوع مالیات است، لذا سعی دولت‌ها بر این بوده که این نرخ‌ها را به طور مناسب و اثرگذار وضع کنند (Dargahi & Hadian, 2016).

مرور روند درآمدهای مالیاتی در ایران طی دوره زمانی ۲۰۱۸-۱۹۹۶ حاوی نکات قابل توجهی است. درآمد مالیاتی ایران تا دسامبر ۲۰۱۸ حدود ۳۰ میلیارد دلار گزارش شد و در سال قبل از آن یعنی ۲۰۱۷ این رقم در حدود ۳۳ میلیارد دلار بوده است که کاهش ۳ میلیارد دلاری را نشان می‌دهد. از سوی دیگر، روند تاریخی درآمدهای مالیاتی در ایران از سال ۱۹۹۶ تا ۲۰۱۸ نشان می‌دهد که طی این دوره به طور متوسط درآمد مالیاتی ایران حدود ۲۲/۸ میلیارد دلار بوده است که بالاترین درآمد مالیاتی ایران طی این دوره مربوط به سال ۲۰۱۷ با رقم حدود ۳۳ میلیارد دلار و کم‌ترین مقدار آن در سال ۲۰۰۰ با رقمی در حدود ۶/۳ میلیارد دلار بوده است (WorldBank, 2020). با توجه به چالش‌های سختی که بسیاری



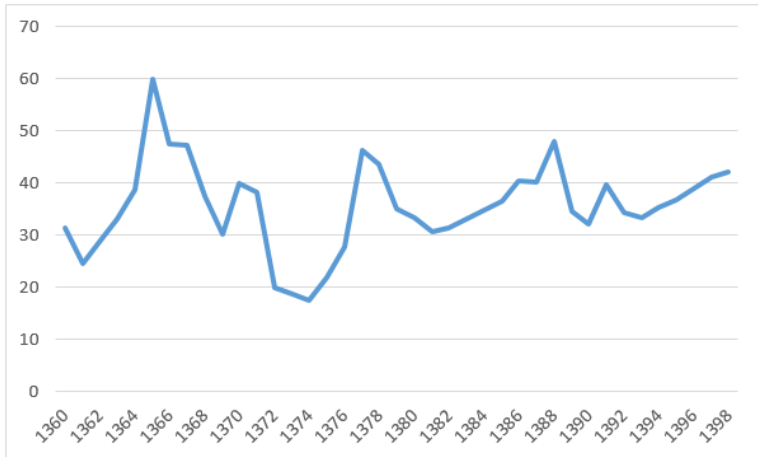
از دولت‌ها در پیش‌برد برنامه‌های خود با آن مواجه هستند، سؤال اصلی برای سیاست‌گذاران این است که چگونه درآمد مالیاتی کافی را گردآوری کنند. در چنین مواردی بسیاری از افراد به دنبال تجربه کشورهای موفق می‌روند. پاسخ به این پرسش ابزار مفیدی برای کمک به سیاست‌گذاران در تلاش برای افزایش درآمد مالیاتی است. متغیرهای مختلفی بر درآمدهای مالیاتی تاثیرگذار هستند. این متغیرها بسته به سطح توسعه، ساختار اقتصادی و نقش منابع طبیعی در درآمدهای دولت، ممکن است متفاوت باشند. در مطالعات داخلی تاکنون این موضوع مورد بررسی تجربی قرار نگرفته است. از آن‌جا که رفتارهای مالیاتی تا حد زیادی تمایل دارند از الگوهای نامتقارن و غیر خطی پیروی کنند لذا بررسی وجود این اثرات در الگوهای نامتقارن، از جنبه سیاست‌گذاری، نیز بسیار حائز اهمیت است. به عبارتی ممکن است در مقادیر بالای درآمد مالیاتی میزان اثر و حتی علامت متغیرهای موثر درآمد مالیاتی نسبت به مقادیر پائین آن تفاوت باشد. این نتایج حاوی دلالت‌های سیاست‌گذاری بسیار مفیدی خواهد بود که می‌تواند سیاست‌گذاران را در پیدا کردن مقادیر بهینه درآمدی مالیاتی یاری کند. در بسیاری از مطالعات تجربی نشان داده شده است که عوامل موثر بر درآمد مالیاتی ممکن است رفتاری نامتقارن از خود نشان دهند. با توجه به این موضوع هدف این مطالعه تحلیل اثرات نامتقارن عوامل موثر بر درآمدهای مالیاتی طی دوره زمانی ۱۳۹۸-۱۳۶۰ با رویکرد رگرسیون کوانتایل^۳ خواهد بود. بنابراین سوال اصلی این تحقیق به صورت زیر بیان می‌شود:

آیا اثرات عوامل موثر بر درآمدهای مالیاتی در ایران نامتقارن هستند؟

۲- بررسی روند درآمدهای مالیاتی

در این بخش مروی بر درآمدهای مالیاتی دولت خواهد شد. در نمودار^۱ روند درآمد مالیاتی به درآمدهای دولت ارائه شده است.

³ Quantile Regression

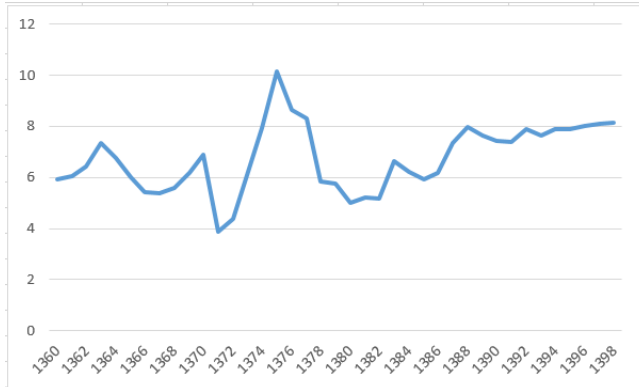


نمودار ۱. روند درآمد مالیاتی به درآمدهای دولت
 مأخذ: محاسبات پژوهش

Figure1. The trend of tax revenue to government revenues

Source: Research calculations

روند درآمدهای مالیاتی به کل درآمدهای دولت نشان می‌دهد که به طور متوسط نسبت درآمدهای مالیاتی در درآمدهای دولت حدود ۳۵/۵ درصد بوده است. با توجه به تحریم‌های نفتی و کاهش درآمدهای نفتی، تکیه بر درآمدهای نفتی به عنوان جایگزینی برای درآمدهای دولت در چند سال اخیر مشهود است. بالاترین نسبت درآمد مالیاتی به درآمدهای دولت نیز مربوط به سال ۱۳۶۵ با حدود ۶۰ درصد بوده است. در نمودار ۲ نسبت درآمد مالیاتی به GDP ارائه شده است.



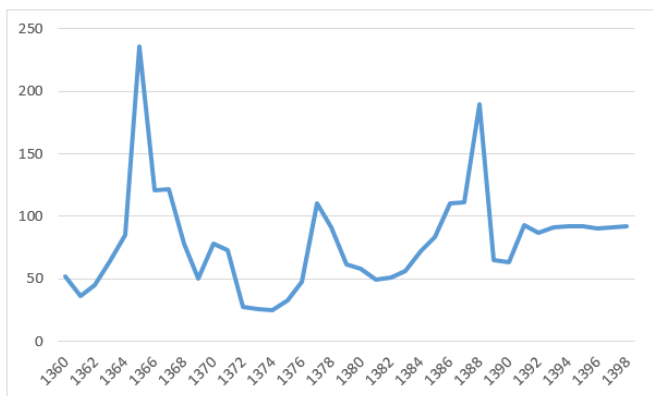
نمودار ۲. نسبت درآمد مالیاتی به GDP

مأخذ: محاسبات پژوهش

Figure2. Ratio of tax revenue to GDP

Source: Research calculations

روند نسبت درآمدهای مالیاتی به صورت درصدی از GDP نشان می‌دهد که میانگین درآمد مالیاتی به صورت درصدی از GDP در دوره ۱۳۶۸ تا ۱۳۹۸ در حدود $6/74$ درصد بوده است. طی ۵ سال اخیر، با افزایش درآمدها و پایه‌های مالیاتی، نقش مالیات در اقتصاد ایران رشد کرده است و به حدود ۸ درصد نزدیک شده است. افزایش تحقق درآمدهای مالیاتی در چند سال اخیر به دلیل کاهش درآمدهای نفتی نیز در این زمینه بسیار موثر بوده است. در نمودار ۳ نیز روند درآمدهای مالیاتی نسبت به درآمدهای نفتی ارائه شده است.



نمودار ۳. نسبت درآمدهای مالیاتی به درآمدهای نفتی

مأخذ: محاسبات پژوهش

Figure 3. The ratio of tax revenues to oil revenues

Source: Research calculations

نمودار ۳ نسبت درآمدهای مالیاتی به درآمدهای نفتی را نشان می‌دهد. به طور متوسط، نسبت درآمدهای مالیاتی نسبت به درآمدهای نفتی در حدود ۷۹/۱ درصد بوده است که طی ۵ سال اخیر براساس پیش‌بینی‌ها این مقدار به حدود ۹۰ تا ۹۲ درصد نزدیک شده است که عمدتاً، در نتیجه کاهش درآمدهای نفتی و به تبع آن افزایش درآمدهای مالیاتی بوده است.

۳- مبانی نظری و پیشینه تحقیق

در ابتدا مبانی نظری تاثیرگذاری متغیرهای مستقل بر متغیر وابسته ارائه خواهد شد و در ادامه نیز مطالعات تجربی داخلی و خارجی مرور خواهد شد.

عملکرد مالیاتی^۴ با درجه وصول مالیات تعیین می‌شود. مطالعات زیادی به بررسی عوامل موثر بر درآمدهای مالیاتی پرداخته‌اند (Attila et al., 2011; Oz Yalama & Gumus, 2013; Sapiei et al., 2014).

⁴ Tax Performance



مالیات عمومی ممکن است با کل درآمدهای مالیاتی جمع‌آوری شده یا نسبت آن به GDP سنجیده شود. در کشورهایی که دارای مواهب معدنی و نفتی مهم هستند، درآمدهای غیرمالیاتی بسیار مهم هستند و ترجیح داده می‌شود که به جای درآمدهای مالیاتی، بر کل درآمدهای عمومی تمرکز شود (Brun, Chambas, & Laurent, 2007). مجموعه‌ای از عوامل ساختاری و چرخه‌ای بر سطح درآمدهای مالیاتی جمع‌آوری شده تأثیر می‌گذارد. حجمی درآمد ملی که یک کشور فقیر می‌تواند بدون ایجاد تنش‌های اجتماعی غیرقابل تحمل، به مالیات برای تامین نیازهای جمعی تبدیل کند، بسیار کم‌تر از یک کشور ثروتمند است. سطح درآمد سرانه که تقریبی از درجه توسعه اقتصادی یک کشور در نظر گرفته می‌شود، با درآمدهای مالیاتی همبستگی مثبت دارد (Pessino & Fenochietto, 2010). در واقع، می‌توان فرض کرد که هر چه سطح توسعه یک کشور بالاتر باشد، ظرفیت آن برای افزایش منابع مالیاتی نیز بیشتر است (Uhlig & Braun, 2006). ترکیب اجزای GDP نیز می‌تواند اثرات مختلفی بر سطح درآمدهای مالیاتی داشته باشند. اخذ مالیات از بخش‌های خاص از اقتصاد تا حد زیادی آسان‌تر است. به‌عنوان مثال، مالیات گرفتن از بخش کشاورزی ممکن است سخت باشد، به ویژه در صورتی که این بخش تحت تسلط تعداد زیادی کشاورز فقیر باشد که کار سخت‌تر خواهد شد. از سمت دیگر نیز، بخش‌هایی مانند صنعت که تحت تسلط تعداد کمتری شرکت‌های صنعتی بزرگ است، می‌توانند مشمول مازاد مالیات باشند.

کالدور^۵ (۱۹۶۳) استدلال کرد که کشورهای فقیر نمی‌توانند به طور کامل برنامه‌های توسعه خود را تنها با اتکا به منابع خود تامین کنند. بنابراین، کشورهای ثروتمند باید با حمایت مالی از این برنامه‌ها به این کشورها کمک کنند (Kaldor, 1963). کالدور (۱۹۶۳) بیان می‌کند که این کمک تنها زمانی می‌تواند مؤثر واقع شود که مکمل تلاش کشورهای فقیر باشد نه جایگزین آن‌ها. در این راستا، او استدلال کرد که جریان بیشتر کمک‌ها، دولت را تشویق می‌کند تا تلاش مالیاتی کم‌تری انجام دهد. با این حال، هزینه‌های مرتبط با کمک، می‌تواند اثر معکوس داشته باشد و دولت‌ها را به تشدید تلاش‌های مالیاتی خود سوق دهد. علاوه بر این، تأثیر منفی کمک‌ها بر درآمدهای دولت ممکن است بسته به کیفیت

⁵ Kaldor

مؤسسات، تشدید یا کاهش یابد. کشوری با نهادهای اولیه ضعیف، انگیزه قوی‌تری برای کاهش تلاش مالیاتی خود در پاسخ به افزایش کمک‌ها خواهد داشت (Azam, Devarajan, & O'Connell, 1999). ماهیت گسترده یا محدود کننده سیاست‌های پولی و مالی نیز می‌تواند بر جمع‌آوری درآمدهای مالیاتی تأثیر بگذارد (Brun et al., 2007). سیاست مالی اجرا شده در گذشته مستقیماً بر تعیین بار مالیاتی معاصر تأثیر می‌گذارد. در واقع، کسری بودجه گذشته به خدمات بدهی بالا برای تامین مالی تبدیل می‌شود. این کار دولت را وادار می‌کند تا با توجه به ماهیت اجباری خدمات بدهی، بار مالیاتی را افزایش دهد. به طور مشابه، یک کسری اولیه قابل توجه در سال‌های گذشته امکان پیش‌بینی افزایش بار بدهی‌های آینده را فراهم می‌کند؛ بنابراین، این کار دولت را تشویق می‌کند تا تلاش مالیاتی بیشتری انجام دهد (Garg, Goyal, & Pal, 2017).

رابطه بین مخارج دولت و درآمد مالیاتی دولت برای سیاست‌گذاری مالی و مدیریت اقتصاد کلان نیز بسیار مهم است. ماهیت و ترکیب مخارج دولت بر رشد اقتصادی و رفاه اجتماعی تأثیر می‌گذارد. بنابراین، مخارج دولت که بر تولید ناخالص داخلی تأثیر می‌گذارد، بر درآمدهای مالیاتی نیز تأثیر می‌گذارد. به بیانی دیگر مخارج دولت در بخش‌های گوناگون اقتصاد، از طریق ایجاد درآمدهای مختلف و کسب درآمدهای مالیاتی از آن‌ها، منجر به افزایش درآمدهای مالیاتی می‌شود (Aisha & Khattoon, 2009).

علاوه بر این، تأثیر سیاست‌های پولی و ارزی بر تلاش مالیاتی نیز غیرمستقیم است. سیاست پولی انبساطی تمایل به افزایش نرخ تورم دارد. این اثر مانعی برای تخصیص منابع مالیاتی است، زیرا بین تاریخ تحمیل و تاریخ اخذ مالیات توسط دولت فاصله وجود دارد. در نتیجه ارزش واقعی درآمدهای مالیاتی جمع‌آوری شده توسط تورم، کاهش می‌یابد که به اثر کینز-لیویرا-تانزی^۶ مشهور است. کیفیت مؤسسات (ادارات مالیاتی و گمرکی) نیز به طور مستقیم بر میزان درآمدهای مالیاتی موثر است. سایر ویژگی‌های ساختار نهادی یک کشور (عدالت، مؤسسات مالی، ویژگی‌های تجاری) بر درآمدهای مالیاتی تأثیر می‌گذارد (Brun et al., 2007). از مهم‌ترین عوامل موثر بر درآمد مالیاتی و به ویژه در کشورهای دارای منابع طبیعی گسترده، نرخ ارز است. مطالعات نظری و تجربی در کشورهای در حال

⁶ Keynes-Oliveira-Tanzi Effect



توسعه، ارتباط منفی بین درآمدهای مالیاتی و نرخ ارز رسمی را نشان داده است. نرخ ارز و نوسانات آن سبب ایجاد نااطمینانی در فعالیت‌های اقتصادی و در نتیجه کاهش سرمایه-گذاری یا تعویق آن در اقتصاد می‌شود.

یک ادبیات تجربی گسترده، همبستگی بین جمع‌آوری درآمد مالیاتی و طیف وسیعی از شاخص‌های توسعه‌ای، ساختاری و نهادی را نشان داده است. نتایج به طور قابل توجهی از یک مطالعه به مطالعه دیگر بسته به روش‌های برآورد و مشخصات اتخاذ شده متفاوت است. لانگفورد و اوهلنبرگ (۲۰۱۵) ظرفیت مالیاتی و تلاش مالیاتی را با استفاده از یک مدل تحلیل مرزی تصادفی که شامل ۲۶ پیش‌بینی‌کننده برآورد کردند که تأثیر آنها هرگز در ادبیات ظرفیت مالیاتی آزمایش نشده است. نمونه مورد مطالعه از ۸۵ کشور غیرنفتی از منابع طبیعی برای دوره ۱۹۸۵-۲۰۱۰ تشکیل شده است. نتایج تحقیق نشان می‌دهد که فساد، حاکمیت قانون و سطح دموکراسی نقش بسزایی در تعیین ظرفیت مالیاتی دارد. سطح درآمد مالیاتی جمع‌آوری شده توسط کشورهای کم درآمد و با درآمد متوسط پایین به طور متوسط بین ۵۰ تا ۶۰ درصد از پتانسیل آنها متفاوت است. در زمینه تجارت خارجی نیز تا حد زیادی ادبیات بر ارتباط مثبت بین تجارت خارجی و درآمد مالیاتی تأکید دارد (Langford & Ohlenburg, 2015). گرن و کارنی (۲۰۰۴) در این زمینه استدلال می‌کند که اگر آزادسازی تجاری از طریق تعرفه‌بندی سهمیه‌ها، کاهش اوج تعرفه، حذف معافیت‌ها و بهبود آداب و رسوم باشد، تا حد زیادی می‌تواند با افزایش درآمد مالیاتی همراه باشد. اثر سطح عمومی قیمت‌ها نیز به اشکل مختلفی بر درآمدهای مالیاتی تأثیرگذار است (Grant & Karni, 2004). از جمله نظریات مشهور در این زمینه، فرضیه تانزی^۷ (۱۹۹۲) است (Tanzi, 1992). طبق این رویکرد، رشد سطح عمومی قیمت‌ها (تورم) به دلیل کاهش قدرت خرید افراد و شرکت‌ها، درآمدهای مالیاتی را به تأخیر خواهد انداخت و اثر منفی بر درآمد مالیاتی خواهد داشت. در کشورهای صادرکننده نفت مانند ایران، درآمد نفتی یک فاکتور بسیار مهم در زمینه درآمد مالیاتی است. نقش پر رنگ نفت در بودجه عمومی، مدیریت، تنظیم و تخصیص منابع عمومی را با چالش‌های گسترده مواجه می‌کند. حاصل این بی‌ثباتی، شوک‌های پیش‌بینی نشده در مخارج دولتی و کسری‌های غیر نفتی است که

⁷ Tanzi

به سبب نوسانات و جهش‌های بزرگ در نرخ ارز می‌شود. جهش در نرخ ارز و نوسانات گسترده آن سبب افزایش ریسک فعالیت‌های اقتصادی و کاهش سرمایه‌گذاری داخلی و خارجی می‌شود. از سوی دیگر با وجود درآمد مالیاتی، دولت‌ها کم‌تر در صدد کسب درآمد از منابع مالیاتی هستند. زیرا افزایش مالیات‌ها می‌تواند در انتخاب‌ها بر انتخاب مجدد تاثیر منفی داشته باشد. مخارج دولتی نیز یکی دیگر از فاکتورهای است که برخی نظریات به اثرات آن بر درآمدهای مالیاتی اشاره کرده اند. به عنوان مثال لی (۲۰۰۱) به تأثیرات مثبت این دو متغیر بر یکدیگر اشاره نموده اند (Li, 2001).

یک متغیر بسیار مهم و تاثیرگذار بر درآمدهای مالیاتی دولت، اقتصاد زیرزمینی است. اختلاف زیاد بین ظرفیت مالیاتی و مالیات وصولی و بدتر شدن وضع توزیع درآمد در سال‌های اخیر همگی نشانه‌هایی از این است که حساب‌های ملی ایران نمی‌تواند واقعیت‌های اقتصادی را به طور کامل گزارش کنند. یکی از دلایل این امر گزارش نشدن برخی از فعالیت‌های اقتصادی در ایران و مشکلات موجود در اندازه‌گیری این‌گونه فعالیت‌ها است. اقتصاد زیرزمینی سبب پنهان ماندن بخش بزرگی از فعالیت‌های اقتصادی و به تبع آن کاهش درآمدهای مالیاتی دولت می‌شود. اقتصاد زیرزمینی عمدتاً به‌منظور اجتناب از پرداخت مالیات انجام می‌شود. قاچاق محصولات قانونی، واردات یا صادرات محصولات است که دولت در هنگام تنظیم بودجه سالانه خود درآمدهای مالیاتی و عوارض دریافتی خود را بر اساس آن‌ها برآورد می‌کند. از نظر قانونی، با پرداخت مالیات یا عوارض رسمی می‌توان به‌تجارت این محصولات پرداخت. اما قاچاقچیان با امتناع از پرداخت مالیات و حقوق گمرکی، به قاچاق این کالاها مبادرت می‌ورزند و دولت را از بخش مهمی از درآمدهای قانونی خود محروم می‌کنند. بنابراین انتظار می‌رود رابطه‌ای غیر مستقیم بین اندازه اقتصاد زیرزمینی و حجم درآمدهای مالیاتی وجود داشته باشد (Pessino & Fenochietto, 2010). همچنین بهبود کیفیت نهادها هم در کوتاه مدت و هم در بلند مدت عاملی در جهت ممانعت از رشد اقتصاد زیرزمینی و فرار مالیاتی می‌باشد (Rezagholizadeh & Alami, 2023). همچنین تجارت خارجی از اصلی‌ترین بخش‌های موثر بر درآمدهای مالیاتی است. مالیات بر تجارت خارجی (واردات و صادرات) از مهم‌ترین بخش‌هایی است که دولت‌ها از طریق آن هم برای افزایش درآمدهای مالیاتی و هم حمایت از برخی محصولات خاص یا محدودیت واردات برخی کالاهای وضع می‌کنند. انتظار می‌رود با افزایش حجم

تجارت بین‌الملل، به تبع آنف درآمدهای مالیاتی تیز افزایش یابد (Chang, Liu, & Caudill, 2002).

۳-۱- مطالعات تجربی داخلی

نظری و دادگر (۱۳۹۲) در پژوهشی تاثیر درآمدهای نفتی را بر درآمدهای مالیاتی در ایران بررسی کردند و یک الگوی اقتصادی با متغیرهای تولید ناخالص داخلی بدون نفت، درآمدهای نفتی و درآمدهای مالیاتی ارایه کردند که به کمک الگوی خودرگرسیون برداری روابط بین متغیرها مورد بررسی قرار گرفته است. نتایج نشان داد که تاثیر درآمدهای نفتی و تولید ناخالص داخلی بدون نفت بر درآمدهای مالیاتی مثبت و معنی‌دار است. با استفاده از تحلیل شوک‌ها و تجزیه واریانس مشخص شد که بیشترین اثر بر متغیر درآمدهای مالیاتی از سوی متغیر تولید ناخالص داخلی بدون نفت است (Dadgar, Nazari, & SiamiEraghi, 2013).

مداح و سمیعی (۱۳۹۶)، اثر شوک‌های مالی و پولی بر عملکرد سیستم مالیاتی ایران در راستای تعیین نرخ‌های بهینه مالیات بر مصرف و مالیات بر حقوق و دستمزد به کمک مدل تعادل عمومی با استفاده از الگوریتم ژنتیک پرداخته‌اند. نتایج نشان می‌دهد که با وجود رانت‌جویی در درآمدهای مالیاتی دولت، مالیات بر مصرف بیش از سطح بهینه است و در مقابل، مالیات بر حقوق و دستمزد بسیار کم‌تر از سطح بهینه عمل می‌کند. این یافته‌ها بیان‌گر آن است که امکان رانت در مالیات بر حقوق و دستمزد نسبت به مالیات بر مصرف به دلیل پیچیدگی‌های اجرا و وصول آن بیشتر است (Maddah et al., 2016).

صامتی (۱۳۹۴)، نرخ‌های بهینه مالیات را با استفاده از مدل رمزی در دنیای چند نفره و تابع رفاه اجتماعی ساموئلسون برگسون محاسبه کرده و تابع رفاه اجتماعی را با توجه به یک مقدار درآمد مالیاتی مشخص برای دولت با استفاده از روش لاگرانژ حداکثر نموده‌اند. نتایج نشان می‌دهد که در نرخ‌گریز از نابرابری اجتماعی صفر که فقط هدف کارایی مالیات‌های غیرمستقیم موردنظر است، نرخ‌های بهینه مالیات تقریباً به یکدیگر نزدیک‌اند و با افزایش این نرخ که جنبه عدالت اجتماعی، بیشتر از جنبه کارایی مورد توجه قرار می‌گیرد، نرخ‌های بهینه مالیات از یکدیگر فاصله می‌گیرند و حتی بعضی از گروه‌ها کالاها مستحق دریافت یارانه می‌شوند (Sameti, Amiri, & Izadi, 2016).

تمیزی (۱۳۹۷)، به بررسی عوامل تعیین کننده درآمدهای مالیاتی در ایران به کمک مدل بیزی و داده‌های مربوط به سال‌های ۱۳۵۰ تا ۱۳۹۵ نتیجه می‌گیرند که متغیرهای نرخ سواد، رشد تولید ناخالص داخلی، رشد جمعیت، ارزش افزوده بخش صنعت و مخارج دولت اثر مثبت و نرخ ارز، ضریب جینی، ارزش افزوده بخش کشاورزی و درآمدها و ارزش افزوده بخش نفت اثر منفی بر درآمدهای مالیاتی دولت دارند (Tamizi, 2018).

ملکی و همکاران (۱۳۹۹) در مطالعه‌ای به بررسی و ارزیابی عوامل مؤثر بر درآمدهای مالیاتی در اقتصاد ایران با رویکرد مدل‌های میانگین‌گیری پویا طی دوره زمانی ۱۳۵۰-۱۳۹۶ پرداختند. نتایج این مطالعه نشان داد که متغیرهای باز بودن اقتصاد، رشد بودجه عمرانی، تورم، میانگین نرخ مالیاتی و رشد درآمدهای حقیقی به ترتیب مهم‌ترین متغیرهای مؤثر بر رشد مالیات‌های مستقیم بوده است (Mosavi Jahromi, Mehrara, & Totonchi, 2020).

۲-۳- مطالعات تجربی خارجی

ریز لویا و بلانکو (۲۰۰۸) برای اندازه‌گیری اهمیت درآمدهای نفتی در کل درآمدهای دولت مکزیک تأثیر درآمدهای نفتی بر دیگر درآمدها را برآورد نموده‌اند. این محققان از داده‌های ماهیانه ۱۹۹۰ تا ۲۰۰۵ کشور مکزیک استفاده کرده‌اند. نتایج برآورد مدل‌های مختلف نشان می‌دهد که افزایش درآمدهای نفتی موجب کاهش درآمدهای مالیاتی می‌شود (Reyes-Loya & Blanco, 2008). ترابانت (۲۰۱۱) در بررسی منحنی‌های لافر آمریکا، ۱۴ کشور اتحادیه اروپا به وسیله مدل رشد نئوکلاسیک به این نتیجه رسیدند که آمریکا می‌تواند درآمدهای مالیاتی را از طریق مالیات‌های نیروی کار و مالیات بر سرمایه به ترتیب به میزان ۳۰٪ و ۶٪ افزایش دهد. همچنین رشد درون‌زا و سرمایه انسانی انباشته نتایج را تحت تأثیر قرار می‌دهد. از طرفی، همگنی خانوارها در نتایج خیلی مهم به نظر نمی‌رسند (Trabandt & Uhlig, 2011). لی و همکاران (۲۰۱۲) در پژوهش خود با استفاده از نمونه‌ای متشکل از ۱۱۰ کشور در حال توسعه در بازه زمانی ۱۹۹۴ تا ۲۰۰۹ به برآورد و مقایسه ظرفیت و تلاش مالیاتی پرداخته‌اند. در تصریح‌های متفاوتی که با استفاده از کل داده‌های نمونه و یا زیر بخش‌هایی از نمونه برآورد شده است اثر درآمد سرانه و شاخص باز بودن اقتصاد بر نسبت درآمدهای مالیاتی مثبت است و اثر سهم کشاورزی



از تولید، شاخص فساد و کیفیت بروکرسی، نرخ رشد جمعیت بر درآمدهای مالیاتی منفی تشخیص داده شده است (Le, Moreno-Dodson, & Rojchaichanthorn, 2008). کاراگز (۲۰۱۳) با توجه به کسری‌های بودجه مزمین در ترکیه اقدام به شناسایی تعیین‌کننده‌های درآمدهای مالیاتی در ترکیه نموده است. نتایج برآورد رابطه‌های هم‌جمعی در این پژوهش نشان می‌دهد که سهم بخش کشاورزی بر نسبت مالیاتی تأثیر منفی و معنی‌داری دارد در حالیکه اثر متغیرهای سهم بخش صنعت، بدهی خارجی، نرخ پولی‌سازی و شهرنشینی دارای تأثیر مثبت و معنی‌داری بر نسبت مالیاتی هستند. نتایج همچنین حاکی از بی‌معنی بودن ضریب متغیر درجه باز بودن تجارت خارجی است (Karagöz, 2013). آمگاین (۲۰۱۷)، در مقاله‌ای به برآورد سطح بهینه مالیات برای حداکثرسازی رشد در آسیا پرداخته است. به عبارتی در این تحقیق به دنبال این موضوع است که چه میزان درآمد مالیاتی در تولید ناخالص داخلی برای یک کشور برای به حداکثر رساندن سرعت رشد در آسیا مناسب است؟ برای رسیدن به پاسخ، از مدل اسکالی و مدل‌های درجه دوم برای اندازه‌بینه مالیات‌ها استفاده شده است. داده‌های مورد استفاده از اطلاعات پانل نامتوازن ۳۲ کشور آسیایی حاصل شده است. هر دو روش تأیید می‌کنند که درآمد مالیاتی حدود ۱۸ درصد از تولید ناخالص داخلی، نرخ رشد را به حداکثر می‌رساند. مهمتر از همه، یافته‌ها به وضوح نشان می‌دهد که رابطه معکوس U شکل بین مالیات و رشد وجود دارد (Amgain, 2017). ترازیبرگ (۲۰۱۷)، در تحقیق تحلیلی به پویایی ساختارهای مالیاتی اروپا طی سال‌های ۲۰۰۵ تا ۲۰۱۵ پرداخته است. بررسی‌ها نشان می‌دهد که رکود اقتصادی عمیق در سال‌های ۲۰۰۹-۲۰۱۰ و بحران بدهی‌های حاکی از آن، کشورهای اتحادیه اروپا را مجبور ساخت تا اثربخشی سیستم‌های مالیاتی خود را برای بازنگری رشد بهبود بخشند. یکی از جنبه‌های بهبود سیستم مالیاتی با تغییرات ساختار مالیاتی مرتبط است. چرا که ساختار مالیاتی تأثیر مهمی در رشد دارد. مالیات به گونه‌ای باید تعیین شود تا نه تنها برای تسهیل تجارت بین‌المللی و درآمد دولتی مناسب باشد بلکه به تولید و به رشد اقتصادی آسیب نرساند. هدف اصلی تغییر ساختار مالیات به تغییر بار مالیاتی از "کار به مصرف" منجر شده است. کشورهای عضو اتحادیه اروپا عمدتاً بار مالیات بر درآمد را کاهش و مالیات بر مصرف را افزایش داده‌اند (Trasberg, 2013). بادوی و همکاران (۲۰۱۸)، در مقاله‌ای با موضوع مالیات‌گیری بهینه ترکیبی، محدودیت‌های اعتباری و زمان‌بندی گزارش مالیات بر درآمد

اذعان می‌کنند که نیروی کار در طی سال مالیاتی درآمد خود را دریافت می‌کنند، اما در پایان سال مالیات را پرداخت می‌کنند. این خانوار برای خرید کالا از درآمد قابل تصرف استفاده می‌کنند. آن‌ها پیشنهاد می‌کنند دوره مالیات و یارانه در طول سال مالیاتی برای پیاده‌سازی اهداف مالیاتی باید منطبق گردد (Boadway & Pestieau, 2018). ایشاک و فرزنانگان (۲۰۲۰) در مطالعه‌ای به بررسی تاثیر رانت نفتی و اقتصاد سایه بر درآمدهای مالیاتی در ۱۲۴ کشور دنیا با رویکرد پانل دیتا طی دوره زمانی ۲۰۱۵-۱۹۹۱ پرداختند. نتایج این مطالعه نشان داد که شوک‌های منفی درآمدهای نفتی اثر منفی بر درآمدهای مالیاتی در کشورهای مورد مطالعه داشته است. براساس سایر نتایج این مطالعه، اقتصاد سایه اثر منفی و معنی‌داری بر درآمدهای مالیاتی داشته است (Ishak & Farzanegan, 2020). ندورکیمپیا (۲۰۲۱) در مطالعه‌ای به بررسی اصلاحات مالیاتی، درگیری‌های داخلی و عملکرد درآمد مالیاتی در بوروندی با رویکرد ARDL طی دوره زمانی ۲۰۱۸-۱۹۹۰ پرداخت. نتایج این مطالعه نشان داد که درآمد مالیاتی، مالیات بر تجارت و مالیات بر درآمد، با درگیری‌های مدنی مرتبط نیستند. با این حال، مالیات بر کالاها و خدمات به طور منفی با درگیری‌های داخلی مرتبط است. همچنین نتایج نشان داد که درآمد مالیاتی با اصلاحات مالیاتی ارتباط معنی‌داری ندارد. دلایل عدم ارتباط عملکرد درآمدهای مالیاتی با اصلاحات مالیاتی طبق نتایج این مطالعه شامل شیوع فساد مالی، اثرات منفی درگیری‌ها بر اقتصاد، معافیت‌های مالیاتی نادرست و عدم تمرکز بر گسترش پایه مالیاتی بوده است (Ndoricimpa, 2021).

۴- مدل و روش تجزیه و تحلیل داده‌ها

در این مقاله برای تجزیه و تحلیل مدل از رگرسیون کوانتایل استفاده خواهد شد. رگرسیون کوانتایل به تدریج به عنوان یک رویکردی جامع برای تجزیه و تحلیل آماری مدل‌های خطی در حال گسترش است. مقالات زیادی توسط نویسندگان مطرح، در زمینه کاربردهای رگرسیون کوانتایل منتشر شده است (Buchinsky, 1998; Cole & Green, 1992; Koenker, 2013; Koenker & Machado, 1999; Royston & Altman, 1994). دلایل زیادی برای استفاده از روش کوانتایل وجود دارد. از جمله مهم‌ترین مزایای این روش این است که دیدی دقیق و کامل به متغیر پاسخ دارد. به بیانی دیگر رویکرد کوانتایل مدلی ارائه می‌کند که امکان دخالت متغیرهای موثر بر متغیر وابسته را نه تنها در مرکز ثقل



داده‌ها، بلکه در تمامی قسمت‌های توزیع و از جمله در دنباله‌های ابتدایی و انتهایی آن فراهم کند. رگرسیون OLS میانگین شرطی متغیر وابسته را به عنوان تابعی از یک یا چند متغیر مستقل برآورد خواهد کرد؛ در حالی که رگرسیون چندکی شرح کامل‌تری از رابطه بین متغیرهای وابسته و مستقل ارائه می‌دهد؛ به عبارتی دیگر، رگرسیون OLS، یک زیر مجموعه از رگرسیون کوانتایل است که بر میانگین متمرکز است. برخلاف رگرسیون OLS، رگرسیون کوانتایل، یک روش نیمه پارامتریک است. رگرسیون کوانتایل تحلیلی اساسی از دانش آمار و روش مهم آمار کاربردی در مطالعه کلیه پدیده‌های اقتصادی و اجتماعی است. جهت ارائه تعریف دقیق از مدل رگرسیون کوانتایل $\theta \in (0,1)$ ، ابتدا حالت ساده زیر در نظر گرفته می‌شود. با شرط $e_i \sim F(0)$ (تابع F به یک توزیع دلخواه اشاره دارد)، هدف یافتن مدلی است که مثلاً رابطه چندک اول (و نه میانگین) توزیع Y را با متغیر X نشان دهد. در این صورت مدل برای چندک $\theta \in (0,1)$ ام متغیر Y که با $Q_\theta(Y | X_i)$ نشان داده می‌شود، عبارت است از:

$$Q_\theta(Y | X_i) = a + bX_i + F^{-1}(\theta) \quad (1)$$

تابع فوق به ازای $\theta \in (0, 1)$ های مختلف دسته‌ای از خطوط موازی را به دست خواهد داد که دارای عرض از مبدهای متفاوتی هستند. تعریف کلی رگرسیون کوانتایل به صورت زیر است:

$$Y_i = Xb_\theta + e_{\theta i} \\ Q_\theta(Y | X_i) = X_i b_\theta \quad (2)$$

$$i = 1, \dots, n$$

که در آن $X_i = (1, X_{i1}, \dots, X_{ik})$ و $b_i = (b_0, b_{i1}, \dots, b_{ik})$ به ترتیب برداری از مقادیر معلوم و پارامترهای نامعلوم بوده و $e_{\theta i}$ یک متغیر تصادفی مشاهده نشده است. همچنین $Q(Y | X_i)$ نمایان‌گر چندک شرطی $\theta \in (0, 1)$ ام توزیع Y است، بنابراین $Q_\theta(e_\theta | X_i) = 0$ است، با این تفاسیر مدل فوق یک مدل رگرسیون چندک θ ام نامیده می‌شود (کوینکر و ماچادو، ۱۹۹۹).

بیرد و همکاران (۲۰۰۸) بیان می‌کنند که رفتار مالیاتی همواره از یک الگوی متقارن پیروی نمی‌کند. به بیانی دیگر تاثیرگذاری عوامل موثر بر درآمدهای مالیاتی ممکن است که

همواره متقارن نباشد. همچنین ممکن است در مقادیر بالا و پائین درآمدهای مالیاتی، تاثیرگذاری متغیرهای موثر بر درآمد مالیاتی کم تر یا بیشتر شود و یا حتی علامت آن متفاوت نیز باشد که بیانگر نوعی رفتار نامتقارن در رفتار عوامل موثر بر درآمدهای مالیاتی است (Bird, Martinez-Vazquez, & Torgler, 2008). این موضوع ضرورت بررسی عوامل موثر بر درآمدهای مالیاتی با رویکردهای نوین را توجیه می کند. رویکردهای مختلفی مانند روش های غیر خطی مانند مارکوف سویچینگ، NARDL و رویکردهای آستانه ای برای بررسی اثرات نامتقارن و غیر خطی وجود دارد اما رویکرد رگرسیون کوانتایل بر خلاف رگرسیون OLS از کمینه کردن مجموع قدر مطلق باقیمانده های موزون جهت تخمین پارامترهای مدل استفاده می کند. این رویکرد به می نیم قدر مطلق انحرافات مشهور است. با توجه به اینکه رگرسیون کوانتایل قابلیت ایجاد مدل برای هر نوع چندک را دارد، نسبت به بسیاری از محدودیت های مفروضات رگرسیون معمولی مانند ناهمسانی واریانس و تاثیرگذاری داده های پرت در تخمین ضرایب، مقاومت بیشتری دارد. به بیانی دیگر رگرسیون کوانتایل نسبت به سایر روش ها این مزیت را دارد که نسبت به داده های پرت و ناهمسانی واریانس بسیار مقاوم است که روش های دیگر این ویژگی ها را ندارند. در مجموع این روش یکی از ابزارهای آماری پرکاربرد است، زیرا روشی آسان برای تعیین رابطه بین متغیرها در اختیار پژوهشگران قرار می دهد. رگرسیون کوانتایل در تحلیل رگرسیون، سه هدف اصلی را دنبال می کند که شامل توصیف، کنترل و پیش بینی است (Koenker, 2013). با توجه مطالعات

تجربی و نظری مدل مورد مطالعه در این پژوهش به صورت زیر تصریح شده است:

$$q\left(\frac{Tax_t}{\Omega_t}\right) = \theta_{0t} + \theta_{1t}GDPP_t + \theta_{1t}Agri_t + \theta_{1t}IND_t + \theta_{1t}SER_t + \theta_{1t}OPEN_t + \theta_{1t}Exch_t + \theta_{1t}Oil_t + \theta_{1t}UNEO_t + \theta_{1t}INF_t + \theta_{1t}GOV_t \quad (3)$$

تعریف متغیرهای تحقیق و منبع داده ها در جدول ۱ نشان داده شده است.

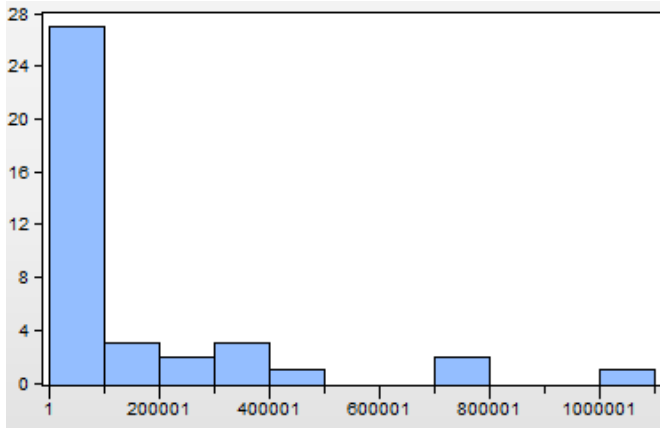
جدول ۱. تعریف متغیرها و منبع آن‌ها
مأخذ: منابع آماری

Table 1. Definition of variables and their sources

Source: Statistical sources

علامت انتظاری	نماد	تعریف	متغیر
متغیر وابسته	TAX	لگاریتم درآمدهای مالیاتی	وابسته
+	GDPP	لگاریتم تولید ناخالص داخلی سرانه	مستقل
+	IND	لگاریتم نسبت ارزش افزوده بخش صنعت در GDP ضرب در ۱۰۰	
+	Agri	لگاریتم نسبت ارزش افزوده بخش کشاورزی در GDP ضرب در ۱۰۰	
+	SER	لگاریتم نسبت ارزش افزوده بخش خدمات در GDP ضرب در ۱۰۰	
+	Open	لگاریتم نسبت تجارت خارجی به GDP ضرب در ۱۰۰	
-	Exch	لگاریتم نرخ ارز	
+	Oil	لگاریتم درآمدهای نفتی	
-	UNEO	لگاریتم حجم اقتصاد زیرزمینی به صورت درصدی از GDP ضرب در ۱۰۰	
- / +	Inf	نرخ تورم	
+	GOV	مخارج عمومی دولت به صورت درصدی از GDP ضرب در ۱۰۰	

با توجه به این که برآورد رگرسیون کوانتایل در کوانتایل‌های مختلف متغیر وابسته صورت می‌پذیرد که در چندک‌های مختلفی بسته به نظر محقق انجام می‌شود، در این روش نیازی به بررسی آزمون ایستایی نیست (Koenker & Machado, 2013; Koenker, 1999). یکی از دلایل استفاده از رویکرد کوانتایل، چوله بودن متغیر وابسته است، لذا پیش از ورود به مدل، توزیع متغیر درآمد مالیاتی در اینجا ترسیم شده است:



نمودار ۴. توزیع متغیر درآمدهای مالیاتی
مأخذ: محاسبات پژوهش

Figure 4. Variable distribution of tax revenues

Source: Research calculations

همان‌طور که نمودار ۴ نشان می‌دهد، توزیع متغیره درآمد مالیاتی چوله بوده است و داده‌های حول میانگین به خوبی متمرکز نشده‌اند.

پیش از ورود به برآورد مدل، حجم اقتصاد زیرزمینی با استفاده از روش MIMIC برآورد خواهد شد تا داده‌های مربوط به آن وارد مدل تحقیق شود؛ زیرا اقتصاد زیرزمینی یک متغیر پنهان است که در آمارهای رسمی ثبت نمی‌شود و آماری به صورت سری زمانی در مورد آن وجود ندارد. مدل‌سازی معادلات ساختاری^۸ ارتباط بین متغیرهای پنهان را با متغیرهای مشاهده شده و علل مشاهده شده که به روش MIMIC مشهور است را نشان می‌دهد. مدل MIMIC، کاربردی گسترده در برآورد متغیرهای پنهان دارد. در اقتصاد، یکی از اولین تحقیقات در زمینه کاربرد روش SEM توسط گلدبرگر^۹ در سال ۱۹۷۹ انجام شده است. شکل مدل MIMIC به صورت زیر است. مدل MIMIC دارای دو بخش اصلی است.

^۸ Structural Equation Model

^۹ Goldberger

بخش اول معادله ساختاری و بخش دوم معادله اندازه‌گیری است. بخش ساختاری با یک مجموعه از شاخص‌های قابل مشاهده متناظر است:

$$Y_i = \lambda_i \eta + u_i \quad (4)$$

در معادله فوق، Y بیان‌گر شاخص‌های قابل مشاهده اقتصاد زیرزمینی است. η متغیر پنهان، u_i ها خطاهای تصادفی و پارامترهای ساختاری مدل اندازه‌گیری هستند. بخش اندازه‌گیری نیز به صورت زیر است:

$$\eta = \gamma_1 x_1 + \gamma_2 x_2 + \dots + \gamma_p x_p + v \quad (5)$$

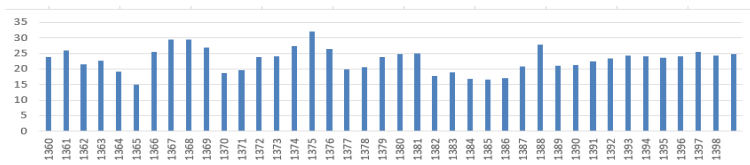
که در آن x_p نشانگر یک مجموعه از متغیرهای علی قابل مشاهده است (Almenar, Sánchez, & Sapena, 2020). در این معادلات فرض می‌شود که بین جملات خطا همبستگی وجود ندارد، یعنی:

$$E(uv) = 0 \quad E(v^2) = \sigma^2 \quad E(u'u) = \Theta^2 \quad (6)$$

همچنین، می‌توان با تعریف $\Pi = Y\lambda$ و $W = \lambda V + U$ ، رابطه کلی را به صورت زیر بازنویسی کرد. در این صورت، می‌توان شکل کاهش یافته مدل MIMIC را به دست آورد^{۱۰}.

$$Y = \Pi X + v \quad (7)$$

برآورد مدل در این روش با استفاده از نرم‌افزار لیزرل صورت می‌پذیرد. با توجه جزئیات زیاد این روش، صرفاً نتایج برآورد نهایی اقتصاد زیرزمینی به صورت درصدی از GDP در نمودار ۵ نشان داده شده است.



نمودار ۵. روند اقتصاد زیرزمینی در ایران به صورت درصدی از GDP

مأخذ: محاسبات پژوهش با نرم افزار لیزرل

Figure 5. The trend of the underground economy in Iran as a percentage of GDP

Source: Research calculations with Lisrel software

^{۱۰} برای مطالعات بیشتر در مورد روش MIMIC می‌توانید به مطالعه (Schneider & Enste, 2000) مراجعه کنید.

نتایج برآورد حجم اقتصاد زیرزمینی به صورت خلاصه نشان می‌دهد که حجم اقتصاد زیرزمینی به صورت درصدی از GDP حدود ۱۸/۲۲ درصد از GDP رسمی بوده است. بالاترین درصد نیز در این دوره مربوط به سال ۱۳۷۴ بوده است که حدود ۳۳/۴ درصد اقتصاد رسمی بوده است. کمترین مقدار برآوردی در طی این دوره نیز در سال ۱۳۶۴ بوده که حدود ۱۵ درصد از GDP است.

در ادامه ابتدا نتایج برآورد در کوانتایل‌های مختلف ارائه خواهد شد و در ادامه نیز نتایج آزمون تقارن یا عدم تقارن ضرایب بررسی خواهد شد. نتایج برآورد کوانتایل با استفاده از نرم‌افزار ایویوز نسخه ۱۰ انجام گرفته است.

جدول ۲. نتایج برآورد رگرسیون کوانتایل (متغیر وابسته: درآمدهای مالیاتی (TAX))

مأخذ: نتایج پژوهش

Table 2. Quantile regression estimation results (dependent variable: tax revenues TAX)

Source: Result Research

Q75	Q50	Q25	متغیر / کوانتایل
*۰/۰۹۲۴	*۰/۰۹۸۷	*۰/۱۰۹۸	GDPP
**۰/۰۵۸۷	**۰/۰۶۲۳	**۰/۰۶۴۱	IND
۰/۰۰۱۶	۰/۰۰۴۷	۰/۰۰۱۴	Agri
۰/۰۱۳۰	***۰/۰۱۳۵	***۰/۰۱۵۶	SER
**۰/۰۳۸۹	**۰/۰۳۹۵	**۰/۰۴۹۸	Open
**۰/۰۱۹۳	**۰/۰۱۷۴	**۰/۰۲۴	Exch
**۰/۰۳۱	**۰/۰۳۷۴	**۰/۰۳۹۸	Oil
***۰/۰۰۸۲	***۰/۰۱۰۳	***۰/۰۰۹۸	UNEO
*۰/۰۱۸۷	۰/۰۱۸۷	۰/۰۱۲	Inf
*۰/۲۰۱	**۰/۱۹۷	**۰/۱۷۹	GOV
۰/۰۴۷۵	***۰/۰۷۴۲	***۰/۰۰۹۸	C

توجه: * معنی‌داری در سطح ۱ درصد خطا؛ ** معنی‌داری در سطح ۵ درصد خطا؛ *** معنی‌داری در سطح ۱۰ درصد خطا

Note: *Significance at the 1% error level; **Significance at the 5% error level; ***Significance at the 10% error level



نتایج برآورد مدل نشان می‌دهد که درآمد سرانه اثر مثبت و معنی‌داری بر درآمدهای مالیاتی داشته است. از آن‌جا که مدل به صورت لگاریتمی (بجز متغیر نرخ تورم) است اثر ضرایب مفهوم کشش درآمد مالیات هستند. نتایج کوانتایل‌های مختلف نیز حاوی نکات مهمی است. در کوانتایل‌های پائین درآمدهای مالیاتی، اثرات درآمد سرانه یا کشش آن، نسبت به کوانتایل‌ها بالا بر درآمد مالیاتی بیشتر بوده است. به بیانی دیگر، زمانی که درآمدهای مالیاتی دولت در سطح پائینی باشند، افزایش درآمد سرانه تاثیر بیشتری بر درآمدهای مالیاتی دارد. این نتایج نشان می‌دهند که در دوره‌ای افت درآمدهای مالیاتی، تلاش برای بهبود وضعیت اقتصادی و بهبود فضای کسب و کار از طرف دولت، ضمن ایجاد اشتغال و گسترش تولید، درآمدهای مالیاتی دولت را نیز افزایش می‌دهد. برای ارزش افزوده بخش صنعت نیز نتایج مشابه به دست آمده است. در کوانتایل‌های پائین درآمدهای مالیاتی، اثرات ارزش افزوده بخش صنعت بر درآمد مالیاتی بیشتر از کوانتایل‌های بالا بوده است. افزایش ارزش افزوده بخش صنعت از طریق گسترش تولیدات بخش صنعت، منجر به افزایش صادرات کالاهای صنعتی و به تبع آن افزایش درآمدهای مالی ناشی از آن می‌شود. از سوی دیگر ارزش افزوده بخش خدمات در مقادیر بالای درآمد مالیاتی معنی‌دار نبوده است و تنها در درآمدهای مالیاتی پائین اثرات آن در سطح ۹۰ درصد اطمینان معنی‌دار شده است. همچنین اثر ارزش افزوده بخش کشاورزی بر درآمد مالیاتی معنی‌دار نبوده است. اثر تجارت خارجی بر درآمد مالیاتی نیز مثبت و معنی‌دار بوده است. رشد تجارت خارجی و دریافت مالیات بر وارد و صادرات سبب افزایش درآمد مالیاتی می‌شود. این اثر در مقادیر پائین درآمد مالیاتی نسبت به مقادیر بالای درآمد مالیاتی بیشتر بوده است. بخش تجاری یکی از مهم‌ترین بخش‌هایی است که سبب افزایش درآمدهای مالیاتی دولت می‌شود.

دولت‌ها با وضع مالیات بر صادرات و واردات کالاهای مختلف در نرخ‌های مختلف، درآمد مالیاتی هنگفتی کسب می‌کنند. اثر درآمدهای نفتی بر درآمدهای مالیاتی نیز منفی بوده است. همان‌طور که در بخش ادبیات تحقیق اشاره شد، در کشورهای نفتی عمدتاً به جای تلاش برای حداکثر کردن درآمدهای مالیاتی، در صدد حداکثر کردن کل درآمدهای دولت هستند. افزایش درآمدهای نفتی عمدتاً از طریق افزایش تورم و تلاطمات نرخ ارز، نااطمینانی در اقتصاد را گسترش می‌دهد که منجر به کاهش سطح عمومی فعالیت‌های اقتصادی و سرمایه‌گذاری‌های جدید می‌شود. این اثر به ویژه در کوانتایل‌های پائین درآمدهای مالیاتی

قوی تر است. اثر اقتصاد زیرزمینی بر درآمدهای مالیاتی نیز منفی و معنی دار بوده است. این اثر به ویژه زمانی که درآمدهای مالیاتی بیشتر است، قوی تر می شود. فعالیت های اقتصاد زیرزمینی با هدف فرار از مالیات با دور زدن کنترل های مرزی انجام می شود. اقتصاد زیرزمینی سبب محرومیت دولت از بخش بزرگی از درآمدهای خود می شود و اثرات قابل توجهی بر درآمد مالیاتی داشته است. اقتصاد زیرزمینی عمدتاً به دلیل فرار مالیاتی و دور زدن کنترل های مرزی انجام می شود. افزایش حجم اقتصاد زیرزمینی منجر به کاهش کاهش مالیات بر واردات و به تبع آن کاهش درآمدهای مالیاتی دولت می شود. اثرات نرخ تورم بر درآمدهای مالیاتی نیز تنها در کوانتایل های بالای درآمد مالیاتی معنی دار بوده است. در نهایت اثر مخارج دولت بر درآمدهای مالیاتی نیز مثبت و معنی دار بوده است. این اثر در درآمدهای بالای مالیاتی نسبت به درآمدهای پائین مالیاتی اثری قوی تر داشته است. افزایش مخارج دولت در بخش های مختلف می تواند اثرات مثبتی بر حجم تولید و همچنین افزایش اشتغال شود. این موضوع از طریق مالیات بر درآمد ناشی تولید و مالیات بر درآمد مشاغل منجر به افزایش سطح درآمدهای مالیاتی دولت می شود. در ادامه فرآیند روش کوانتایل، در مرحله بعد پس از برآورد اثرات، باید متقارن با نامتقارن بودن اثرات بررسی شود. نیوی و پاول (۱۹۸۷) آزمونیه ارائه کردند که با استفاده از آن می توان تقارن یا عدم تقارن ضرایب برآوردی را در کوانتایل های مختلف می توان بررسی کرد (Newey & Powell, 1987). در ادامه نتایج برآورد تقارن یا عدم تقارن نتایج در جدول ۳ نشان داده شده است.

جدول ۳. نتایج تقارن یا عدم تقارن ضرایب مدل چندک
مأخذ: نتایج پژوهش

Table 3. Results of symmetry or asymmetry of the coefficients of the quantile model
Source: Result Research

مقدار احتمال	مقدار احتمال	متغیرهای مستقل/ کوانتایل های مورد بررسی
۰/۴۰-۰/۶۰	۰/۲۰-۰/۸۰	GDPP
۰/۰۰	۰/۰۰	IND
۰/۰۰	۰/۰۰۵	Agri
۰/۶۵۴	۰/۵۳۲	

۰/۱۴۶	۰/۱۱۶	SER
۰/۲۰۷	۰/۱۹۴	Open
۰/۰۱۱	۰/۰۱۸	Exch
۰/۰۰	۰/۰۰	Oil
۰/۴۳۵	۰/۴۹۸	UNEO
۰/۷۱۳	۰/۶۴۷	Inf
۰/۲۸۶	۰/۲۳۸	GOV

فرضیه صفر این آزمون تقارن ضرایب برآوردی است. رد فرضیه صفر شواهدی مبنی بر نامتقارن بودن اثرات را نشان خواهد داد. با توجه به نتایج جدول ۳، فرضیه صفر آزمون برای متغیرهای GDP سرانه، ارزش افزوده بخش صنعت، نرخ ارز و درآمدهای نفتی رد شده است. به عبارتی دیگر اثرات این ۴ متغیر بر درآمدهای مالیاتی نامتقارن بوده است. سایر متغیرهای تحقیق اثرات متقارنی بر درآمدهای مالیاتی داشته‌اند.

۵- جمع‌بندی و پیشنهادات

مالیات یکی از جنبه‌های حیاتی اقتصاد مدرن است، زیرا دولت هر کشور تلاش می‌کند تا جمع‌آوری درآمد مالیاتی را برای تأمین مالی نیازهای هزینه‌های خود به حداکثر برساند. مالیات همچنین با رشد اقتصادی، عدالت در توزیع و ثبات اجتماعی یک کشور مرتبط است. مالیات‌ها صرف‌نظر از نظام سیاسی و اقتصادی، نقش مهمی در اقتصاد کشورها ایفا می‌کنند، زیرا منبع تأمین مالی بودجه دولت هستند و نقشی بسیار مهم در توزیع مجدد درآمد ملی دارند. از این منظر به دلیلی نقشی که در زمینه دستیابی به ثبات اقتصادی ایفا می‌کنند، بسیار بااهمیت هستند. مطالعات در حوزه مالیات به دلیل نقش آن ثبات درآمدهای دولت همواره در مرکز تحقیقات اقتصاد کلان بوده است. بیشتر مطالعات انجام شده در ایران در زمینه عوامل مؤثر بر درآمد مالیاتی، بر رویکردهای خطی متمرکز بوده است. مطالعات جدید نشان داده است که در حوزه اقتصاد رفتاری، متغیرهای مؤثر بر درآمد مالیاتی ممکن است همیشه از یک الگوی خطی پیروی نکنند. باتوجه به این موضوع، در این تحقیق به بررسی تقارن یا عدم تقارن عوامل مؤثر بر درآمد مالیاتی طی دوره زمانی ۱۳۶۰-۱۳۹۸ پرداخته شد. نتایج این مطالعه نشان داد که اثر متغیرهای درآمد سرانه، ارزش

افزوده بخش‌های خدمات، صنعت و مخارج دولت اثر مثبت و معنی‌داری بر درآمدهای مالیاتی داشته‌اند. اثر درآمدهای نفتی، نرخ ارز و تورم نیز بر درآمد مالیاتی منفی بوده است. سایر نتایج این مطالعه نشان داد که اثر متغیرهای GDP سرانه، ارزش‌افزوده بخش صنعت، نرخ ارز و درآمدهای نفتی بر درآمد مالیاتی نامتقارن بوده است. با توجه به درآمدهای چشم‌گیر مالیاتی کشورها از محل تجارت خارجی (صادرات و واردات) دولت می‌تواند بر روی سیاست‌های باز بودن تجارت تمرکز کند؛ زیرا بار بودن تجاری مطلوب بر جریان درآمد مالیاتی تأثیر مثبت می‌گذارد و همچنین گرایش به اقتصاد زیرزمینی را نیز کاهش می‌دهد. این اقدامات نه تنها به کشور در جمع‌آوری مالیات از طریق فعالیت‌های واردات و صادرات کمک می‌کند، بلکه به رشد اقتصادی و توسعه زیرساخت‌ها کمک می‌کنند و در نتیجه به طور غیرمستقیم درآمد مالیاتی را افزایش می‌دهند. از سوی دیگر، دولت باید بازسازی اقتصادی را برای دستیابی به صنعتی‌شدن و نوسازی و افزایش سهم صنعت در تولید ناخالص داخلی تسریع بخشند تا بتواند درآمد مالیاتی بیشتری از این بخش جذب کند. همچنین کمک به انتقال فناوری، افزایش ظرفیت مدیریت از طریق واردات ماشین‌آلات مدرن، فناوری پیشرفته و دستیابی به انتقال مهارت‌های مدیریتی کارشناسان خارجی در این زمینه می‌تواند مفید باشد.

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

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

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

Reference

- Aisha, Z., & Khatoon, S. (2009). Government expenditure and tax revenue, causality and cointegration: The experience of Pakistan (1972-2007). *The Pakistan Development Review*, 951-959.
- Almenar, V., Sánchez, J. L., & Sapena, J. (2020). Measuring the shadow economy and its drivers: the case of peripheral EMU countries. *Economic research-Ekonomska istraživanja*, 33(1), 2904-2918.

- Amgain, J. (2017). Estimating optimal level of taxation for growth maximization in Asia. *Applied Economics and Finance*, 4(3), 47-55.
- Attila, J. G., Chambas, G., & Combes, J.-L. (2011). Aide publique au développement et transition fiscale.
- Azam, J.-P., Devarajan, S., & O'Connell, S. A. (1999). *Aid dependence reconsidered* (Vol. 2144): World Bank Publications.
- Besley, T., & Persson, T. (2009). The origins of state capacity: Property rights, taxation, and politics. *American economic review*, 99(4), 1218-1244.
- Bird, R. M., Martinez-Vazquez, J., & Torgler, B. (2008). Tax effort in developing countries and high income countries: The impact of corruption, voice and accountability. *Economic analysis and policy*, 38(1), 55-71.
- Boadway, R., & Pestieau, P. (2018). The tenuous case for an annual wealth tax.
- Brun, J.-F., Chambas, G., & Laurent, M. (2007). Economie politique de la réforme de transition fiscale: le cas du Maroc. *Afrique contemporaine*(3), 309-324.
- Buchinsky, M. (1998). Recent advances in quantile regression models: a practical guideline for empirical research. *Journal of human resources*, 88-126.
- Chang, T., Liu, W. R., & Caudill, S. B. (2002). Tax-and-spend, spend-and-tax, or fiscal synchronization: new evidence for ten countries. *Applied economics*, 34(12), 1553-1561.
- Cole, T. J., & Green, P. J. (1992). Smoothing reference centile curves: the LMS method and penalized likelihood. *Statistics in medicine*, 11(10), 1305-1319.
- Dadgar, Y., Nazari, R., & SiamiEraghi, E. (2013). Optimum government and tax in public sector economics and in Iran. *Journal of Applied Economics Studies in Iran*, 2(5), 1-27. Retrieved from https://aes.basu.ac.ir/article_389_74adbb465a67662b4ef5b3154dc25461.pdf [in Persian]
- Dargahi, H., & Hadian, M. (2016). Evaluation of Fiscal and Monetary Shocks with Emphasis on the Interactions of Banking System Balance Sheet and the Real Sector of Iran's Economy: A DSGE Approach. *Quarterly Journal of Applied Theories of Economics*, 3(1), 1-28. Retrieved from

https://ecoj.tabrizu.ac.ir/article_4828_b9939ae291d59ca7c7cb04023_c7ddbbb.pdf [in Persian]

- Garg, S., Goyal, A., & Pal, R. (2017). Why tax effort falls short of tax capacity in Indian states: A stochastic frontier approach. *Public Finance Review*, 45(2), 232-259.
- Gaspar, V., Jaramillo, L., & Wingender, M. P. (2016). *Political institutions, state building, and tax capacity: crossing the tipping point*: International Monetary Fund.
- Grant, S., & Karni, E. (2004). A theory of quantifiable beliefs. *Journal of Mathematical Economics*, 40(5), 515-546.
- IMF. (2018). Review of 1997 Guidance Note on Governance—A Proposed Framework for Enhanced Fund Engagement. *IMF Policy Paper*.
- Ishak, P. W., & Farzanegan, M. R. (2020). The impact of declining oil rents on tax revenues: Does the shadow economy matter? *Energy Economics*, 92, 104925.
- Kaldor, N. (1963). Wili Underdeveloped Countries Learn to Tax?" Foreign Affairs, Vol. 41, No. 2 (January 1963).. r-. *Taxation for Economic Development*, " *Journal of Modern African Studies*, 1(1).
- Karagöz, K. (2013). Determinants of tax revenue: does sectorial composition matter? *Journal of Finance, Accounting & Management*, 4(2).
- Koenker, R. (2013). quantreg: Quantile Regression. R package version 5.05. *R Foundation for Statistical Computing: Vienna* Available at: <http://CRAN.R-project.org/package=quantreg>.
- Koenker, R., & Machado, J. A. (1999). Goodness of fit and related inference processes for quantile regression. *Journal of the american statistical association*, 94(448), 1296-1310.
- Langford, B., & Ohlenburg, T. (2015). *Tax revenue potential and effort*. Retrieved from
- Le, T. M., Moreno-Dodson, B., & Rojchaichaninthorn, J. (2008). *Expanding taxable capacity and reaching revenue potential: Cross-country analysis*. Paper presented at the Proceedings. Annual Conference on Taxation and Minutes of the Annual Meeting of the National Tax Association.
- Li, X. (2001). Government revenue, government expenditure, and temporal causality: evidence from China. *Applied economics*, 33(4), 485-497.
- Maddah, M., Shafiee Nikabadi, M., & Samiee, N. (2016). Investigating and Determining Optimized Tax Rates Applicable to the Optimized Level

- of Public Goods Demand. *Journal of Tax Research*, 24(30), 65-105. Retrieved from <http://taxjournal.ir/article-1-916-en.html> [in Persian]
- Mosavi Jahromi, Y., Mehrara, M., & Totonchi Malaki, S. (2020). Evaluation of the Most Important Factors Affecting the Income of Taxes in the Economy of Iran with the Approach of TVP DMA Models. *Journal of Tax Research*, 27(44), 71-100. doi:10.29252/taxjournal.27.44.71 [in Persian]
- Ndoricimpa, A. (2021). Tax reforms, civil conflicts and tax revenue performance in Burundi. *Scientific African*, 13, e00927.
- Newey, W. K., & Powell, J. L. (1987). Asymmetric least squares estimation and testing. *Econometrica: journal of the Econometric Society*, 819-847.
- Nguyen, H. H. (2019). Impact of direct tax and indirect tax on economic growth in Vietnam. *The Journal of Asian Finance, Economics and Business*, 6(4), 129-137.
- OH, K.-W., & KI, E.-S. (2020). Effect of tax-related information on pre-tax income forecast and value relevance. *The Journal of Asian Finance, Economics and Business*, 7(1), 81-90.
- Oz Yalama, G., & Gumus, E. (2013). Determinants of tax evasion behavior: Empirical evidence from survey data. *International Business and Management*, 6(2), 15-23.
- Pessino, C., & Fenochietto, R. (2010). Determining countries' tax effort. *Hacienda Pública Española/Revista de Economía Pública*, 65-87.
- Reyes-Loya, M. L., & Blanco, L. (2008). Measuring the importance of oil-related revenues in total fiscal income for Mexico. *Energy Economics*, 30(5), 2552-2568.
- Rezagholizadeh, M., & Alami, A. (2023). Institutional Quality and Tax Evasion in Iran. *Quarterly Journal of Quantitative Economics (JQE)*, 20(4), 38-86. doi:10.22055/jqe.2021.35404.2283 [in Persian]
- Royston, P., & Altman, D. G. (1994). Regression using fractional polynomials of continuous covariates: parsimonious parametric modelling. *Journal of the Royal Statistical Society: Series C (Applied Statistics)*, 43(3), 429-453.
- Saddatmehr, M. (2022). Estimating the optimal value added tax rate using the Laffer curve approach. *Quarterly Journal of Quantitative Economics (JQE)*, 19(2), 93-110. doi:10.22055/jqe.2021.32452.2211 [in Persian]

- Sameti, M., Amiri, H., & Izadi, S. (2016). The Effect of Optimal Rates of Indirect Tax on Social Welfare in Iran. *The Economic Research*, 15(4), 51-74. Retrieved from <http://ecor.modares.ac.ir/article-18-8375-en.html> [in Persian]
- Sapiei, N. S., Abdullah, M., & Sulaiman, N. A. (2014). Regressivity of the corporate taxpayers' compliance costs. *Procedia-Social and Behavioral Sciences*, 164, 26-31.
- Schneider, F., & Enste, D. H. (2000). Shadow economies: Size, causes, and consequences. *Journal of economic literature*, 38(1), 77-114.
- Tamizi, a. r. (2018). -Investigating determinants of tax revenues in Iran: A Bayesian Econometric Approach. *Quarterly Journal of Quantitative Economics (JQE)*, 15(1), 225-244. doi:10.22055/jqe.2018.22887.1690 [in Persian]
- Tanzi, V. (1992). Structural factors and tax revenue in developing countries: a decade of evidence.
- Trabandt, M., & Uhlig, H. (2011). The Laffer curve revisited. *Journal of monetary economics*, 58(4), 305-327.
- Trasberg, V. (2013). *DYNAMICS OF EUROPEAN TAX STRUCTURES*. Paper presented at the DIEM: Dubrovnik International Economic Meeting.
- Uhlig, H., & Braun, R. A. (2006). The welfare enhancing effects of a selfish government in the presence of uninsurable, idiosyncratic risk.
- WorldBank. (2020). *Global economic prospects, June 2020: The World Bank*.



فصلنامه‌ی اقتصاد مقداری

صفحه‌ی اصلی وب سایت مجله:

www.jqe.scu.ac.ir

شاپا الکترونیکی: ۴۲۷۱-۲۷۱۷

شاپا چاپی: ۵۸۵۰-۲۰۰۸



دانشگاه شهیدچمران اهواز

کاربرد مدل غیرخطی فازی برای بررسی عوامل موثر بر مصرف و بهره‌وری

انرژی در ایران

مجتبی بهمنی*^{ID}، رضا شرف گنجویی**، منصوره مراد علیزاده***

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

**استادیار اقتصاد، گروه علوم اقتصاد، دانشکده اقتصاد و مدیریت، دانشگاه سیستان و بلوچستان، زاهدان، ایران.

***کارشناسی ارشد اقتصاد، گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد و مدیریت کرمان، دانشگاه شهید باهنر کرمان، کرمان، ایران.

اطلاعات مقاله	طبقه‌بندی JEL: M13, L11, L26, C23
تاریخ دریافت: ۲۸ دی ۱۴۰۰	واژگان کلیدی:
تاریخ بازنگری: ۷ مرداد ۱۴۰۱	رگرسیون غیر خطی فازی، مصرف انرژی، بهره‌وری انرژی.
تاریخ پذیرش: ۱۲ آذر ۱۴۰۱	آدرس پستی:
ارتباط با نویسنده (گان) مسئول:	کرمان، بزرگراه امام خمینی، میدان پژوهش دانشگاه شهید
ایمیل: mbahmani@uk.ac.ir	باهنر کرمان، دانشکده مدیریت و اقتصاد، کدپستی
0000-0003-0257-5775 ^{ID}	۷۶۱۱۶۹۱۳۴۳۹:

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

چکیده

امروزه بهره‌وری انرژی به یک اولویت اقتصادی و در واقع به یک الزام تبدیل شده و ارتقای بهره‌وری یکی از عوامل مهم تعیین‌کننده رشد اقتصادی است و کمیابی انرژی بر این اهمیت افزوده است. همچنین بر پایه ملاحظات زیست‌محیطی و توسعه پایدار اقتصادی و اجتماعی، موضوع شناسایی و مطالعه عوامل تاثیرگذار بر مصرف و بهره‌وری انرژی اهمیت بیشتری پیدا کرده است. در مطالعات متعدد با بهره‌گیری از روش‌های اقتصادسنجی به بررسی عوامل موثر بر مصرف و بهره‌وری انرژی پرداخته شده است. این شیوه برآورد نیاز به اطلاعات کامل و قطعی دارد. در حالی که بسیاری از متغیرهای اقتصادی رفتاری نوسانی دارند. همچنین اطلاعات قطعی از عوامل تاثیرگذار بر این متغیرها در دسترس نمی‌باشد. در این مقاله برای بررسی عوامل موثر بر مصرف و بهره‌وری در انرژی در ایران از مدل خود رگرسیون انتقال ملایم لاجستیک فازی به دلیل انعطاف‌پذیری در مدل‌سازی برای دوره زمانی ۱۳۶۹-۱۳۹۸ استفاده شده است و از نرم افزار متلب برای برآورد توابع عضویت استفاده شده است، نتایج این مطالعه نشان‌دهنده تاثیر غیر خطی انتشار گاز CO₂ و قیمت گاز به ترتیب بر بهره‌وری و مصرف انرژی است. براساس این نتایج تاثیر تکنولوژی و ارزش افزوده بخش صنعت بر بهره‌وری و مصرف انرژی قابل توجه است، به گونه‌ای که در حد آستانه بالا بیشترین تاثیر گذاری را دارد. از سوی دیگر نتایج بیانگر تاثیر تقریباً یکسان متغیرهای مستقل بر مصرف انرژی در هر یک از سه حد آستانه تعیین شده می‌باشد که مربوط به ویژگی مصرف انرژی است. همچنین قیمت حامل‌های انرژی در این آستانه‌ها بیشترین تاثیر را بر مصرف انرژی دارند.

ارجاع به مقاله:

بهمنی، مجتبی، اشرف گنجوی، رضا و مراد علیزاده، منصوره. (۱۴۰۳). کاربرد مدل غیرخطی فازی برای بررسی عوامل موثر بر مصرف و بهره‌وری انرژی در ایران. فصلنامه‌ی اقتصاد مقداری (بررسی‌های اقتصادی سابق)، ۲۱(۳)، ۱۴۵-۱۸۳.

doi:10.22055/jqe.2022.39807.2460



© 2024 Shahid Chamran University of Ahvaz, Ahvaz, Iran. This article is an open access article distributed under the terms and conditions of the Creative Commons Attribution-NonCommercial 4.0 International (CC BY-NC 4.0 license) (<http://creativecommons.org/licenses/by-nc/4.0/>)

۱- مقدمه

جهان امروز بیش از هر دوران دیگری در حال بلعیدن انرژی است. تمامی چالش‌های مربوط به آلودگی هوا، تغییرات اقلیمی، جنگ بر سر منابع، جابه‌جایی‌های گسترده انسان‌ها و بحران‌های اقتصادی کوچک و بزرگ به‌نحوی با مصرف انرژی در جهان در ارتباط هستند. ایران در سال ۲۰۱۵ بعد از کشورهای روسیه، ازبکستان، اوکراین و آفریقای جنوبی دارای بالاترین شدت انرژی در دنیا بوده است (OECD, 2016). جدول ۱ سرانه مصرف نهایی انرژی سال ایران و جهان را نشان می‌دهد.

جدول ۱. سرانه مصرف انرژی
مأخذ: ترازنامه انرژی

Table1. Per capita energy consumption

Source: Energy Balance

جهان	ایران	سرانه مصرف نهایی انرژی سال ۲۰۱۸ (تن معادل نفت خام)
۱/۱۹	۲/۰۷	

برای بررسی رابطه بین مصرف انرژی و تولید می‌توان از شاخص ضریب انرژی استفاده کرد که به شکل دقیق بهره‌وری انرژی را بیان می‌کند. جدول ۲ متوسط ضریب انرژی طی دوره ۱۹۸۰ تا ۲۰۱۸ ایران و جهان را نشان می‌دهد.

جدول ۲. متوسط سرانه مصرف انرژی
مأخذ: ترازنامه انرژی

Table2. Average Per capita energy consumption

Source: Energy Balance

۲۰۰۸-۲۰۱۸	۲۰۰۰-۲۰۱۰	۱۹۹۰-۲۰۰۰	۱۹۸۰-۹۰	متوسط ضریب انرژی طی دوره
۱/۲۷	۱/۰۹	۱/۶۱	۳/۳۱	ایران
۰/۴۶	۰/۵۶	۰/۳۷	۰/۴۹	جهان

عرضه انرژی اولیه طی سال ۱۳۸۴ تا سال ۱۳۹۰ با رشد سالیانه ۴/۴ درصدی همراه بوده و کل مصرف نهایی انرژی از ۸۴۰/۱ به ۱۰۶۸/۴ میلیون بشکه معادل نفت خام (رشد ۲۷/۱ درصدی) داشته است. این افزایش مصرف انرژی ضرورت اقدامات بهینه‌سازی در عرضه و تقاضای انرژی را ضروری می‌سازد. عنصر اصلی مصرف بهینه انرژی افزایش بهره‌وری است لذا میتوان گفت ایران به عنوان یک کشور رو به رشد و برخوردار از منابع انرژی غنی و وجود مخازن بزرگ نفتی، معادن عظیم زیرزمینی و پتانسیل بالقوه انرژی یکی از مصادیق الگوی رشد با فشار بر منابع طبیعی محسوب می‌شود. از این رو راه کارهای کاهش مصرف انرژی و بهبود بهره‌وری انرژی در اقتصاد ایران مورد توجه است چرا که تأمین انرژی از مهمترین دغدغه‌های بشر بوده و خواهد بود. بدون شک برنامه‌ریزی مناسب برای تأمین انرژی از اهداف هر جامعه می‌باشد.

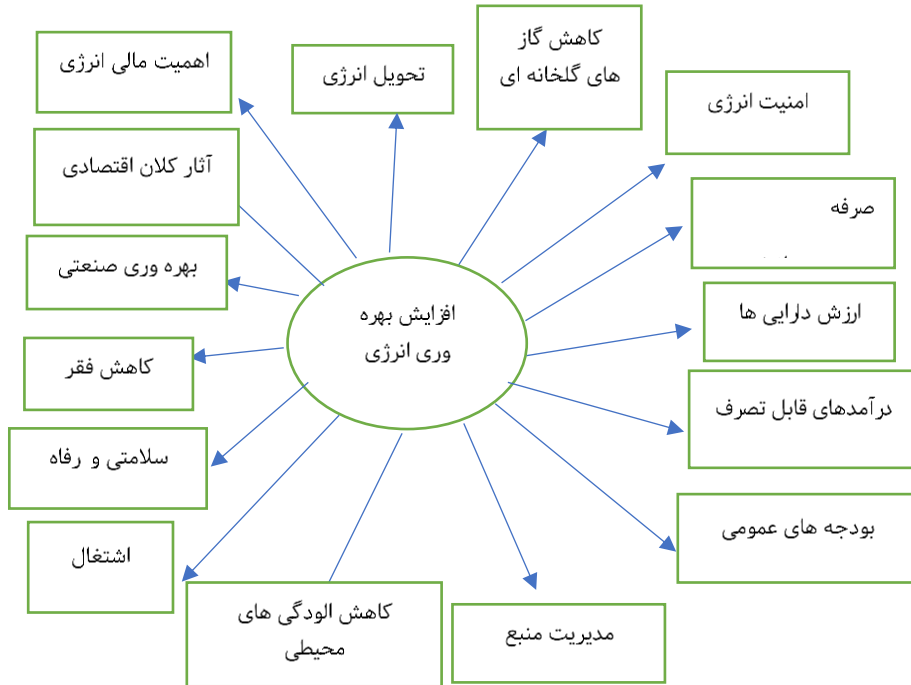
رشد بهره‌وری عمدتاً ناشی از پیشرفت فناوری است. همچنین تفاوت قابل توجهی در تغییرات بهره‌وری انرژی در بین گروه‌های درآمدی است. از این رو امروزه بهره‌وری انرژی به یک الویت اقتصادی و در واقع به یک الزام تبدیل شده است و ارتقای بهره‌وری به یکی از عوامل مهم تعیین‌کننده رشد اقتصادی تبدیل شده است و کمیابی انرژی بر این اهمیت افزوده است. و استفاده کارآ از انرژی موجب بهبود در وضعیت امنیت انرژی، پایداری زیست محیطی و رونق شرایط اقتصادی می‌شود (Behbudi & Asgharpour, 2009). دلیل این امر به نقش محوری انرژی در زندگی مردم و همچنین اهمیت آن به عنوان نهاده کلیدی تولید بر می‌گردد.

همچنین تأثیرات کلان اقتصادی، پیامد‌های جغرافیایی-سیاسی و نگرانی‌های زیست محیطی و پایان‌پذیری انرژی بر کسی پوشیده نیست. از اینرو پس از شوک بزرگ نفتی مصرف بهینه انرژی در اوایل دهه ۷۰ مورد توجه برنامه‌ریزان اقتصادی و مصرف‌کنندگان عمده انرژی قرار گرفته است. افزایش بهره‌وری انرژی منافع چندگانه‌ای به همراه دارد که مهمترین آنها کاهش انتشار آلاینده‌های زیست محیطی است. بسیاری از منافع افزایش بهره‌وری در شکل‌آرایه شده است. امروزه در اقتصاد کلیه کشورها چه توسعه‌یافته و چه در حال توسعه افزایش بهره‌وری و مصرف بهینه انرژی به اولویتی ملی تبدیل شده است، بهره‌وری معیاری برای ارزیابی عملکرد نظام‌ها و تعیین میزان موفقیت یا ناکامی در رسیدن به اهداف نظام با توجه به مصرف منابع است. با توجه به رشد مصرف انرژی، توجه به بهینه



سازی مصرف انرژی به منظور حفاظت از محیط زیست، تامین امنیت عرضه و صیانت از منابع و ثروتهای ملی و توجه به مسایل بین نسلی به یکی از اولویت های مهم کشور تبدیل شده است.

افزایش بهره وری در سطح ملی موجب بالا رفتن سطح زندگی مردم، کاهش تورم و ایجاد توان رقابت ملی در بازارهای جهانی می شود. افزایش بهره وری ملی برآیند افزایش بهره وری در سازمانها، موسسات و بنگاههای اقتصادی است. لذا با توجه به اهمیت مصرف و بهره وری انرژی در اقتصاد، هدف این پژوهش بررسی عوامل موثر بر مصرف و بهره وری انرژی است. برای این منظور از مدل رگرسیون فازی، که قدرت توضیح دهنده فوقالعادهای در این زمینه دارد به بررسی این موضوع پرداخته می شود. مدل های اقتصادسنجی برای تصریح به اطلاعات کامل و قطعی نیاز دارند این در حالی است که مصرف و بهره وری انرژی در حال تغییر و نوسان بوده، بنابراین با توجه به این نوسانات و عدم قطعیت نیازمند الگویی هستیم که این عدم قطعیت را مدل سازی کند. این مقاله در بخش های مختلف این موضوع را مورد تحلیل و بررسی قرار می دهد. ابتدا به تشریح مبانی نظری مربوط به موضوع و مرور برخی از مطالعات و پژوهش هایی که در این حوزه انجام شده، پرداخته خواهد شد. سپس الگوی مورد نظر طراحی و معرفی شده و با استفاده از داده های موجود برآورد خواهد شد. در انتها نیز با توجه به بررسی های آماری، جمع بندی و نتیجه گیری بحث ارائه می گردد.



شکل ۱. منافع افزایش بهره‌وری انرژی
مأخذ: گزارش آژانس بین‌المللی انرژی، ۲۰۱۶

Figure 1. Benefits of increasing energy efficiency
Source: International Energy Agency report, 2016

۲- مبانی نظری

مصرف انرژی در دنیای حاضر فعالیت‌های اقتصادی را تحت تاثیر خود قرار داده است. در طول چهار دهه گذشته، انرژی در کنار سایر نهادها، جایگاه واقعی خود را یافته و به عنوان یکی از عوامل مهم و تأثیرگذار بر تولید به شمار می‌رود. تقاضای حامل‌های انرژی از دو جنبه می‌تواند بیان گردد؛ یکی تقاضای حامل‌های انرژی به عنوان کالای نهایی توسط مصرف‌کنندگان و دیگری به عنوان نهاد تولید توسط تولیدکنندگان، مورد توجه است (Ehsanfar, 2016). علاوه بر مصرف انرژی، بهبود بهره‌وری آن نیز توجه بیشتر کشورهای جهان را به خود جلب کرده است و سرمایه‌گذاری‌های زیادی را در این زمینه انجام می‌دهند.



بهبود بهره‌وری به معنی استفاده بهینه، مؤثر و کارآمد از تمامی منابع تولید اعم از نیروی کار، سرمایه و انرژی است و در کشور ما که دارای منابع غنی انرژی می‌باشد، ارتقای بهره‌وری انرژی‌های پایان‌پذیر دارای اهمیت ویژه است (Ghanbari, Khaksar Astana, & Khaksar Astana, 2014). از این‌رو توجه به معیار بهره‌وری انرژی می‌تواند راهنمایی باشد تا بتوان از طریق آن، مصرف صحیح و کارا از منابع انرژی را با توجه به پایان‌پذیری و آثار سوء زیست محیطی آن بکار گرفت. لذا به دلیل محدودیت و کمیابی منابع و نیز با توجه به نقش و اهمیت گسترده انرژی در رشد و توسعه اقتصادی کشورها، تعیین عوامل تأثیرگذار بر مصرف و بهره‌وری انرژی از اهمیت خاصی برخوردار است که در ادامه به توضیح عوامل تأثیرگذار بر مصرف و بهره‌وری انرژی پرداخته می‌شود. یکی از عوامل تأثیرگذار بر مصرف و بهره‌وری انرژی، رشد و توسعه اقتصادی است که از اهداف اصلی سیاست‌گذاران اقتصادی محسوب می‌شود. پژوهش‌های متعدد محققان در سطح جهان نشان داده است که سرعت روند رشد اقتصادی در کشورهای جهان تا حدود زیادی به سطح مصرف کارایی انرژی بستگی دارد. بهبود سطح زندگی مردم و مکانیزه شدن تولید به منظور ارتقای سطح بهره‌وری کار، افزایش سریع مصرف انرژی را موجب می‌شود (Ahmadi, Shadmehri, Falahi, & Niazi Mohseni, 2014). برخی از صاحب نظران اقتصادی مانند استرن و کلوند^۱ بیان کرده‌اند که رابطه بین انرژی و تولید کل به وسیله عواملی از قبیل جانشینی بین انرژی و دیگر نهاده‌ها، تغییرات تکنولوژیکی، تغییر ترکیب عوامل انرژی و تغییر ترکیب محصول تولیدی تحت تأثیر قرار می‌گیرد. عامل تأثیرگذار دیگر قیمت انرژی است که رابطه بین دو متغیر قیمت و بهره‌وری انرژی از موضوعات مورد علاقه محققان و سیاست‌گذاران بخش انرژی بوده است. در هر بخش اقتصاد در صورتی که قیمت کمتر از قیمت تعادلی باشد با افزایش قیمت در بخش مربوطه این امکان وجود دارد که بهره‌وری افزایش یابد. پیندایک^۲ نیز بیان می‌کند با افزایش هماهنگ قیمت حامل‌های انرژی اگر امکان جانشینی انرژی با سایر عوامل تولید وجود نداشته باشد سطح تولید پایین می‌آید و افزایش قیمت تأثیر قابل توجهی بر شاخص بهره‌وری مصرف نخواهد داشت. در حالی که اگر جانشینی بین عوامل امکان‌پذیر باشد با کاهش مصرف سطح تولید تغییر نکرده و

¹ Stern & Cleveland

² Pindyck

شاخص بهره‌وری بهبود می‌یابد. متغیر دیگری که بر مصرف و بهره‌وری انرژی تأثیرگذار است انتشار دی‌اکسید کربن است. مصرف انرژی در جهان به منظور رشد اقتصادی رو به افزایش است و در نتیجه نشر گازهای گلخانه‌ای به ویژه CO₂ در اثر مصرف سوخت‌های فسیلی روندی فزاینده دارد. مایر و کنت^۳، ارتباط بین مصرف انرژی و تخریب محیط زیست را به این صورت بیان می‌کنند که هرچند پس از انقلاب صنعتی به ویژه در دهه‌های اخیر با استفاده بیشتر از انرژی، متوسط بهره‌وری عوامل تولید افزایش یافت و لیکن مصرف انرژی از طریق تأثیرات آلوده‌کننده خود، باعث تخریب محیط‌زیست گردید. بخش صنعت عامل دیگری است که بر مصرف و بهره‌وری انرژی مؤثر است. صنعتی شدن یکی از مهمترین عوامل افزایش شدت مصرف انرژی می‌باشد. شدت مصرف انرژی می‌تواند موجب تحریک فعالیت‌های اقتصادی شده و به عنوان نهاده مهم در کنار سایر نهاده‌های تولیدی موجب رشد ارزش افزوده فعالیت‌های صنعتی شود. از سوی دیگر رشد بخش‌ها و فعالیت‌های مختلف به ویژه فعالیت‌های صنعتی نیازمند رشد مصرف انرژی است، لذا برای افزایش سطح رفاه جامعه و تسریع در رشد اقتصادی بایستی انرژی مورد نیاز بخش‌ها و فعالیت‌های مختلف اقتصادی تأمین شود (Mohammad zadeh & Ebrahimi, 2014).

۲-۱- عوامل مؤثر بر مصرف و بهره‌وری انرژی

افزایش تولید ناخالص داخلی، مصرف انرژی چه انرژی تجدید پذیر و چه انرژی تجدید ناپذیر را افزایش می‌دهد. رشد اقتصادی با افزایش سطح درآمد افراد، مصرف انرژی در بخش خانگی را افزایش می‌دهد. همچنین رشد تولید ناخالص داخلی می‌تواند از طریق افزایش سطح تولید محصولات - به ویژه کالاهای صنعتی که انرژی بر هستند - سطح مصرف انرژی را بالا ببرد. به عبارت بهتر همواره انرژی یکی از عوامل مهم در تولید است و میزان مصرف انرژی مانند هر نهاده دیگر به مقیاس فعالیت‌های اقتصادی در یک کشور بستگی دارد. بنابراین رشد اقتصادی بالا با وجود آوردن نیازهای جدید فشار فزاینده‌ای بر مصرف انرژی وارد می‌کند (Lekse, 2018). طبق نظریه عمومی کالاها، رابطه میان قیمت انرژی و مصرف آن، اساساً به مسئله "قیمت - تقاضا" نسبت داده می‌شود. به عبارتی انرژی نیز به عنوان یک کالا قلمداد می‌شود که افزایش قیمت آن، طبق قانون تقاضا منجر به کاهش

³ Myer & Kent



تقاضای آن می شود. انرژی یک عامل مهم در تولید است و افزایش قیمت آن می تواند هزینه های تولید را افزایش و تقاضای صنایع برای انرژی را کاهش دهد. در صورت افزایش قیمت انرژی و در پی آن افزایش هزینه های تولید، شرکت های تولیدی برای حفظ سطح تولید قبلی و حاشیه سود خود و همچنین برخورداری از یک مزیت رقابتی نسبت به سایر شرکت ها در تولید خود تکنولوژی های جدیدی را به کار می گیرند که انرژی کمتری مصرف می کنند (Ding,2016).

بهبود بهره وری انرژی منجر به کاهش مصرف انرژی می شود و می توان به همان سطح قبلی تولید دست یافت. اگر قیمت انرژی افزایش پیدا کنید، تولیدکنندگان به سمت استفاده بیشتر از کالاهای سرمایه ای (به طور نسبی ارزان تر) و به احتمال زیاد انرژی اندوز روی خواهند آورد، حتی اگر سطح تولید تغییر نکند. در نتیجه بهره وری مصرف انرژی در سطح تولید بنگاه افزایش می یابد. همچنین تجهیزات پیشرفته تر و انرژی اندوزتر گرچه ممکن است از تجهیزات قدیمی گران تر باشند، اما استفاده از آنها به سبب صرفه جویی در مصرف انرژی ارزشمند، مقرون به صرفه است. بنابراین افزایش بهره وری انرژی اغلب با استفاده بهتر از سرمایه (یا استفاده از تجهیزات با فناوری بالاتر) و افزایش قیمت های نسبی انرژی همراه خواهد بود. تأثیر بهره وری انرژی را به شکلی دیگر نیز می توان نشان داد. با تعریف تابع تولید به شکل زیر:

$$Y = f(E, R)$$

که در آن Y تولید، E انرژی و R نشان دهنده فرض ثابت بودن دیگر عوامل تولید است، افزایش بهره وری انرژی می تواند به سطح بالاتر تولید (نسبت به قبل) با همان اندازه مصرف انرژی منجر شود (Hogan & Manne,1977).

بهره وری یکی از عوامل تولید بیشتر از دیگری شود، اما قیمت آن ثابت بماند، خرید بیشتر از آن نفع بیشتری خواهد داشت که البته خرید بیشتر باعث کاهش بهره وری نهایی آن تا زمانی خواهد شد که نسبت به قیمت خود دارای منافع یکسانی باشد. بنابراین نسبت تولید نهایی به قیمت های نسبی حساس خواهد بود. به عبارت دیگر، در تعادل اقتصادی، نهاده ها تا زمانی استفاده می شوند که ارزش نهایی تولید آنها برابر با قیمت نسبی آنها شود. قیمت انرژی تأثیر معنی دار منفی بر تقاضای انرژی و عملکرد اقتصاد کلان دارد. افزایش قیمت انرژی، رشد تولید و تقاضای انرژی را کاهش می دهد، اما کاهش

قیمت یک اثر برابری و هم اندازه در جهت مخالفت آن را ندارد (تأثیر نامتقارن) و علت آن به بهره‌وری مصرف انرژی تجهیزات سرمایه‌ای مرتبط است. هنگامی که قیمت انرژی افزایش می‌یابد، دارندگان سرمایه‌های انرژی بر، برای افزایش بهره‌وری انرژی، انگیزه‌های بیشتری می‌یابند و این کار می‌تواند با ارتقاء سرمایه‌های موجود یا جایگزینی آنها صورت گیرد، در هر صورت این اقدامات نیازمند سرمایه‌گذاری است. در کوتاه مدت هنگامی که قیمت انرژی افزایش می‌یابد، هزینه‌های استفاده از سرمایه نیز افزایش می‌یابد، زیرا سرمایه و فناوری ثابت هستند. بنابراین مصرف‌کننده انرژی، با کاهش مصرف انرژی (تا جای ممکن)، تولید خود را بهینه می‌کند. به خاطر اینکه سرمایه و تکنولوژی در کوتاه مدت ثابت هستند، کاهش مصرف انرژی با کاهش نرخ استفاده از سرمایه، امکان پذیر شده و در نتیجه کاهش فعالیت اقتصادی را به دنبال خواهد داشت. در بلندمدت با وجود امکان تغییر سرمایه و فناوری، هنوز هم کاهش تقاضای انرژی اتفاق می‌افتد اما با تغییر فناوری و سرمایه، سرمایه قدیمی با سرمایه جدید و فناوری‌های انرژی اندوز جایگزین می‌شود. در بازارهای رقابتی، قیمت‌های نسبی انرژی، سرمایه و نیروی کار، تعیین‌کننده فناوری انتخابی هستند. قیمت‌های بیشتر انرژی، فناوری‌های انرژی اندوز با سهم بالای سرمایه و نیروی کار را تحمیل می‌کنند و در مقابل قیمت‌های پایین انرژی، استفاده از فناوری با سهم بیشتر نهاده انرژی و سهم کمتر سرمایه و نیروی کار را به دنبال خواهد داشت. با این وجود تغییرات واقعی بستگی به جانشینی انرژی با دیگر نهاده‌های تولیدی و سهم مطلق آن در تولید دارد (Saunders, 2011). همان‌طور که بیان شد، انرژی علاوه بر تأمین نیازهای مصرفی خانوارها، به عنوان یک نهاده مهم تولید نیز مطرح است و قیمت آن، نه تنها بر میزان تقاضای انرژی بلکه بر تصمیم‌گیری کارگزاران اقتصادی نسبت به سرمایه‌گذاری در فناوری‌های انرژی اندوز و هزینه تولید محصول نیز تأثیر می‌گذارد. مطالعات انجام شده نشان می‌دهد که با افزایش قیمت انرژی، کارگزاران اقتصادی به سمت سرمایه‌گذاری در فناوری‌های انرژی اندوز (که منجر به افزایش بهره‌وری انرژی می‌شود) سوق پیدا می‌کنند. بر اساس مطالعات انجام شده از میان تمام عوامل مؤثر بر بهره‌وری انرژی در سطح بخش‌های اقتصادی، می‌توان به 4 عامل به عنوان مهمترین عوامل اشاره کرد؛

- 1- سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی، که اغلب نمادی از بهبود تکنولوژی در کشورهای در حال توسعه و به بیانی سرریز تکنولوژی از کشورهای توسعه یافته است، 2 - قیمت انرژی،



به عنوان هزینه استفاده از انرژی و دلیل یا انگیزه‌های متداول در صرفه جویی انرژی است. ۳- نسبت موجودی سرمایه به اشتغال، که نشان دهنده ساختار تولید و به بیانی اهمیت نسبی سرمایه (انرژی بر) به کار (با نیاز غیرمستقیم به انرژی) را مشخص می کند. ۴- ارزش افزوده بخشی، که هم مقیاس تولید و هم میزان نیاز به مصرف انرژی را نشان می دهد. در ادامه چگونگی تأثیرگذاری این عوامل بررسی می شود. استفاده از نهاده سرمایه در تمام فرآیندهای تولیدی، مستلزم استفاده از انرژی است و می توان گفت که به نوعی در کنار نهاده سرمایه و به عنوان مکمل آن استفاده می شود. در نتیجه استفاده کمتر و کاراتر از نهاده انرژی منوط به بهبود ابزارها و تجهیزات تولیدی (سرمایه مورد استفاده) بخشهای تولیدی است. در واقع زمانی از انرژی کاراتر می توان استفاده نمود که سایر عوامل تولید به ویژه انرژی این امکان را فراهم نمایند، به بیان دیگر بهبود بهره وری انرژی نیازمند بهتر شدن نهاده سرمایه و یکی از راه های مهم و سریع آن، دستیابی به تجهیزات کاراتر است که می تواند از طریق واردات (سرمایه گذاری مستقیم خارجی) و یا با تحقیق و توسعه و تولید تجهیزات پیشرفته تر در داخل میسر شود. تلقی سرمایه گذاری خارجی به عنوان یکی از عوامل مؤثر بر بهره وری انرژی را در مطالعات فراوانی می توان یافت. چون انباشت سرمایه (و نه سرمایه‌گذاری) بر تولید تأثیر می گذارد (انباشت سرمایه یک نهاده با دوام با تأثیرگذاری در طی زمان و سرمایه گذاری تنها بخش کوچکی از آن است) بنابراین به جای سرمایه گذاری مستقیم خارجی، از انباشت سرمایه مستقیم خارجی بخشی به عنوان عامل مؤثر بر بهره وری انرژی استفاده می شود (Elliott et al, 2013).

۳- مطالعات تجربی

با توجه به ضرورت تعیین عوامل تأثیرگذار بر مصرف و بهره وری انرژی مطالعات داخلی و خارجی گسترده‌ای در این زمینه در دهه‌های اخیر صورت گرفته است. از مطالعات انجام شده می‌توان به تحقیقات (Otsuka, 2018)، (Wang, Li, Fang, & Zhou, 2016)، (Cohen, Glachant, & Söderberg, 2015)، (Lin & Moubarak, 2014)، (Rezitis, Hatzigeorgiou, Polatidis, & Haralambopoulos, 2015)، (& Ahammad, 2015)، (Belke, Dobnik, Ozturk & Acaravci, 2011)، (Zhexin & Xin, 2011)، (Dreger, 2011)، (& Dreger, 2011)، (Ghosh, 2010)، (Jacques Loesse, 2010)، (Yalta, 2011)، (Apergis & Payne, 2010; Apergis, Payne, Menyah, & Wolde-Rufael, 2010).

(2010)، (Jacques Loesse, 2010)، (Lee & Lee, 2010)، (Liddle & Lung, 2010)، (Karanfil, 2009)، (Sinha, 2009)، (Mohammad zadeh & Ebrahimi, 2014)، (Ali Asadi & Esmaeili, 2013)، (Hoshmand, Daneshnia, Sotudeh, &)، (Ghezelbash, 2013)، (Ebrahimi & Alemorad-jabdarghi, 2012)، (Abrishami, Nouri, & Doudabinezhad, 2010)، (Ghaderi Moghadam,)، (Abdoli & Varahrami, 2010)، (Baseri, Falihi, & Abbasi, 2022)، (Delnajian,)، (Ahmadi Shadmehri et al., 2014)، (Soheili, & Beharipour, 2015)، (Savari, Fatrus, Haji, &) و (Rahimy, Faraji Dizaji, & Assari Arani, 2022) (Najafizadeh, 2020) اشاره نمود. از دیگر مطالعات انجام گرفته می‌توان به موارد زیر نیز اشاره کرد.

۳-۱- مطالعات خارجی

اوزار (۲۰۲۰)، در مطالعه‌ای به بررسی ارتباط بین رشد اقتصادی، انتشار CO₂ و مصرف انرژی طی دوره ۱۹۹۰-۲۰۱۵ پرداخته است. یافته‌های این مطالعه نشان می‌دهد که رشد اقتصادی در بلندمدت بر مصرف انرژی‌های تجدیدپذیر تأثیر مثبت دارد. علاوه بر این، انتشار CO₂ یک عامل مثبت و مهم در مصرف انرژی تجدیدپذیر است. با این حال، رشد اقتصادی بر انرژی‌های تجدیدپذیر تأثیر منفی می‌گذارد. در این زمینه، کیفیت سازمانی یک انتخاب استراتژیک کلیدی در ترویج استفاده از انرژی‌های تجدیدپذیر و حل مشکلات زیست محیطی است (Uzar, 2020).

اولوچ و همکاران (۲۰۲۱)، به بررسی عوامل موثر بر مصرف انرژی در جنوب صحرای آفریقا با استفاده از مدل پانل تأخیری خودرگرسیون برداری و داده‌های سالانه از ۱۹۹۸ تا ۲۰۱۴ پرداخته‌اند. یافته‌های اصلی نشان می‌دهد که تولید ناخالص داخلی بر مصرف انرژی تأثیر مثبت و معنی‌دار دارد. این مطالعه پتانسیل مدیریت موثر و اجرای توسعه انرژی‌های تجدیدپذیر را در ارتقای شاخص‌های اجتماعی مانند شاخص‌های آموزشی، در عین بهبود اقتصاد و کاهش انتشار CO₂ برجسته می‌کند (Oluoch, Lal, & Susaeta, 2021).

اوگونسولا و همکاران (۲۰۲۲)، به بررسی عوامل تعیین‌کننده مصرف انرژی در کشورهای صادرکننده نفت آفریقای بین سال‌های ۱۹۸۰ و ۲۰۱۸ پرداخته‌اند. در این مطالعه از رویکردهای مدل‌سازی تأخیر توزیع‌شده خودرگرسیون مقطعی (CS-ARDL) و تأخیر

توزیع شده مقطعی (CS-DL) استفاده شده است. نتایج نشان داد که درآمد سرانه تأثیر معنی‌داری بر مصرف انرژی در کشورهای صادرکننده در دوره مورد مطالعه نداشته است، در حالی که باز بودن تجارت تأثیر مثبت و معناداری بر آن داشته است. و ساختار اقتصادی، تأثیر منفی و معناداری بر مصرف انرژی داشته است (Ogunsola & Tipoy, 2022).

نیویس و همکاران (۲۰۲۲)، به بررسی تأثیر افزایش بهره‌وری انرژی صنعتی پرداخته‌اند. برای این منظور چهار مدل لجستیک برای درک اینکه چگونه هزینه‌ها و تولید بر بهره‌وری انرژی در فناوری‌های مقطعی تأثیر می‌گذارند، طراحی شد. به این ترتیب، ایجاد انگیزه در صنایع برای اجرای اقداماتی در جهت کاهش مصرف برق، ارائه تحلیل هزینه - فایده اقتصادی و بهینه‌سازی فرآیندهای صنعت به‌گونه‌ای که کاهش مصرف برق بر بازده انرژی صنعتی افزوده شود، از اهداف این مطالعه بود. نتایج این مطالعه از طریق شاخص‌های تعدیل شده نشان می‌دهد که مدیریت ارشد عمدتاً مسئول صرفه‌جویی در انرژی است. علاوه بر این، برنامه ریزی و کنترل تعمیر و نگهداری برای اطمینان از کاهش مصرف انرژی فناوری‌های مقطعی ضروری است (Neves et al., 2022).

فانگ و همکاران (۲۰۲۲)، در مطالعه‌ای به بررسی بهره‌وری کل انرژی حرارتی چین در صنعت برق پرداخته‌اند. که با مقایسه تفاوت‌های منطقه‌ای ۳۰ استان در سرزمین اصلی از سال ۲۰۱۳ تا ۲۰۱۷، این مطالعه از مدل تابع فاصله جهت دار DDF برای ارزیابی جامع بهره‌وری انرژی تولید برق حرارتی استفاده می‌کند. نتایج نشان می‌دهد که دولت و مدیران صنعت برق باید به طور کامل تفاوت‌های منطقه‌ای در زمینه تولید برق حرارتی را در هنگام تدوین سیاست‌هایی در نظر بگیرند تا بهره‌وری انرژی را بهبود بخشند و توسعه سبز صنعت برق در چین را ترویج دهند. علاوه بر این، سهم بازار و رقابت صنعت برق محلی را می‌توان بر اساس شرایط مختلف منابع هر منطقه افزایش داد (Feng, Lu, Lin, Yang, & Lin, 2022).

لوپوز و همکاران (۲۰۲۱)، به بررسی رتبه‌بندی عوامل موثر بر سرمایه‌گذاری به منظور افزایش بهره‌وری انرژی در صنعت هتل داری اسپانیا پرداخته‌اند. نتایج نشان می‌دهد که بهره‌وری انرژی نه تنها تحت تأثیر شرایط آب و هوایی، مباحث زیست محیطی و نوع هتل و همچنین سایر ویژگی‌های سیستم تهویه مطبوع مانند قابلیت اطمینان نام تجاری، قیمت و عملکرد. صنعت هتلداری است، بلکه طراحی سیاست بهره‌وری انرژی مناسب مستلزم

در نظر گرفتن پاسخ‌های بالقوه توسط عوامل مختلف است (López-Bernabé, Foudi, & Linares, & Galarraga, 2021).

سینویسن و همکاران (۲۰۱۷) در مقاله‌ای به بررسی عوامل تعیین‌کننده بهره‌وری انرژی و مصرف انرژی برای ۱۱ کشور اروپای شرقی طی سال‌های ۱۹۹۶-۲۰۱۳ با استفاده از روش پانل پرداخته‌اند. نتایج تحقیق نشان می‌دهد که رشد تولید ناخالص داخلی و صادرات تکنولوژی اثر مستقیم و ارزش افزوده بخش صنعت و انتشار CO2 سرانه اثر معکوس بر بهره‌وری انرژی و مصرف انرژی دارند. همچنین عامل قیمت نقش مهمی در تغییر مصرف انرژی و افزایش بهره‌وری انرژی بازی نمی‌کند (Sineviciene, Sotnyk, & Kubatko, 2017).

کاکر و همکاران (۲۰۱۱) در مقاله‌ای به بررسی رابطه توسعه مالی و مصرف انرژی در پاکستان طی دوره زمانی ۱۹۸۰-۲۰۰۸ پرداخته‌اند. نتایج نشان می‌دهد توسعه مالی در بلندمدت مصرف انرژی را تحت تاثیر قرار می‌دهد اما تأثیرگذاری آن در کوتاه‌مدت ناچیز است (Kakar, Khilji, & Khan, 2011).

سادروسکی (۲۰۱۰) در مطالعه‌ای اثر توسعه بازارهای مالی بر رشد مصرف انرژی در اقتصادهای نوظهور را با استفاده از داده‌های ترکیبی دوره زمانی ۱۹۹۰-۲۰۰۸ و روش گشتاورهای تعمیم یافته بررسی کرده‌اند. نتایج نشان‌دهنده ارتباط مثبت و معنادار اثر توسعه بازار مالی بر رشد مصرف انرژی بود (Sadorsky, 2010).

کرونبرگ (۲۰۰۹) در مطالعه‌ای به بررسی اثر تغییرات دموگرافیک بر مصرف انرژی و انتشار گازهای گلخانه‌ای در کشور آلمان پرداخته است. نتایج بردارهای تقاضای نهایی در یک مدل داده-ستانده (I-O) زیست محیطی بدست آمده است. نتایج مدل نشان می‌دهد که تا سال ۲۰۳۰ تغییرات دموگرافیک، سهم متان در مجموعه گازهای گلخانه‌ای را افزایش می‌دهد ولی مصرف انرژی در کشور آلمان کاهش می‌یابد (Kronenberg, 2009).

آنگ (۲۰۰۷) در مطالعه‌ای به بررسی رابطه علی پویا بین انتشار گاز دی اکسیدکربن، مصرف انرژی و تولید در کشور فرانسه طی سال‌های ۱۹۶۰-۲۰۰۰ پرداخته است. نتایج مطالعه نشان داد که رشد اقتصادی علیت بلندمدت مصرف انرژی و آلودگی محیط زیست بوده و یک رابطه علی یک طرفه از سوی مصرف انرژی به رشد تولید در کوتاه مدت برقرار است (Ang, 2007).

میتکا و مولدر (۲۰۰۳) در مقاله‌ای بهره‌وری انرژی را در ۵۶ کشور توسعه‌یافته و در حال توسعه در فعالیت‌های صنعتی بررسی کرده‌اند. نتایج مطالعه نشان می‌دهد که قیمت‌های انرژی نقش محدودی در رشد بهره‌وری انرژی داشته و تغییر تکنولوژی به عنوان یک عامل مهم در رشد بهره‌وری انرژی محسوب می‌شود (Miketa & Mulder, 2003). آدنی کینجو و الومیوا (۱۹۹۹) رابطه بین مصرف انرژی و بهبود بهره‌وری در بخش صنایع کارخانه‌ای نیجریه طی سال‌های ۱۹۷۰-۱۹۹۰ را مورد بررسی قرار دادند. نتایج نشان می‌دهد که در مورد بسیاری از کشورها حفظ ذخیره انرژی، تغییرات در ساختار صنعت و ترکیب سوخت مصرفی صنایع موجب افزایش بهره‌وری در صنایع کارخانه‌ای شده است (Adenikinju & Alaba, 1999).

۳-۲- مطالعات داخلی

اکبرنیا و همکاران (۱۴۰۱) با مروری سیستماتیک بر پژوهش‌های گذشته عناصر تاثیرگذار بر مصرف خانگی را در ایران بررسی کرده‌اند. نتایج نشان می‌دهد در سطح حاکمیت (نظام آموزشی و رسانه، سیاست‌های انرژی و قانونگذاری، مدیریت اجرایی دولت و نهادهای مرتبط با انرژی)، مدیریت تولید، توزیع و مصرف انرژی، توسعه فناوری، و استاندارد شهرسازی و معماری (در سطح اجتماع) عوامل اجتماعی و فرهنگی، آگاهی عمومی و عوامل میان‌فردی (و در سطح خانوار) ویژگی‌های جمعیت شناختی خانوار، سبک زندگی و پایگاه اجتماعی اقتصادی (بر مصرف انرژی خانگی تاثیرگذار هستند (Akbarnia, Salehi, Firozjayan, & Heidari, 2022).

شهریار زورکی و مقدسی سدهی (۱۴۰۰) تاثیر مصرف انرژی بر آلاینده‌گی زیست محیطی در ایران را با تاکید بر مصرف انرژی برق و غیر برق با استفاده از رهیافت خودتوضیحی با وقفه‌های توزیعی طی دوره زمانی ۱۳۹۶-۱۳۵۰ بررسی کرده‌اند. نتایج بیانگر آن است که میزان انتشار دی‌اکسیدکربن و مصرف انرژی در سطح کل اقتصاد و در بخش‌های سه‌گانه مورد بررسی روند افزایشی داشته است. امیرنوید سلیمانی و حمیدرضا غفارزاده (۱۴۰۰) ویژگی‌های اقتصادی خانوار بر میزان مصرف انرژی (مطالعه موردی، خانوارهای ساکن در شهر یزد) را بررسی کرده‌اند. نتایج نشان داد که بین تحصیلات، درآمد، شغل و نوع منزل و مصرف انرژی رابطه معنی وجود دارد و در مجموع وضعیت اقتصادی

خانواده تاثیر زیادی بر میزان مصرف انرژی خانوار دارد (zaroki & moghadasi sedehi, 2021).

وفایی و همکاران (۱۴۰۰) در مطالعه‌ای به بررسی اثر عمق مالی بر مصرف انرژی از کانال رشد اقتصادی با استفاده از الگوی گشتاورهای تعمیم یافته سری زمانی در بازه زمانی ۱۳۵۷-۱۳۹۹ پرداخته‌اند. نتایج نشان می‌دهد که عمق مالی از کانال رشد اقتصادی، مصرف انرژی را تحت تأثیر قرار می‌دهد. متغیرهای عمق مالی و تولید ناخالص داخلی اثر مثبت بر مصرف انرژی دارند. همچنین قیمت حامل‌های انرژی اثر منفی بر مصرف انرژی دارد. بر اساس نتایج تحقیق، یک درصد افزایش در تولید ناخالص داخلی و قیمت انرژی به ترتیب منجر به تغییر ۱/۴۲٪ و ۰/۱۰٪ درصدی در مصرف انرژی می‌شود (Vafaei, Pendar, & Masumzadeh, 2021).

عربشاهی و همکاران (۱۴۰۰)، به بررسی سنجش بهره‌وری مصرف انرژی در صنایع انرژی بر کشور طی سال‌های ۱۳۷۴ تا ۱۳۹۴ پرداخته‌اند. نتایج آزمون گاما نشان می‌دهد بهترین ترکیب متغیرهای اثرگذار بر بهره‌وری انرژی صنایع شامل متغیرهای محیطی تکنولوژی، حکمرانی خوب، اندازه دولت، آزادسازی تجاری و قیمت واقعی انرژی و همچنین متغیرهای خرد شامل ساختار فنی تولید، قیمت سرمایه و مصرف انرژی می‌باشد. بر اساس روش تحلیل پوششی داده‌ها، میانگین بهره‌وری کل صنایع انرژی بر در دوره مورد بررسی حدود ۶۸ درصد و صنعت مواد غذایی و آشامیدنی نسبت به سایر صنایع از بهره‌وری بالاتری برخوردار بوده است (Arabshahi Delouee, Falahi, & Salehnia, 2020).

انوشه‌پور و همکاران (۱۴۰۰)، رابطه مصرف انرژی و بهره‌وری کل عوامل تولید کشاورزی را با استفاده از روش رگرسیون چندک مبتنی بر داده‌های سری زمانی سال‌های ۱۳۴۶ تا ۱۳۹۵ مورد ارزیابی قرار داده‌اند. نتایج بدست آمده از برآورد الگو نشان می‌دهد که مصرف انرژی و نرخ تورم با یک دوره وقفه در چندک‌های ۰/۲۵ و ۰/۵ دارای اثر منفی و معناداری بر بهره‌وری کل عوامل تولید می‌باشند، در حالی که اثر متغیرهای نرخ ارز، سرمایه‌گذاری خارجی و بهره‌وری (با یک دوره وقفه) مثبت و معنادار برآورد گردید (Anooshehpour, Moghaddasi, MohammadiNejad, & Yazdani, 2020).

کفایی و همکاران (۱۳۹۶)، با استفاده از داده‌های بخشی سال‌های ۱۳۹۱-۱۳۷۳ عوامل مؤثر بر بهره‌وری انرژی بخشی در اقتصاد ایران به روش داده‌های تابلویی مورد

شناسایی قرار گرفت. یافته‌ها حاکی از آن است که موجودی سرمایه مستقیم خارجی و قیمت نسبی انرژی، تأثیر مثبت و ارزش افزوده و نسبت موجودی سرمایه به نیروی کار بخشی، تأثیر منفی بر بهره‌وری انرژی بخشی دارند (Kafaie & Nejadaghaeiavash, 2017).

اسدی و همکاران (۱۳۹۷)، به بررسی عوامل مؤثر بر مصرف انرژی در ایران طی دوره زمانی ۱۹۷۰-۲۰۱۶ به کمک مدل‌های خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی (ARDL) پرداخته‌اند. نتایج برآورد مدل، بیانگر تأثیر مثبت شاخص توسعه مالی، رشد اقتصادی و شهرنشینی و تأثیر منفی قیمت نفت در بلندمدت بر مصرف انرژی است. همچنین، در کوتاه‌مدت شاهد رابطه علیت از سمت توسعه مالی به مصرف انرژی است (Ali Asadi, Esmaili, 2018; Bakhshour, & Sadeghpour, 2018).

محمدزاده و همکاران (۱۳۹۳) در مطالعه‌ای رابطه میان مصرف انرژی و توسعه مالی در ایران را طی دوره زمانی ۱۳۵۰-۱۳۸۷ با استفاده از الگوی خود بازگشتی با وقفه‌های توزیعی بررسی کرده‌اند. نتایج حاکی از تأثیر مثبت توسعه مالی، تولید ناخالص داخلی سرانه و جمعیت شهرنشین بر مصرف انرژی در دوره مورد بررسی است (Mohammad zadeh & Ebrahimi, 2014).

بنی اسدی و محسنی (۱۳۹۳) در تحقیقی به بررسی اثر شوک‌های دائمی و موقت بهره‌وری بر شدت مصرف انرژی در ایران طی دوره زمانی ۱۳۵۳-۱۳۸۹ پرداخته‌اند. نتایج تخمین مدل نشان می‌دهد که شوک‌های موقتی بهره‌وری، مهمترین منبع تغییرات در شدت مصرف انرژی در کوتاه‌مدت هستند. همچنین شوک‌های دائمی بهره‌وری منجر به کاهش شدت مصرف انرژی در بلندمدت می‌شوند (Baniasadi & Mohseni, 2014).

قنبری و همکاران (۱۳۹۳) در مقاله‌ای عوامل مؤثر بر بهره‌وری انرژی در بخش کشاورزی ایران را طی دوره زمانی ۱۳۵۶-۱۳۸۶ با استفاده از الگوی خود بازگشتی با وقفه‌های توزیعی بررسی کرده‌اند. نتایج نشان می‌دهد که متوسط سرمایه به ازای هر واحد انرژی مصرفی، دستمزد واقعی نیروی کار، متوسط نیروی کار به ازای هر واحد انرژی، قیمت واقعی فرآورده‌ای نفتی و نسبت برق از کل مصرف انرژی تأثیر مثبت بر بهره‌وری انرژی داشته‌اند (Ghanbari et al., 2014).

شادمهری و همکاران (۱۳۹۲) عوامل مؤثر بر بهره‌وری انرژی در بخش کشاورزی ایران را در دوره زمانی ۱۳۵۳-۱۳۸۱ بررسی کرده‌اند. نتایج حاکی از آن است که متغیرهای

نیروی کار به ازای هر واحد انرژی، موجودی سرمایه ماشین آلات به ازای هر واحد انرژی و روند زمانی تأثیر مثبت بر بهره‌وری انرژی بخش کشاورزی داشته‌اند (Ahmadi Shadmehri et al., 2014).

امینی و یزدی پور (۱۳۸۷) در مقاله‌ای به بررسی عوامل کمی موثر بر بهره‌وری انرژی در کارگاه‌های بزرگ صنعتی ایران طی دوره ۱۳۷۳-۱۳۸۱ پرداخته‌اند. نتایج برآورد مدل‌ها نشان می‌دهد که متوسط سرمایه به ازای هر واحد انرژی مصرفی و هزینه واقعی استفاده از سرمایه بیشترین تأثیر را در بهره‌وری انرژی داشته‌اند (Amini & Yazdipoor, 2008). جلال‌آبادی و رخشان (۱۳۸۴) در مطالعه‌ای به تحلیل مصرف حامل‌های انرژی در ایران با استفاده از مدل خودرگرسیون برداری طی دوره زمانی ۱۳۴۶-۱۳۸۰ پرداخته‌اند. نتایج حاصل نشان می‌دهد مصرف حامل‌های انرژی در ایران چندان متأثر از تغییر در قیمت آن‌ها نبوده و یا تأثیرپذیری آن‌ها با گذشت زمان طولانی صورت می‌گیرد (Jalalabadi & Rakhshan, 2005).

۴- روش تحقیق و تصریح مدل

بیشتر تحقیقات انجام شده در این زمینه با استفاده از مدل‌های خطی صورت گرفته است. از آنجایی که مدل خطی نمی‌تواند تغییرات تدریجی متغیرها را در وضعیت‌های مختلف اقتصادی بیان نماید (به عبارت دیگر برای بررسی اثر تغییرات ساختار مجبور به وارد کردن متغیر موهومی می‌باشد، که این مشکل در روش‌های غیرخطی فازی مرتفع شده است؛ به این صورت که اثر این تغییرات به صورت درونزا در مدل بررسی می‌شود، مدل‌سازی روابط بین متغیرهای اقتصادی به صورت غیرخطی مورد توجه بسیاری از اقتصاددانان قرار گرفته است؛ در این راستا، مطالعه حاضر نیز از الگوی رگرسیون انتقال ملایم لاجستیک با رویکرد فازی برای تخمین عوامل موثر بر مصرف و بهره‌وری انرژی در ایران کمک گرفته است.

۴-۱- مدل اتورگرسیو انتقال ملایم (STAR)

یکی از ویژگی‌های کلیدی مدل‌های اتورگرسیو آستانه‌ای، ماهیت ناپیوسته ارتباط اتورگرسیو است. با توجه به اینکه ماهیت به طور کلی پیوسته است، در سال ۱۹۹۴ یک مدل جایگزین به نام اتورگرسیو انتقال ملایم (STAR) توسط تراسویرتا پیشنهاد شد، در مدل‌های اتورگرسیو انتقال ملایم تابع انتقال ملایم به صورت یک جهش ناگهانی انتقال نمی‌یابد بلکه

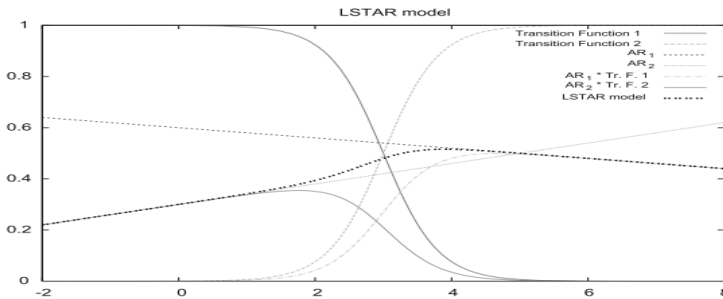
به صورت پیوسته از یک اتورگرسیو خطی به دیگری انتقال می‌یابد، مدل اتورگرسیو انتقال ملایم برای $k + 1$ به صورت زیر تعریف شده است.

$$y_t = b'_0 x_t + \sum_{i=1}^k b'_i x_t f_i(s_t; \theta_i) + \varepsilon_t \quad (1)$$

تابع انتقالی $f_i(s_t; \theta_i)$ یک تابع پیوسته است که بین 0 و 1 محدود می‌شود. که در زمان t اتفاق می‌افتد، که توسط متغیر قابل مشاهده s_t و مقدار وابسته $f_i(s_t; \theta_i)$ تعیین می‌شود. انتخاب‌های مختلف برای تابع انتقالی موجب انواع مختلفی از رفتار تبدیلی می‌شود. یک انتخاب مناسب برای $f_i(s_t; \theta_i)$ تابع لجستیک است:

$$f_i(s_t; \theta_i, \gamma) = (1 + \exp(\gamma(s_t - c)))^{-1} \quad (2)$$

و مدل حاصل آن اتورگرسیو انتقال ملایم لجستیک (LSTAR) نامیده می‌شود.



شکل ۲. نمونه ای از مدل STAR با استفاده از تابع انتقال لجستیک
مأخذ: نتایج پژوهش

Figure 2. An example of the STAR model using the logistic transfer function

Source: Research results

در مدل اتورگرسیو انتقال ملایم لجستیک، تابع انتقال $f_i(s_t; \theta_i)$ به صورت زیر تعریف می‌کنیم:

$$f_i(s_t; \gamma_i, c_i) = \begin{cases} 1 - f_i(s_t; \gamma_i, c_i) & \text{if } i = 1 \\ f_i(s_t; \gamma_i, c_i) - f_i(s_t; \gamma_{i+1}, c_{i+1}) & \text{if } 1 < i < k \\ f_i(s_t; \gamma_i, c_i) & \text{if } i = k \end{cases} \quad (3)$$

در اینجا $f_i(s_t; \theta_i)$ در رابطه (۶) تعریف شده است. مدل اتورگرسیو انتقال ملایم لجستیک می‌تواند (و معمولاً) به صورت زیر بازنویسی شود.

$$y_t = \sum_{i=2}^k b'_i x_t F(s_t; \gamma_i, \phi_i) + \varepsilon_t \quad (۴)$$

شکل ۲ نشانگر گرافیکی یک مدل اتورگرسیو انتقال ملایم و دو تابع انتقالی همراه با مدل‌های خطی و توابع انتقالی مرتبط با آنها را نشان می‌دهد. هر یک از پارامترهای c_i در فرمول (۲) می‌تواند به عنوان حد آستانه بین دو طرز کار تفسیر شود، به این معنا که تابع لجستیک به طور یکنواخت از ۰ به ۱ افزایش می‌یابد و $F(c_i; \gamma_i, c_i) = 0.5$ خواهد بود. پارامتر γ_i انتقال از یک آستانه به آستانه دیگری را تعیین می‌کند. از آنجایی که γ_i بسیار بزرگ می‌شود، تابع لجستیک به تابع نشانگر $I(0)$ نزدیک می‌شود و از این رو تغییر $F(s_t; \gamma_i, c_i)$ از ۰ به ۱ در $c \rightarrow s_t$ آنی می‌شود. در نتیجه، مدل‌های اتورگرسیو انتقال ملایم لجستیک را به عنوان یک مورد خاص قرار می‌دهد. علاوه بر این، وقتی $\gamma_i \rightarrow 0$ میل می‌کند مدل LSTAR به یک مدل AR خطی کاهش می‌یابد. در مدل اتورگرسیو انتقال ملایم لجستیک، تبادل‌های طرز کار با مقادیر کوچک و بزرگ متغیر انتقالی s_t نسبت به c همراه هستند. در عملکردهای خاص، ممکن است بیشتر مناسب باشد که تابع انتقالی را مشخص کنید به طوری که طرز کارها با مقادیر مطلق کوچک و بزرگ s_t (دوباره نسبت به c) مرتبط هستند. این را می‌توان با استفاده از تابع نمایی بدست آورد که در این صورت مدل ممکن است به صورت اتورگرسیو انتقال ملایم نمایی^۴ ESTAR نامیده شود.

۲-۴- روابط با مدل‌های مبتنی بر قاعده فازی

ارتباطات موجود بین یک مدل اتورگرسیو و یک قاعده فازی که در چارچوب سری زمانی مورد استفاده قرار می‌گیرد، مورد بررسی قرار گرفته شد. همچنین مدل‌های اتورگرسیو انتقال ملایم را می‌توان به عنوان یک مورد خاص از مدل مبتنی بر قاعده فازی مشاهده کرد. برای وضوح، ابتدا فرض کنیم که این مدل بیانگر مدل مبتنی بر قاعده فازی FRBM در اینجا است. در هنگام برخورد با مسائل سری زمانی (و در کل، هنگام برخورد با هر گونه مسئله دقت مهم‌تر از تفسیرپذیری است)، الگوی تاکاگی-سوگنو-کانگ (TSK) نسبت به سایر انواعها ترجیح داده می‌شود. قانون فازی نوع TSK به صورت زیر است:

⁴ Self-regressive smooth transition exponential



$$\begin{aligned} & \text{IF } x_1 \text{ IS } A_1 \text{ AND } x_2 \text{ IS } A_2 \text{ AND } \dots \text{ AND } x_p \text{ IS } A_p \\ & \text{THEN } y = b'x_t = b_0 + b_1x_1 + b_2x_2 + \dots + b_px_p \end{aligned} \quad (5)$$

در اینجا x_i متغیرهای ورودی هستند و A_j مجموعه‌های فازی برای متغیرهای ورودی هستند. با توجه به مکانیزم استدلال فازی برای قواعد TSK، مقادیر متغیرها به صورت زیر به دست می‌آید (اعتصامی و همکاران).

$$\omega(x) = \prod_{j=1}^p \mu_{A_j}(x_j) \quad (6)$$

تابع μ_{A_j} را می‌توان از طیف وسیعی از توابع انتخاب کرد. یکی از متداول ترین آن‌ها به صورت زیر بیان شده است:

$$\mu_A(x) = \exp\left(\frac{-(x-c)^2}{2\sigma^2}\right) \quad (7)$$

اما همچنین می‌تواند یک تابع لجستیک باشد:

$$\mu_A(x) = \frac{1}{1 + \exp\left(\frac{c-x}{\sigma}\right)} \quad (8)$$

و همچنین توابع غیر مشتق شده به عنوان یک تابع مثلثی می‌باشند. خروجی کلی به صورت میانگین وزنی یا مجموع وزن خروجی قوانین محاسبه می‌شود. در مورد مجموع وزن، خروجی به صورت زیر بیان می‌شود:

$$y_t = G(x_t; \Psi) = \sum_{i=1}^R b'_i x_t \cdot \omega_i(x_t) \quad (9)$$

در اینجا G تابع غیرخطی کلی با پارامترهای w است و R تعداد قوانین فازی است که در سیستم وجود دارد. در حالی که بسیاری از FRBM TSK میانگین محاسبه را برای محاسبه خروجی انجام می‌دهند، FRBM افزایشی نیز یک انتخاب رایج است. آنها در تعداد زیادی از برنامه‌های کاربردی استفاده شده‌اند. هنگامی که برای مدل سازی یا پیش‌بینی یک سری زمانی نامحدود (Mishra) استفاده می‌شود، قوانین به صورت FSB FRBM بیان می‌شود:

$$\begin{aligned} & \text{IF } y_{t-1} \text{ IS } A_1 \text{ AND } y_{t-2} \text{ IS } A_2 \text{ AND } \dots \text{ AND } y_{t-p} \text{ IS } A_p \\ & \text{THEN } y = b_0 + b_1y_{t-1} + b_2y_{t-2} + \dots + b_py_{t-p} \end{aligned} \quad (10)$$

در این قاعده، تمام متغیرهای y_{t-i} مقادیر سری زمانی (Mishra) هستند (Teräsvirta, 1994b).

۴-۳- آزمون خطی بودن در برابر غیر خطی بودن:

یکی از مراحل اساسی در تخمین الگوهای رگرسیون انتقال ملایم، آزمون خطی بودن الگو در برابر الگوی غیرخطی است. اگر بنا به استفاده از روش غیرخطی برای تخمین مدل باشد باید قبل از آن بر محققان مسلم شود که فرآیند از الگوی غیرخطی تبعیت می‌کند. در واقع هدف اصلی این قسمت از تحقیق بررسی امکان تخمین به صورت غیرخطی است؛ به عبارت دیگر اگر آزمون‌هایی که در ادامه آورده می‌شود بتواند وجود رابطه غیرخطی را تأیید کند، آنگاه می‌توان روابط را به صورت غیرخطی تخمین زده و به تحلیل نتایج پرداخت، در غیر این صورت مدل به همان روش خطی تخمین زده می‌شود. سؤال اساسی آن است که: اولاً آیا مدل خطی است یا از یک الگوی غیر خطی پیروی می‌کند؟ (ثانیاً: اگر مدل غیر خطی است؛ از کدام فرآیند تبعیت می‌کند؟ (مدل LSTAR یا مدل ESTAR) بنابراین فرضیه صفر مبنی بر خطی بودن به صورت $H_0: \gamma = 0$ تعریف می‌شود. در واقع با فرض صفر بودن γ معادله (۱) به یک رگرسیون خطی تبدیل می‌شود و در این حالت C و θ پارامترهای غیرمشخصی خواهد بود (Lopes & Salazar, 2006). برای حل این مشکل بیان کرده‌اند، جایگزین کردن تابع انتقال $F(S_t, \gamma, C)$ با تقریب تیلور^۵ مناسب است. برای انجام این آزمون، از بسط درجه سوم تیلور بر اساس پیشنهاد لوکونن و همکاران (۱۹۸۸) استفاده می‌شود (Luukkonen, Saikkonen, & Teräsvirta, 1988). بدین ترتیب، رگرسیون کمکی زیر نوشته می‌شود:

$$y = \pi' W_{t-1} + \sum_{i=1}^k \gamma_i' W_{t-1} S_t^k + v_t \quad (11)$$

که در آن بردار متغیرهای مستقل مدل است S_t متغیر انتقال و π' پارامترهای ضرایب خطی مدل کمکی و γ_i' پارامترهای ضرایب غیرخطی مدل کمکی است. در این وضعیت، فرضیه صفر مبنی بر خطی بودن الگو به صورت زیر خواهد بود. در معادله (۵)، ابتدا متغیر انتقال برای انجام آزمون فوق باید تعیین گردد. انتخاب این متغیر، نه تنها در این آزمون از اهمیت فراوانی برخوردار است، بلکه در تعیین نوع الگو و تخمین نهایی آن نیز سهم بسیاری دارد. برای این منظور تسای (Tsay, 1989)، (Teräsvirta, 1994a) آزمونی را ارائه کرده‌اند که در آن متغیر انتقال مناسب، طوری انتخاب می‌شود که آماره آزمون مربوط به آزمون

⁵ The Taylor series approximate



خطی بودن حداقل شود. به عبارت دیگر، به منظور انتخاب متغیر مناسب ابتدا آزمون خطی بودن الگو برای متغیرهای بالقوه مختلف انجام می‌شود و متغیری انتخاب می‌گردد که مقدار آماره F آزمون در بین سایر متغیرها بیشترین باشد. در صورت تأیید غیرخطی بودن الگو، باید فرم تابعی مناسب برای تابع انتقال مورد بررسی قرار گیرد. در این مرحله با استفاده از آماره کای-دو، محدودیتهای زیر به ترتیب آزمون می‌شود.

$$H_{04}: \beta_3 = 0 \quad (12)$$

$$H_{03}: \beta_2 = 0 \mid \beta_3 = 0 \quad (13)$$

$$H_{02}: \beta_1 = 0 \mid \beta_2 = \beta_3 = 0 \quad (14)$$

نحوه تصمیم‌گیری بدین ترتیب است که اگر فرضیه ۱۲ رد شود شکل مدل به صورت LSTAR انتخاب می‌شود، اگر فرضیه ۱۲ پذیرفته شود و فرضیه صفر ۱۳ رد شود شکل مدل به صورت ESTAR انتخاب می‌شود، نهایتاً اگر فرضیه ۱۲ و ۱۳ پذیرفته شود و فرضیه ۱۴ رد شود LSTAR می‌باشد.

۴-۴ داده‌ها و اطلاعات:

در این بخش به بررسی آثار نامتقارن عوامل موثر بر مصرف و بهره‌وری انرژی در ایران پرداخته می‌شود. براین اساس تصریح مدل برای بهره‌وری و مصرف انرژی به صورت روابط زیر است:

$$EF = F(Y, P, GP, IVA, CO_2, TE, FC) \quad (15)$$

$$E = F(Y, P, GP, IVA, TE) \quad (16)$$

براساس روابط بالا، متغیرهای مورد بررسی عبارتند از: EF: بهره‌وری انرژی، E: مصرف انرژی، Y: تولید ناخالص داخلی سرانه، P: قیمت نفت، GP: قیمت گاز، IVA: ارزش افزوده بخش صنعت، CO₂: انتشار دی‌اکسید کربن. FC: سرمایه‌گذاری‌های ثابت و TE تکنولوژی است. اطلاعات در این تحقیق از آمار رسمی منتشر شده توسط بانک جهانی (WDI⁶) و

⁶ World Development Indicators (WDI)

گزارش‌های مربوط به شرکت‌های نفتی بین‌المللی همچون BP⁷ برای کشور ایران طی سال‌های ۱۳۶۹-۱۳۹۸ جمع‌آوری شده است.

۵- برآورد مدل و آزمون فرضیه‌ها

در این بخش ابتدا به بررسی آزمون ریشه واحد پرداخته، برای این منظور از آزمون دیکی-فولر تعمیم‌یافته استفاده شده است. و با توجه به معیار آکائیک داده‌ها انباشته از درجه یک بوده که نتایج آن در جدول ۳ ارائه شده است.

جدول ۳. آزمون ریشه واحد دیکی فولر تعمیم یافته (ADF) روی سطح متغیرها
مأخذ: نتایج پژوهش

Table 3. Generalized Dickey Fuller unit root (ADF) test on the level of variables

Source: Research results

متغیرها	آزمون ریشه واحد دیکی فولر تعمیم یافته روی سطح متغیرها		آزمون ریشه واحد دیکی فولر تعمیم یافته روی تفاضل مرتبه اول متغیرها	
	کمیت بحرانی	احتمال	کمیت بحرانی	احتمال
e	-۰/۳۳	۰/۹۰۷	-۶/۰۹	۰/۰۰۰
fe	-۲/۶۲	۰/۱۰۰۴	-۶/۲۳	۰/۰۰۰
Co2	-۰/۵۱	۰/۸۷	-۵/۶۳	۰/۰۰۱
fc	-۱/۸۲	۰/۳۶	-۵/۱۸	۰/۰۰۳
te	-۰/۹۲	۰/۷۶	-۴/۶۳	۰/۰۰۱
iva	-۰/۹۹	۰/۷۴	-۳/۸۱	۰/۰۰۸۱
pg	-۱/۳۲	۰/۶۰۰۳	-۵/۰۲	۰/۰۰۴
y	-۰/۶۲	۰/۸۴	-۴/۳۵	۰/۰۰۲
p	۱/۳۵	۰/۹۹	-۵/۱۳	۰/۰۰۴

برای بررسی رابطه بلندمدت بین متغیرها (انباشتگی) ابتدا معادله رگرسیون (۱۷) و (۱۸) که به ترتیب مربوط به بهره‌وری و مصرف انرژی برآورد می‌شود. اگر پسماندهای حاصل از این تخمین $I(0)$ یا ساکن از درجه صفر باشد، در این صورت:

⁷British Petroleum



$$EF = \alpha_0 + \beta_1 y + \beta_2 p + \beta_3 pg + \beta_4 te + \beta_5 iva + \beta_6 CO2 + \beta_7 fc + \varepsilon \quad (17)$$

$E = \alpha_0 + \beta_1 y + \beta_2 p + \beta_3 pg + \beta_4 te + \beta_5 iva + \varepsilon$ (۱۸)
متغیرهای موجود هم‌انباشته هستند (آزمون انگل گرنجر) با توجه به آزمون انجام شده، پسماندهای حاصل از این مدل I(0) بوده، در نتیجه متغیرهای موجود هم‌انباشته بوده و یک رابطه بلندمدت بین آن‌ها وجود دارد، البته ممکن است در کوتاه‌مدت عدم تعادل وجود داشته باشد. بنابراین جمله خطا در رگرسیون (۱) خطای تعادل می‌باشد، از این جمله می‌توان برای مرتبط ساختن رفتار کوتاه‌مدت CPI با رفتار بلندمدت آن استفاده کرد. برای این منظور از مکانیزم تصحیح خطا استفاده می‌شود (ECM) که برای اولین توسط سارگان^۱ مورد استفاده قرار گرفت.

(۱۹)

$$d(EF)_t = \alpha_0 + \beta_1 (ec)_{t-1} + \beta_2 (dy)_{t-1} + \beta_3 (dp)_{t-1} + \beta_4 (dpg)_{t-1} + \beta_5 (dte)_{t-1} + \beta_6 (diva)_{t-1} + \beta_7 (dCO2)_{t-1} + \beta_8 (dfc)_{t-1} + \varepsilon$$

$$d(E)_t = \alpha_0 + \beta_1 (ec)_{t-1} + \beta_2 (dy)_{t-1} + \beta_3 (dp)_{t-1} + \beta_4 (dpg)_{t-1} + \beta_5 (dte)_{t-1} + \beta_6 (diva)_{t-1} + \varepsilon \quad (20)$$

در مرحله بعد با توجه به معادله شکل ۳ تست‌های خطی را انجام می‌شود. برای این هدف با استفاده از تک تک متغیرهای تحت بررسی (بهره وری انرژی، مصرف انرژی، تولید ناخالص داخلی سرانه، قیمت نفت، قیمت گاز، ارزش افزوده بخش صنعت، انتشار دی اکسید کربن) به عنوان متغیر انتقال انتخاب می‌شوند و برای ارزش‌های متفاوت (K=1,2,3) رگرسیون جداگانه‌ای تخمین زده می‌شود که این فرآیند به بسط تیلور معروف است. سپس برای هر یک از متغیرها بسط‌های اول تا سوم تیلور آماره F محاسبه می‌شود. سرانجام هر متغیری که بیشترین مقدار آماره F و احتمال را داشته باشد به عنوان متغیر انتقال انتخاب می‌شود. که نتایج حاصل در جدول ۴ و جدول ۵ که به ترتیب مربوط به بهره وری و مصرف انرژی ارائه شده است.

جدول ۴. انتخاب متغیر انتقال مربوط به بهره‌وری
مأخذ: نتایج پژوهش

Table4. Selection of the transfer variable related to productivity

Source: Research results

متغیر انتقال (st)	K=1	K=۲	K=۳
dco2	۹۶/۵۷ (۰/۰۰۰)	۳/۷۴ (۰/۰۳۲)	۱۰۹/۲۲ (۰/۰۰۰)
dfc	۲۱/۹۶ (۰/۰۰۰)	۲۱/۵۷ (۰/۰۰۰)	۱۲/۴۸ (۰/۰۰۰)
dte	۱۰/۳۹ (۰/۰۰۰)	۸/۵۱ (۰/۰۰۰)	۱۰/۶۸ (۰/۰۰۰)
diva	۴۲/۴۷ (۰/۰۰۰)	۴۲/۲۲ (۰/۰۰۰)	۴۰/۱۳ (۰/۰۰۰)
dpg	۴۲/۴۷ (۰/۰۰۰)	۴۲/۲۲ (۰/۰۰۰)	۴۵/۷ (۰/۰۰۰)
dy	۳۶/۴۵ (۰/۰۰۰)	۳۶/۲۳ (۰/۰۰۰)	۳۵/۹۹ (۰/۰۰۰)
dp	۱۰/۳۹ (۰/۰۰۰)	۸/۵۱۰ (۰/۰۰۰)	۱۰/۶۶ (۰/۰۰۰)

جدول ۵. انتخاب متغیر انتقال مربوط به مصرف انرژی
مأخذ: نتایج پژوهش

Table5. Selection of transmission variable related to energy consumption

Source: Research results

متغیر انتقال	K=1	K=۲	K=۳
dpg	۱۸/۷۷ (۰/۰۰۰)	۳۸/۰۲ (۰/۰۰۰)	۱۰/۹۶ (۰/۰۰۰)
diva	۲۰/۰۳ (۰/۰۰۰)	۳/۱۲ (۰/۰۴۵)	۲۰/۰۴ (۰/۰۰۰)

dte	۲۲/۲۷ (۰/۰۰۰)	۲۶/۰۰ (۰/۰۰۰)	۱۷/۱۵ (۰/۰۰۰)
dy	۱۴/۷۲ (۰/۰۰۰)	۱۴/۸۰ (۰/۰۰۰)	۱۴/۸۹ (۰/۰۰۰)
dp	۳۲/۵۲ (۰/۰۰۰)	۹/۷۹ (۰/۰۰۰)	۳۵/۲۷ (۰/۰۰۰)

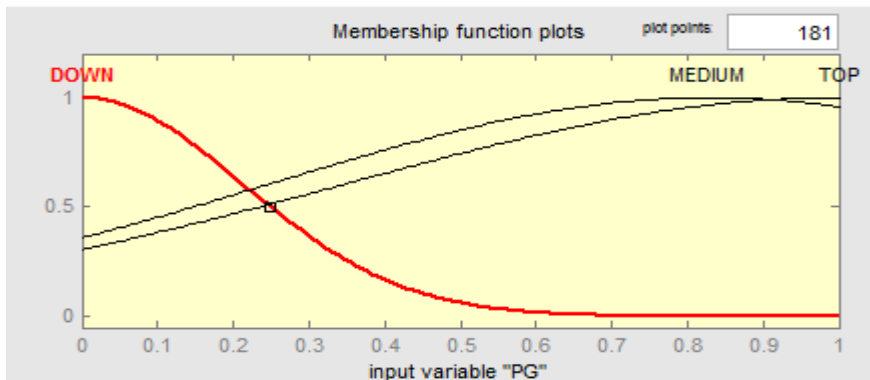
همانطور که بیان شد، برای بررسی رفتار غیرخطی متغیرها، انتخاب متغیر انتقال و مدل مناسب (انتخاب مدل LSTAR یا ESTAR) به پیشنهاد تراسورتا (۱۹۹۴) بسط تیلور را به ترتیب به کمک آزمون‌های F3, F2, F1 انجام شده است. نتایج بدست آمده در جدول ۶ ارائه شده است. نتایج تست‌های خطی پیشنهاد می‌کنند که فرضیه تهی برای خطی بودن رد شده است. بنابراین، متغیرهای مورد بررسی رفتار غیرخطی دارند و به این دلیل آن که متغیر قیمت گاز و انتشار گاز دی اکسید کربن نسبت به سایر متغیرها آماره آزمون بزرگتری دارند به عنوان متغیر انتقال انتخاب می‌شود. و فرض خطی بودن به احتمال قوتی نسبت به سایر متغیرها رد می‌شود. از سوی دیگر با توجه به اینکه F3 بیشترین آماره فرضیه را دارد فرضیه (۱۲) رد می‌شود و با توجه به فرضیه‌های (۱۲) و (۱۳) و (۱۴) مدل مناسب را انتخاب می‌کنیم. و طبق فرضیه‌ها، مدل LSTAR انتخاب می‌شود. در مرحله بعد از طریق فرآیند همگرایی باید مقدار سرعت انتقال () و مقدار آستانه (c) را تعیین کرد که نتایج در جدول ۵ و ارائه شده است. بنابراین فرم مدل غیرخطی LSTAR به صورت روابطه (۲۱) و (۲۲) که به ترتیب مربوط به بهره وری و مصرف انرژی است.

$$d(EF)_t = \alpha_0 + \beta_1(dy)_{t-1} + \beta_2(dp)_{t-1} + \beta_3(dpg)_{t-1} + \beta_4(dte)_{t-1} + \beta_5(dCO2)_{t-1} + \beta_6(diva)_{t-1} + \beta_7(df_c)_{t-1} + F(S_t, \gamma, C) \quad (21)$$

$$\beta_8(dy)_{t-1} + \beta_9(dp)_{t-1} + \beta_{10}(dpg)_{t-1} + \beta_{11}(dte)_{t-1} + \beta_{12}(diva)_{t-1} + \beta_{13}(dCO2)_{t-1} + \beta_{14}(df_c)_{t-1}$$

$$d(E)_t = \alpha_0 + \beta_1(dy)_{t-1} + \beta_2(dp)_{t-1} + \beta_3(dpg)_{t-1} + \beta_4(dte)_{t-1} + \beta_5(dCO2)_{t-1} + \beta_6(dy)_{t-1} + \beta_7(dp)_{t-1} + \beta_8(dpg)_{t-1} + \beta_9(dte)_{t-1} + \beta_{10}(diva)_{t-1} + F(S_t, \gamma, C) \quad (22)$$

در این مدل $i=1, \dots, N$ و $t=1, \dots, T$ و ε_t مجموع خطا، ec صیحیح خطا می‌باشد. هدف اصلی از این مطالعه بررسی رفتار غیرخطی عوامل موثر بر مصرف و بهره‌وری انرژی است. همانطور که بیان شد با توجه به بسط تیلور و آزمون تراسویرتا قیمت گاز و انتشار گاز CO2 تاثیرقوی تری نسبت به سایر متغیرها به ترتیب بر مصرف و بهره‌وری انرژی دارند و به عنوان متغیر انتقال انتخاب می‌شوند. حال با استفاده از قوانین فازی تابع عضویت متغیرهای انتقال را در نرم افزار متلب محاسبه کرده، لازم به توضیح است که توابع عضویت از نوع گوسین می‌باشد. زمانی که قیمت گاز و انتشار گاز CO2 بین صفر و میانگین است. در حد آستانه پایین^۸، زمانی که قیمت گاز و انتشار گاز CO2 بین مجموع میانگین و انحراف معیار و تفاضل میانگین و انحراف معیار است در حد آستانه متوسط^۹، زمانی که قیمت گاز و انتشار گاز CO2 بین میانگین و عدد یک است در حد آستانه بالا^{۱۰} است. بر این اساس توابع عضویت برای قیمت گاز و انتشار گاز CO2 محاسبه شده و در شکل ۳ و شکل ۴ ترسیم شده است.



شکل ۳. تابع عضویت متغیر انتقال (قیمت گاز)

مأخذ: نتایج پژوهش

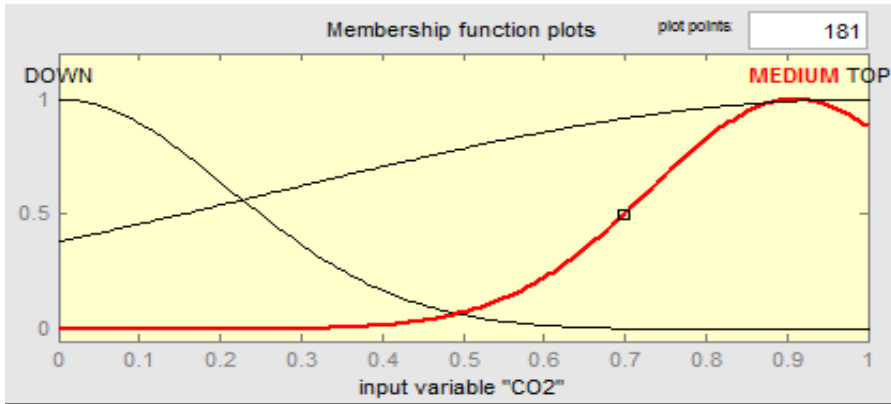
Figure 3. membership function of the transfer variable (gas price)

Source: Research results

⁸ Down Threshold

⁹ Medium Threshold

¹⁰ Top Threshold



شکل ۴. تابع عضویت متغیر انتقال (انتشار گاز CO2)
مأخذ: نتایج پژوهش

Figure4. The membership function of the transfer variable (CO2 emissions)

Source: Research results

جدول ۶. انتخاب مدل مناسب
مأخذ: نتایج پژوهش

Table6. Choose the right model

Source: Research results

مدل غیرخطی	انتخاب مدل مناسب	F1	F2	F3
مصرف انرژی	LSTAR	۵/۲۵	۱۰/۹۸	۱۷/۳۳
بهره‌وری انرژی	LSTAR	۸/۶۵	۱۵/۶	۲۸/۶۵

جدول ۷. مقدار آستانه و مقدار سرعت انتقال
مأخذ: نتایج پژوهش

Table7. Threshold value and transmission speed value

Source: Research results

مدل غیرخطی	سرعت انتقال	نقطه انتقال
مصرف انرژی	۲/۵	۸/۱
بهره‌وری انرژی	۰/۲	۲/۲

جدول ۸. مقایسه نتایج مدل خطی و غیر خطی فازی بهره‌وری انرژی
مأخذ: نتایج پژوهش

Table 8. Comparing the results of linear and nonlinear fuzzy models of energy efficiency
Source: Research results

نام متغیر	مدل خطی	مدل غیرخطی				
		ضرایب	ضرایب قسمت خطی	ضرایب قسمت غیرخطی	حد بالا	حد وسط
dco2	-۰/۵۱	۵/۶۶	-۱۶/۳۴	-۵۱/۹۴۴	-۱۵/۰۷	-۱۱/۱۸
dfc	۱/۴۱	۴/۱۴	-۴/۲۶	۱۶/۷۴	۶/۶۳	۶/۱۰
dte	۰/۰۳	۴/۶۶	-۴۹/۳۳	۱۴۵/۲۵	۲۹/۳۱	۲۱/۴۳
dva	۷/۰۷	۵/۱۰	-۵/۲۴	۲۰/۰۴	۷/۷۲	۶/۸۸
dpg	-۰/۰۱	۳/۵۴	-۳۵/۹۷	۱۰۴/۰۶	۲۴/۳۲	۱۵/۷۰
dy	۰/۰۰۰۴	۰/۳۴	۳/۷۷	-۱/۶۲	-۲/۵۲	۱۱/۰۹
dp	-۰/۰۰۱	۰/۷۰	-۷/۳۴	۲۱/۶۶	۵/۰۰۷	۳/۲۴
R2	۰/۳۵	۰/۶۳				

جدول ۹. مقایسه نتایج مدل خطی و غیر خطی فازی مصرف انرژی
مأخذ: نتایج پژوهش

Table 9. Comparing the results of linear and nonlinear fuzzy models of energy consumption
Source: Research results

نام متغیر	مدل خطی	مدل غیرخطی				
		ضرایب	ضرایب قسمت خطی	ضرایب قسمت غیرخطی	حد بالا	حد وسط
dte	۹/۷۲	۷/۱۱	-۵/۱۴	-۷/۸۵	-۷/۸۰	-۷/۸۵
dva	۳/۵۲	۱/۰۶	-۱/۰۳	۱/۰۴	۱/۰۴	۱/۰۲
dpg	-۲۸/۷۶	-۱۸/۲۲	۹۳/۱۳	-۱۷/۲۸	-۱۶/۴۵	-۱۵/۴۳
dy	-۰/۱۴	۱/۴۵	۰/۰۵۷	۱/۴۶	۱/۴۰۵	۱/۴۰
dp	-۰/۰۵۹	-۲۳/۹۱	۲۳/۵۸	-۲۳/۶۷	-۲۳/۴۵	-۲۳/۲۰
R ²	۰/۴۱	۰/۶۴				



۶- تجزیه و تحلیل

در این بخش از مطالعه به تحلیل نتایج پرداخته می‌شود.
الف: با توجه به

جدول ۸ ضریب تعیین مربوط به بهره وری انرژی برای مدل خطی و غیرخطی فازی به ترتیب $0/35$ و $0/63$ است. معمولا در مدل‌های غیرخطی ضریب تعیین نسبت به مدل‌های خطی افزایش قابل توجهی ندارد (Enders, 1948). براساس نتایج تخمین مدل غیرخطی فازی سرعت انتقال بهره وری انرژی $0/2$ بدست آمده است که بیانگر سرعت تعدیل کند بهره وری انرژی است به علاوه مقدار آستانه ای برای بهره وری انرژی $2/2$ می‌باشد. همانطور که نتایج مدل خطی بهره وری انرژی نشان می‌دهد انتشار گاز دی اکسید کربن، قیمت گاز و نفت موجب کاهش بهره وری انرژی می‌شود. از طرفی ارزش افزوده بخش صنعت، سرمایه گذاری و رشد اقتصادی موجب افزایش بهره وری انرژی می‌شود.

ب: در جدول ۹ مقایسه نتایج مدل خطی و غیرخطی فازی بیانگر آن است که تخمین مدل غیرخطی فازی مربوط به مصرف انرژی قدرت توضیح دهنده‌ی مدل را به طور معناداری افزایش داده است، به گونه‌ای که ضریب تعیین در مدل غیرخطی فازی $0/64$ است در حالی که در مدل خطی ضریب تعیین $0/41$ می‌باشد. با توجه به این که مدل‌های غیرخطی رفتار متغیرهای اقتصادی را به طور دقیق تری نسبت به مدل‌های خطی مدل سازی می‌کنند بنابراین، ضریب تعیین مدل غیر خطی نسبت به مدل خطی افزایش یافته است (Enders, 1948). براساس نتایج تخمین مدل غیرخطی سرعت انتقال برای مصرف انرژی $2/5$ بدست آمده است که بیانگر سرعت تعدیل بالا در مصرف انرژی است. به علاوه مقدار آستانه ای برای مصرف انرژی برابر $8/1$ است. همچنین مدل خطی مصرف انرژی بیانگر آن است که تکنولوژی، قیمت گاز و نفت باعث کاهش مصرف انرژی می‌شود. از طرفی ارزش افزوده بخش صنعت و رشد اقتصادی موجب افزایش مصرف انرژی می‌شوند. نتایج مدل غیرخطی فازی کاملا متفاوت از مدل خطی است، چرا که متغیرهای اقتصادی رفتار غیرخطی دارند از این رو لازم است به کمک مدل‌های غیر خطی این رفتارهای غیر خطی مدل سازی شوند تا بتوان تجزیه و تحلیل‌های مناسبی از نحوه اثر متغیرها انجام شود.

پ: بر این اساس می‌توان سه کمیت را برای چگونگی تاثیرگذاری متغیرهای مورد بررسی بر پویایی‌های مصرف و بهره‌وری انرژی بدست آورد. برای این منظور سه حالت آستانه بالا، آستانه پایین، آستانه وسط (زمانی که انتشار گاز دی‌اکسید کربن و قیمت گاز برابر مقدار آستانه‌ای است) را مورد بررسی قرار می‌دهیم.

ت: در مورد نرخ انتشار گاز دی‌اکسید کربن بر بهره‌وری انرژی هر چه به حد آستانه پایین نزدیک می‌شویم تاثیر انتشار گاز دی‌اکسید کربن افزایش قابل توجهی دارد هر چند که در حد آستانه بالا این تاثیر کاهش می‌یابد. یکی از دلایل این موضوع آن است که در آستانه بالا میزان مصرف انرژی افزایش می‌یابد که این امر لزوم استفاده بهینه از انرژی و استفاده بیشتر از تکنولوژی را در جهت کاهش آسیب‌های زیست محیطی را فراهم می‌کند. تاثیر سرمایه‌گذاری‌های ثابت بر بهره‌وری انرژی مثبت و با نزدیک شدن به حد آستانه پایین و وسط ثابت می‌شود اما در حد آستانه بالا این تاثیرگذاری بیشتر می‌شود. سرمایه‌گذاری ثابت می‌تواند تاثیر به‌سزایی در افزایش بهره‌وری انرژی در کشور داشته باشد. بخش‌هایی همچون صنعت، خانگی و ساختمان‌های عمومی و خصوصی، حمل و نقل، ساخت و ساز و کشاورزی از جمله مهمترین بخش‌هایی هستند که با افزایش سرمایه‌گذاری گسترده در آنها می‌توان بهره‌وری انرژی را افزایش داد. همچنین ارزش افزوده و تکنولوژی بر بهره‌وری انرژی در حد آستانه بالا تاثیر بیشتری دارد و در حد آستانه‌ای (آستانه وسط) و حد آستانه پایین کاهش می‌یابد. ارزش افزوده و تکنولوژی باعث بهبود بهره‌وری جزیی و کلی عوامل تولید می‌شود که امر نقش بسیار قابل توجهی در افزایش بهره‌وری دارد.

قیمت گاز و نفت موجب افزایش بهره‌وری انرژی شده است که در آستانه بالا بیشترین تاثیر را دارد و با نزدیک شدن به حد آستانه پایین این تاثیر کاهش می‌یابد، میزان تاثیر تغییر قیمت انرژی بر شاخص بهره‌وری وابستگی کشش جانشینی بین انرژی و سرمایه و عرضه نیروی کار را ذکر می‌کند. با افزایش هماهنگ قیمت حامل‌های انرژی اگر امکان جانشینی انرژی با سایر عوامل تولید وجود نداشته باشد سطح تولید پایین می‌آید و افزایش قیمت تاثیر قابل توجهی بر شاخص بهره‌وری و مصرف نخواهد داشت. در حالی که اگر جانشینی بین عوامل امکان‌پذیر باشد با کاهش مصرف سطح تولید تغییر نکرده و شاخص بهره‌وری بهبود می‌یابد.



ث: نتایج مدل غیرخطی فازی حاصل برآورد تاثیر متغیرهای مستقل بر مصرف انرژی در هر یک از سه حد آستانه مذکور حاکی از تاثیر تقریبا یکسان آن‌ها می‌باشد که مورد مربوط به ویژگی‌های مصرف انرژی است. درمورد درصد تغییر نرخ انتشار گاز دی‌اکسید کربن بر مصرف انرژی در حد آستانه پایین و وسط کاهش قابل توجهی ندارد هر چند که در حد آستانه بالا این تاثیر کاهش می‌یابد. تاثیر سرمایه‌گذاری‌های ثابت بر مصرف انرژی مثبت بوده و در حد آستانه پایین و وسط تقریبا ثابت می‌شود اما در حد آستانه بالا این تاثیرگذاری بیشتر می‌شود. همچنین تاثیر تکنولوژی بر مصرف انرژی در هر سه حد آستانه تاثیر تقریبا یکسان دارد اگر چه در حد آستانه بالا کاهش می‌یابد. قیمت گاز و نفت موجب کاهش مصرف انرژی شده است. همچنین نتایج نشان می‌دهد که در آستانه بالا بیشترین تاثیر را دارد و با نزدیک شدن به حد آستانه پایین این تاثیر افزایش می‌یابد. در مورد تاثیر رشد اقتصادی بر مصرف انرژی نتایج حاکی از تاثیر ارتباط مستقیم بین این دو متغیر است به گونه‌ای که در حد آستانه بالا بیشترین تاثیر را بر مصرف انرژی دارد.

Acknowledgments: All individuals and institutions that assisted the authors in conducting this research are acknowledged.

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

Funding: The authors have not received any financial support for the research, authorship and publication of this article.

Reference

- Abdoli, G., & Varahrami, V. (2010). A Survey Of The Effects Of Technological Advance On Energy Saving In The Industrial And Agricultural Sectors Of Iran Based On The Cobb - Douglas Production Function. *Quarterly Energy Economics Review* 6(23). Retrieved from <https://www.sid.ir/paper/99557/en> [in Persian]
- Abrishami, H., Nouri, M., & Doudabinezhad, A. (2010). The Relationship Between Energy Productivity and Energy Price in Iran: An Asymmetric Cointegration Approach. *Quarterly Journal of Economic Research and Policies*, 18(55), 5-22. Retrieved from <http://qjerp.ir/article-1-228-en.html> [in Persian]

- Adenikinju, A. F., & Alaba, O. B. (1999). Energy use and productivity performance in the Nigerian manufacturing sector (1970-90). *Opec review*, 23(3), 251-264 .
- Ahmadi Shadmehri, M. T., Falahi, M. A., & Niazi Mohseni, M. (2014). Analyzing Factors Affecting on the Energy Productivity in Iranâ€™s Agricultural Sector. *Agricultural Economics and Development*, 21(4), 1-28. Retrieved from http://aead.agri-peri.ac.ir/article_58716_219fa231b45e7db42419eb5d76ab14d3.pdf [in Persian]
- Akbarnia, E. s., Salehi, S., Firozjayan, A. A., & Heidari, G. (2022). Identification of Effective Sociological Factors on Household Consumption Energy (A Systematic Review on Energy Studies in Iran). *Quarterly of Social Studies and Research in Iran*, 11(2), 305-345. doi:10.22059/jisr.2022.330234.1237 [in Persian]
- Amini, A., & Yazdipoor, F. (2008). An Analysis of Factors Effecting Energy Productivity in Large Manufacturing Firms: A Case Study of Iran. *Economics Research*, 8(30), 71-104. Retrieved from https://joer.atu.ac.ir/article_3206_a9a54c9cee9da60e7be6e56573f292af.pdf [in Persian]
- Ang, J. B. (2007). CO2 emissions, energy consumption, and output in France. *Energy Policy*, 35(10), 4772-4778 .
- Anooshehpour, A., Moghaddasi, R., MohammadiNejad, A., & Yazdani, S. (2021). The Relationship between Energy Consumption and Total Factor Productivity in Agriculture: Application of Quantile Regression Approach. *Iranian Energy Economics*, 9(34), 65-85. doi:10.22054/jiee.2021.56060.1789 [in Persian]
- Apergis, N., & Payne, J. E. (2010). Renewable energy consumption and economic growth: evidence from a panel of OECD countries. *Energy Policy*, 38(1), 656-660 .
- Apergis, N., Payne, J. E., Menyah, K., & Wolde-Rufael, Y. (2010). On the causal dynamics between emissions, nuclear energy, renewable energy, and economic growth. *Ecological economics*, 69(11), 2255-2260 .
- Arabshahi Delouee, M., Falahi, M. A., & Salehnia, N. (2020). Energy Efficiency of Energy-Intensive Industries in Iran: Application of Data Envelopment Analysis and Gamma Test. *Quarterly Journal of*

- Energy Policy and Planning Research*, 6(3), 45-84. Retrieved from <http://eppjournal.ir/article-1-827-en.html> [in Persian]
- Asadi, A., & Esmaeili, S. M. (2013). Investigate the Dynamic Relationship between Energy consumption and Financial development in Iran. *Quarterly Journal of The Macro and Strategic Policies*, 1(3), 17-38 . Available at: https://www.jmsp.ir/article_5725.html [in Persian]
- Asadi, A., Esmaili, S. M., Bakhshour, F., & Sadeghpour, A. (2018). Investigating Factors Affecting Energy Consumption in Iran(with Emphasis on the Financial Development Variable) .*quarterly journal of fiscal and Economic policies*, 6(21), 81-107. Retrieved from <http://qjefp.ir/article-1-852-en.html> [in Persian]
- Baniasadi, M., & Mohseni, R. (2014). The effect of temporary and permanent shocks of productivity on intensity of energy consumption in Iran (Application of Blanchard-Quah method) .
- Behbudi, D., & Asgharpour, H. (2009). Structural Breaks, Energy Consumption and Economic Growth in Iran (1967-2005). *The Economic Research*, 9(3), 53-84. Retrieved from <http://ecor.modares.ac.ir/article-18-6941-en.html>
- Belke, A., Dobnik, F., & Dreger, C. (2011). Energy consumption and economic growth: New insights into the cointegration relationship. *Energy Economics*, 33(5), 782-789 .
- Cohen, F., Glachant, M., & Söderberg, M. (2015). *The impact of energy prices on energy efficiency: Evidence from the UK refrigerator market*. Retrieved from
- Delnajian, S., Soheili, K., & Beharipour, S. (2015). Evaluation Of The Effect Of Changing Population Age Structures On Household Sector Energy Consumption In Iran. *Quarterly Journal of Quantitative Economics (JQE)*, 12(2), 105-135. doi:10.22055/jqe.2015.11886 [in Persian]
- Ebrahimi, M., & Alemorad-jabdarghi, M. (2012). Financial Markets Development and Energy Consumption in D8 Countries. *Quarterly Journal of Economic Research and Policies*, 20(61), 159-174. Retrieved from <http://qjerp.ir/article-1-178-en.html> [in Persian]
- Ehsanfar, M. H. (2016). Explaining The Effect of Economic Growth and Energy Market Integration on Energy Consumption in Iran: Using Generalized Method of Moments. *Economic Growth and Development Research*, 7(25), 85-96. Retrieved from

- https://egdr.journals.pnu.ac.ir/article_2589_09c7e427b7b72903c3a9f8592a602803.pdf [in Persian]
- Feng, Y., Lu, C.-C., Lin, I.-F., Yang, A.-C., & Lin, P.-C. (2022). Total Factor Energy Efficiency of China's Thermal Power Industry. *Sustainability*, 14(1), 504 .
- Ghaderi Moghadam, R., Baseri, B., Falihi, N., & Abbasi, G. (2022). The Role of Inflation Uncertainty on Gas and Oil Consumption. *Financial Economics*, 16(59), 47-74. doi:10.30495/fed.2022.694713 [in Persian]
- Ghanbari, A., Khaksar Astana, S & , Khaksar Astana, H. (2014). Factors Affecting Energy Productivity in Agricultural Sector of Iran. *Agricultural Economics Research*, 6(21), 1-21. Retrieved from https://jae.marvdasht.iau.ir/article_415_ac05e1702039ac464deaf998486e6562.pdf [in Persian]
- Ghosh, S. (201 .) Examining carbon emissions economic growth nexus for India: a multivariate cointegration approach. *Energy Policy*, 38(6), 3008-3014 .
- Hatzigeorgiou, E., Polatidis, H., & Haralambopoulos, D. (2011). CO2 emissions, GDP and energy intensity: a multivariate cointegration and causality analysis for Greece, 1977–2007. *Applied Energy*, 88(4), 1377-1385 .
- Hoshmand, M., Daneshnia, M., Sotudeh, A., & Ghezelbash, A. (2013). Causality relationship between energy consumption, economic growth and prices: using panel data OPEC member countries .
- Jacques Loesse, E. (2010). The Energy Consumption-Growth Nexus in Seven Sub-Saharan African Countries". *Economics Bulletin*, 30(2), 1191-1209 .
- Jalalabadi, A., & Rakhshan, S. (2005). An Analysis of Consumption Pattern of Energy Carriers in Iran (1966-2000). *Iranian Journal of Economic Research*, 7(22), 115-132. Retrieved from https://ijer.atu.ac.ir/article_3778_658bbd005edd9c65d65dda1097bdea72.pdf [in Persian]
- Kafaie, S. M. A., & Nejadaghaeiavash, P. (2017). Identifying the Factors that Effect Sectoral Energy Efficiency in the Iranian Economy. *Quarterly Energy Economics Review*, 13(52), 1-34. Retrieved from <http://iiesj.ir/article-1-706-en.html> [in Persian]

- Kakar, Z. K., Khilji, B. A., & Khan, M. J. (2011). Financial development and energy consumption :empirical evidence from Pakistan. *International Journal of Trade, Economics and Finance*, 2(6), 469 .
- Karanfil, F. (2009). How many times again will we examine the energy-income nexus using a limited range of traditional econometric tools? *Energy Policy*, 37(4), 1191-1194.
- Kronenberg, T. (2009). The impact of demographic change on energy use and greenhouse gas emissions in Germany. *Ecological economics*, 68(10), 2637-2645 .
- Lee, C.-C., & Lee, J.-D. (2010). A panel data analysis of the demand for total energy and electricity in OECD countries. *The Energy Journal*, 31 .^(۱)
- Liddle, B., & Lung, S. (2010). Age-structure, urbanization, and climate change in developed countries: revisiting STIRPAT for disaggregated population and consumption-related environmental impacts. *Population and Environment*, 31(5), 317-343 .
- Lin, B., & Moubarak, M. (2014). Renewable energy consumption–economic growth nexus for China. *Renewable and Sustainable Energy Reviews*, 40, 111-117 .
- Lopes, H. F., & Salazar, E. (2006). Time series mean level and stochastic volatility modeling by smooth transition autoregressions: a Bayesian approach. In *Econometric Analysis of Financial and Economic Time Series*: Emerald Group Publishing Limited.
- López-Bernabé, E., Foudi, S., Linares, P., & Galarraga ,I. (2021). Factors affecting energy-efficiency investment in the hotel industry: Survey results from Spain. *Energy Efficiency*, 14(4), 1-22 .
- Luukkonen, R., Saikkonen, P., & Teräsvirta, T. (1988). Testing linearity against smooth transition autoregressive models. *Biometrika*, 75(3), 491-499 .
- Miketa, A., & Mulder, P. (2003). Energy-productivity convergence across developed and developing countries in 10 manufacturing sectors .
- Mishra, V. (2019). Measuring Technical Efficiency in Healthcare Service: A Case Study .
- Mohammad zadeh, p., & Ebrahimi, S. (2014). The Relationship between Energy Consumption and Financial Development in Iran. *Quarterely*

- Energy Economics Review*, 9(39), 77-104. Retrieved from <http://iiesj.ir/article-1-339-en.html> [in Persian]
- Neves, F. d. O., Ewbank, H., Roveda, J. A. F., Trianni, A., Marafão, F. P., & Roveda, S. R. M. M. (2022). Economic and Production-Related Implications for Industrial Energy Efficiency: A Logistic Regression Analysis on Cross-Cutting Technologies. *Energies*, 15(4), 1382 .
- OECD ,I. (2016). Energy and air pollution: world energy outlook special report 2016 .
- Ogunsola, A. J., & Tipoy, C. K. (2022). Determinants of energy consumption: The case of African oil exporting countries. *Cogent Economics & Finance*, 10(1), 2058157 .
- Oluoch, S ,Lal, P., & Susaeta, A. (2021). Investigating factors affecting renewable energy consumption: A panel data analysis in Sub Saharan Africa. *Environmental Challenges*, 4, 100092 .
- Otsuka, A. (2018). Regional determinants of energy efficiency: Residential energy demand in Japan. *Energies*, 11(6), 1557 .
- Ozturk, I., & Acaravci, A. (2011). Electricity consumption and real GDP causality nexus: Evidence from ARDL bounds testing approach for 11 MENA countries. *Applied Energy*, 88(8), 2885-2892 .
- Rahimy, K., Faraji Dizaji, S., & Assari Arani, A. (2022). The Impact of Renewable Energy Consumption on Social Development in OECD Countries. *Quarterly Journal of Quantitative Economics (JQE)*, Article in press doi:10.22055/jqe.2022.39230.2439 [in Persian]
- Rezitis, A. N., & Ahammad, S. M. (2015). The relationship between energy consumption and economic growth in south and Southeast Asian countries: A panel VAR approach and causality analysis. *International Journal of Energy Economics and Policy*, 5(3), 704-715 .
- Sadorsky, P. (2010). The impact of financial development on energy consumption in emerging economies. *Energy Policy*, 38(5), 2528-2535 .
- Savari, A., Fatrus, M. H., Haji, G., & Najafizadeh, A. (2020). Asymmetric analysis of the effect of energy consumption and financial development on economic growth in Iran: Application of nonlinear ARDL method. *Quarterly Journal of Quantitative Economics (JQE)*, 17(3), 69-90. doi:10.22055/jqe.2019.28107.2012

- Sineviciene, L., Sotnyk, I., & Kubatko, O. (2017). Determinants of energy efficiency and energy consumption of Eastern Europe post-communist economies. *Energy & Environment*, 28(8), 870-884 .
- Sinha, D. (2009). The energy consumption-GDP nexus: Panel data evidence from 88 countries .
- Teräsvirta, T. (1994a). Specification, estimation, and evaluation of smooth transition autoregressive models. *Journal of the american statistical association*, 89(425), 208-218 .
- Teräsvirta, T. (1994b). Testing linearity and modelling nonlinear time series. *Kybernetika*, 30(3), 319-330 .
- Tsay, R. S. (1989). Testing and modeling threshold autoregressive processes. *Journal of the american statistical association*, 84(405), 231-240 .
- Uzar, U. (2020). Political economy of renewable energy: does institutional quality make a difference in renewable energy consumption? *Renewable Energy*, 155, 591-603 .
- Vafaei, E., Pendar, M., & Masumzadeh, S. (2021). Investigating the Financial Development on Energy Consumption. *Program and Budget Research*, 2(3), 99-115. doi:10.22034/pbr.2021.145872
- Wang, S., Li, Q., Fang, C., & Zhou, C. (2016). The relationship between economic growth, energy consumption, and CO2 emissions: Empirical evidence from China. *Science of the Total Environment*, 542, 360-371 .
- Yalta, A. T. (2011). Analyzing energy consumption and GDP nexus using maximum entropy bootstrap: the case of Turkey .*Energy Economics*, 33(3), 453-460 .
- zaroki, s., & moghadasi sedehi, A. (2021). Energy Consumption in Economic Sectors and Environmental Pollution in Iran with Emphasis on Electricity and Non-Electricity. *Quarterly Energy Economics Review*, 17(68), 195-226 .Retrieved from <http://iesj.ir/article-1-1225-en.html> [in Persian]
- Zhixin, Z., & Xin, R. (2011). Causal relationships between energy consumption and economic growth. *Energy Procedia*, 5, 2065-2071 .

Quarterly Journal of Quantitative Economics (JQE)

**Faculty of Economics and Social Sciences
Shahid Chamran University of Ahvaz
Vol. 21, No. 3, Autumn 2024**

(Serial number 82)

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

Licensed by: CC BY-NC 4.0

Policy: Peer-Reviewed, Unspecified sides

Language: Persian

Abstracts Available in: English

Submission Fee: 1000000 Rials which will be taken after the approval of the article for submission to the judgment board.

Publication Fee: 250000 Rials which will be taken for publication after accepting the article.

Print ISSN: 2008-5850

Online ISSN: 2717-4271

Indexed and Abstracted in: Islamic World Science Citation Center (ISC) www.ISC.gov.ir & www.ricest.ac.ir

Copyright © 2023 Shahid Chamran University of Ahvaz.

Quarterly Journal of Quantitative Economics(JQE) utilizes "Plagiarism Detection Software (iThenticate)" for checking the originality of submitted papers in the reviewing process.

Quarterly Journal of Quantitative Economics (JQE)

Faculty of Economics and Social Sciences

Shahid Chamran University of Ahvaz

Vol. 21, No. 3, Autumn 2024

Publisher: Shahid Chamran University of Ahvaz, Iran

Director-in-Charged: Hasan Farazmand (Ph.D.)

Editor-in-Chief: Seyed Aziz Arman (Ph.D.)

Executive Director: Seyed Morteza Afghah (Ph.D.)

Administrative Assistant: Sayed Amin Mansouri (Ph.D.)

Technical and Layout Editor: Azadeh Badvi

Editor of the English article & abstracts: Amir Mashhadi (Ph.D.)

Editorial Board:

S. A. Arman	Professor, Shahid Chamran University of Ahvaz
H. Farazmand	Professor, Shahid Chamran University of Ahvaz
S. M. Afghah	Associate professor, Shahid Chamran University of Ahvaz
S. Parvin	Professor, Allame Tabatabaie University
A. Jafari Samimi	Professor, Mazandaran University
R. Chinipardaz	Professor, Shahid Chamran University of Ahvaz
M. Sameti	Professor, Isfahan University
M. Salimi Far	Professor, Ferdowsi University
A-M. Jalaee	Professor, Bahonar University of Kerman
M. Zarra Nezhad	Professor, Shahid Chamran University of Ahvaz
M.G. Yousefy	Professor, Allame Tabatabaie University
H. Kurdbacheh	Associate professor, Alzahra University
M. Sameti	Professor, Isfahan University
M. Emadzadeh	Emeritus Professor, Isfahan University
A. Majid Ahangari	Emeritus Professor, Shahid Chamran University of Ahvaz

International Board:

Mohsen Bahmani-Oskooee	Distinguished Professor, The University of Wisconsin-Milwaukee
javad Salehi-Isfahani	Professor, Virginia Polytechnic Institute and State University: Blacksburg, VA, US
Amir Kia	Professor, Utah Valley University
Gh.Nakhaeizadeh	Professor, Karlsruhe University
Mohsen Afsharian	Post-doctoral Technical University of Braunschweig Institute

Contents:

Comparison of the effect of capital adequacy changes on Iran's economy and banking system in the context of Basel II and III (DSGE approach).....	1
<i>Mohammad Arbab Afzali, Kamran Nadri, Hossein Tavakolian</i>	
Investigating and Predicting the Impact of Water Pricing on Structural Changes in Iran	8
<i>Reyhaneh Arabpour, Sayyed Abdolmajid Jalaee, Mehdi Nejati</i>	
LME Steel Prices and Iranian Ferrous Companies Value	15
<i>Mani Motameni, Yousef Eisazadeh Roshan, Ali Entezari</i>	
The impact of renewable energy consumption on social development in OECD countries	20
<i>Khojasteh Rahimy , Sajjad Faraji Dizaji, Abbas Assari Arani</i>	
Investigating the Asymmetric Effects of Factors Affecting Tax Revenues in Iran using Quantile Regression Approach.....	27
<i>Arash Azami, Mohammad Noofresti, Abbas ArabMazar</i>	
Application of the Fuzzy Nonlinear Model to Investigate the Factors Affecting Energy Consumption and Efficiency in Iran	35
<i>Mojtabi Bahmani, Reza Ashraf Ganjoei, Mansoura Murad Alizadeh</i>	



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



Comparison of the effect of capital adequacy changes on Iran's economy and banking system in the context of Basel II and III (DSGE approach)

Mohammad Arbab Afzali *, Kamran Nadri **, Hossein Tavakolian ***

* PhD Candidate in Financial Economics, Monetary and Banking research institute, Central Bank of Iran, Tehran, Iran.

Email: m.a.afzali@mbri.ac.ir

 [0000-0001-9752-3729](https://orcid.org/0000-0001-9752-3729)

Postal address: Iran, Tehran, District 6, Argantin Square, No.10, Monetary and Banking research institute, 15149-47111.

** Associate Professor of Economics, Department of Economic Development and Planning, Faculty of Management and Economics, Tarbiat Modares University, Tehran, Iran.

Email: nadri@isu.ac.ir

*** Associate Professor of Economics, Department of Economic Development and Planning, Faculty of Management and Economics, Tarbiat Modares University, Tehran, Iran.

Email: hossein.tavakolian@atu.ac.ir

ARTICLE HISTORY

Received: 08 September 2021
revision: 11 December 2021
acceptance: 11 December 2021

JEL

CLASSIFICATION

C54 .G21 .O11 .O42

KEYWORDS

Capital adequacy ratio,
Macprudential,
Dynamic Stochastic
equilibrium (DSGE),
Basel II and III, Banking
system.

Further Information:

The present article is taken from the doctoral dissertation of Mr. Mohammad Arbab Afzali, with Supervisory of Dr. Kamran Nadri and Dr. Hossein Tavakolian at the Monetary and Banking Research institute for Central Bank of Iran.

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

Conflict Of Interest: The authors of the article states that there is no conflict of interest in publishing the presented article.

Funding: The authors have not received any financial support for the research, authorship and publication of this article.

How to Cite:

Arbab Afzali, Mohammad., Nadri, Kamran & Tavakolian, Hossein. (2024). Comparison of the effect of capital adequacy changes on Iran's economy and banking system in the context of Basel II and III (DSGE approach). *Quarterly Journal of Quantitative Economics(JQE)*, 21(3), 1-29. [in persian]

 [10.22055/jqe.2021.38511.2405](https://doi.org/10.22055/jqe.2021.38511.2405)



© 2024 Shahid Chamran University of Ahvaz, Ahvaz, Iran. This article is an open access article distributed under the terms and conditions of the Creative Commons Attribution-NonCommercial 4.0 International (CC BY-NC 4.0 license) (<http://creativecommons.org/licenses/by-nc/4.0/>)

EXTENDED ABSTRACT

The purpose of this study is to analyze the effects of changes in capital adequacy ratio as a Macroprudential tool on the behavior of macroeconomics as well as the Iranian banking system. For this purpose, a Dynamic Stochastic General Equilibrium (DSGE) model is used and according to structural shocks, four observable variables including output gap, bank capital adequacy, inflation, and money base growth rate in the period spring 2004 to winter 2020, Along with some other pre-set parameters have been used in the Bayesian estimation process. Finally, the Impulse response functions of the model are interpreted in two scenarios Basel II or III on capital adequacy ratio. The results show that strengthening and improving the capital adequacy ratio in the short and medium term will have positive effects on economic growth and a significant reduction in inflation. The results also showed that Iranian banks react immediately to the strengthening of the capital adequacy ratio and try to adjust this ratio again by increasing lending. Therefore, in the medium and long term, we cannot hope to stabilize or reduce the process of creating liquidity and increase the money supply by strengthening the capital adequacy ratio of banks. Another finding of the model is that in the Iranian banking system, if the Capital adequacy ratio deviates from its equilibrium values, in the hypothetical conditions of the establishment of Basel III,

macroeconomic variables and also the components of banking operations will face fewer fluctuations compared to Basel II.

INTRODUCTION

Modeling macroeconomic policies and generally including the financial and banking sectors in empirical macroeconomic analysis in Iran is a category that has received less attention from researchers. According to the requirements of the Iranian banking system and the applicability of various tools, in this study we will use prudential tools based on capital and focusing on the capital adequacy ratio. The principle of capital adequacy is one of the most important principles of the Basel committee standards, which emphasizes the maintenance of a certain proportion of capital in each bank. Capital adequacy is one of the necessary conditions to maintain the health of the banking system, and each bank and credit institutions to ensure the stability of their activities must always establish a proper ratio between capital and risk in their assets. Therefore, in this study, using a DSGE model, the effects of changes in capital adequacy ratio as a modeled macroeconomic prudential tool on macroeconomics as well as the behavior of the Iranian banking system will be analyzed.

METHODOLOGY

According to the structural shocks of the model, four observable variables including the gap of production variables, capital adequacy of banks, inflation, and the growth rate of the monetary base in the period from spring 2004 to winter 2020, have been used in Bayesian estimation process. In Bayesian estimation of model parameters, the distribution, mean, and standard deviation of the prior criteria considered for the parameters must first be determined. The prior distribution for each parameter is selected based on the properties of that parameter and the characteristics of the distribution. By considering the initial values for the mean and standard deviation of the parameters, the parameters can be estimated using the Bayesian method. Model estimation is done in Dynare space under Matlab software. For this purpose, the Metropolis-Hastings algorithm has been used.

FINDINGS

In the case of Basel II regulations, with the occurrence of a shock in the ratio of capital adequacy to a standard deviation, the level of GDP increases by a very small amount (0.012%) and in a short time (less than 4 quarters) the

effect is quite It becomes neutral. However, changes in this variable are associated with an increase of 1.3 percent in the beginning, which will increase by 2% in the next two quarters. However, in the hypothetical conditions of the establishment of Basel III regulations, the reaction of both mentioned variables to the capital adequacy shock is much less than before. In general, in response to the capital adequacy ratio shock, the bank can balance its profitability level by changing the amount of its deposit and lending, as well as changes in the interest rates of the facility and the interest rate paid to depositors.

CONCLUSION

1. Under the Basel II regulations, any change in the capital adequacy ratio in a way that strengthens and enhances this ratio will have positive effects on the economic growth rate in the short and medium term as well as a significant reduction in the inflation rate.
2. Strengthening the capital adequacy ratio, as it is accompanied by their immediate reaction to re-adjust it by increasing lending, in the medium and long term can not be considered a serious obstacle to creating liquidity and increasing the money supply. However, in the context of the establishment of Basel III regulations, policymakers can have more hope in this regard.
3. Excluding the capital adequacy ratio from its equilibrium values in the Iranian banking system in the hypothetical Basel III conditions, macroeconomic variables as well as components of banking operations such as lending capacity, deposit absorption and interest rates compared to the conditions of Basel II principles. It experiences less fluctuations.
4. As a result of deviating the capital adequacy ratio from its equilibrium values in the hypothetical conditions Basel III regulations, macroeconomic variables as well as banking operations components are less volatile compared to Basel II conditions.

Reference

- Abolhasani Hastiani, A., Amini Milani, M., Sharif Moghaddasi, A., & Bayat, R. (2024). Investigating the performance of Islamic banking compared to conventional banking in the selected countries.

Quarterly Journal of Quantitative Economics (JQE), 20(4), 180-214 .doi:10.22055/jqe.2022.41810.2512 [in Persian]

Agenor, P.R., Alper, K., & da Silva, L. P. (2012). Capital requirements and business cycles with credit market imperfections. *Journal of Macroeconomics*, 34, 687-705.

Albaji, y., Azarbayjani, K., & Daei-Karimzadeh, S. (2023). The Response of Iranian Economy to Monetary and Exchange Rate Policies Shocks Base on the Foreign Sector: A Dynamic Stochastic General Equilibrium Analysis. *Quarterly Journal of Quantitative Economics (JQE)*, 20(4), 1-37. doi:10.22055/jqe.2021.33852.2255 [in Persian]

Akram, Q. F. (2014). *Macro effects of capital requirements and Macroprudential policy*. *Journal of Economic Modelling*, 42, 77-93

Catalan, M., & Ganapolsky, E. (2014). On The Optimality of Bank Capital Requirement Policy in a Macroeconomic Framework. *Journal of Allied Economics*, 17(2), 229–255.

Dargahi, H., & Hadian, M. (2017). The Role of Macroeconomic Policies in the Financial Stability of Iran's Economy: The DSGE Aroach, *Journal of Monetary and Banking Researchs*, 34, 559-590. <https://jmbr.mbri.ac.ir/article-1-697-en.pdf> . [In Persian].

Elahi, N., Kia al-Husseini, Z., & Salehi Razwa, M. (2018). Regularity of Monetary Policy in Iran Inspired by the "Rule of Conversation", *Quarterly Journal of Financial and Economic Policies*, 6(24), 7-31. https://qjefp.ir/browse.php?a_id=429&sid=1&slc_lang=en. [In Persian].

Einian, M., & Barakchian, S.M. (2014). Measuring and Dating Business Cycles in the Iranian Economy. *Journal of Monetary and Banking Researchs (JMBR)*, 7(20): 161-194. http://jmbr.mbri.ac.ir/files/site1/user_files_e040ee/m_einian-A-10-44-1-52c2328.pdf. [In Persian].

- Hematy, M & Tavakolian, H. (2019). Evaluation of Price Setting Models in Iran's Economy (DSGE Aroach). *Journal of Monetary and Banking Researchs (JMBR)*, 11(38): 698-655.
http://jmbr.mbri.ac.ir/browse.php?a_id=1131&sid=1&slc_lang=en .
[In Persian].
- Hristov, N., & Hülsewig, O. (2017). Unexpected loan losses and bank capital in an estimated DSGE model of the euro area. *Journal of Macroeconomics* 54, 34-49.
- Jesson, A., Pagaduan, R., & Majuca, P. (2016). Macroprudential Regulation in a DSGE Model of the Piliines with Financial-Real Linkages. *DLSU Business & Economics Review* 25(2), 1-23.
- Lozej, M., Onorante, L., & Rannenberg, A. (2018). Countercyclical capital regulation in a small open economy DSGE model, *ECB Working Paper*, No. 2144, ISBN 978-92-899-3249-3, European Central Bank (ECB), Frankfurt a. M., <http://dx.doi.org/10.2866/807985>
- Roland, M. (2017). *Capital regulation and the macroeconomy: Empirical evidence and macroprudential policy*. *European Economic Review*, <http://dx.doi: 10.1016/j.euroecorev.2017.03.010>.
- Rubio, M., & Carrasco-Gallego, J. (2016). The New Financial Regulation in Basel III and Monetary Policy: A Macroprudential Aroach. *Journal of Financial Stability*, <http://dx.doi.org/10.1016/j.jfs.2016.07.012>
- Rubio, M., & Carrasco-Gallego, J. (2014). Macroprudential and monetary policies: Implications for financial stability and welfare, *Journal of Banking & Finance, Elsevier, vol. 49(C)*, 326-336.
- Tavakolian, H., & Jalali Naeeni, A. (2017). Optimal and Discretionary Monetary and Exchange Policies in Iran: A DSGE Aroach. *Iranian Journal of Economic Research*, 22(70), 33-98.
doi:10.22054/ijer.2017.7966.
https://ijer.atu.ac.ir/article_7966_27f8c750c9f4aec7bb518f1db525f37e.pdf?lang=en. [In Persian].



-
- Tavakolian, H. (2015). Optimal, Discretionary And Rule-Based Monetary Policy In Achieving 5-Year Development Plans' Inflation Target: A Dynamic Stochastic General Equilibrium Approach. *Journal of Monetary And Banking Researches*, 8(23), 1-38.
<http://jmbr.mbri.ac.ir/article-1-225-en.pdf>. [In Persian].
- Walsh, C. E. (2010). *Monetary theory & policy*. Cambridge, MIT Press.



Quarterly Journal of Quantitative Economics

Journal Homepage:
www.jqe.scu.ac.ir
Print ISSN: 2008-5850
Online ISSN: 2717-4271



Investigating and Predicting the Impact of Water Pricing on Structural Changes in Iran

Reyhaneh Arabpour *^{ORCID}, Sayyed Abdolmajid Jalaei,** Mehdi Nejati***

* Ph.D. in economics, Department of Economics, Faculty of Management and Economics, Shahid Bahonar University, Kerman, Iran. (Corresponding Author)

Email: ryhn.arabpour@aem.uk.ac.ir

^{ORCID} [0000-0001-6650-4429](https://orcid.org/0000-0001-6650-4429)

Postal address: Pajoohesh Sq, Imam Khomeini Highway, Kerman, I.R. Iran. Faculty of Management & Economics, Shahid Bahonar University, Kerman, Posta; code: 7616914111, Iran.

** Professor of Economics, Department of Economics, Faculty of Management and Economics, Shahid Bahonar University, Kerman, Iran

Email: jalaei@uk.ac.ir

*** Associate Professor of economics, Department of Economics, Faculty of Management and Economics, Shahid Bahonar University, Kerman, Iran

Email: mnejati@uk.ac.ir

ARTICLE HISTORY	JEL CLASSIFICATION	KEYWORDS
Received: 07 November 2021	D58, Q28, Q28, C68,	Water pricing,
Revision: 30 March 2022	L16	structural changes, dynamic
Acceptance: 16 September 2022		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

How to Cite:

Arabpour, Reyhaneh., Jalaei, sayed Abdolmajid & Nejati, Mehdi. (2024). Investigating and Predicting the Impact of Water Pricing on Structural Changes in Iran. *Quarterly Journal of Quantitative Economics (QJE)*, 21(3), 30-54. [in persian]

 [10.22055/qje.2022.38973.2434](https://doi.org/10.22055/qje.2022.38973.2434)



© 2024 Shahid Chamran University of Ahvaz, Ahvaz, Iran. This article is an open access article distributed under the terms and conditions of the Creative Commons Attribution-NonCommercial 4.0 International (CC BY-NC 4.0 license) (<http://creativecommons.org/licenses/by-nc/4.0/>)

EXTENDED ABSTRACT

INTRODUCTION

In the past decades, increasing population, urbanization and industrial development, have increased demand for water which has resulted into considerable decrease in annual renewable water resources per capita. One of the most important ways to solve the problem of water shortage is pricing. Based on the studies, there is a significant gap between the actual water price and the price paid by consumers. Therefore, design of water price structure is a crucial issue for water utilities and local communities to achieve an efficient allocation of the scarce water resources. In this study, the effect of water pricing on structural changes has been investigated. Structural changes can occur due to changes in total income and changes in relative prices. Structural changes can also occur through changes in input-output (partial) links, which have received less attention in the literature (Neuss 2019). The purpose of this study is to answer the question whether water pricing can cause structural changes in the Iranian economy in the horizon of 2032?

METHODOLOGY

In this study, dynamic general equilibrium models have been used. The data required to simulate the scenario proposed in this research is taken from the ninth version of GTAP-E. According to the research objectives, the regions are divided into Iran and rest of the world. Economic sectors include agriculture, coal, oil, gas, industry, petrochemicals, electricity, water and services. Factors of production include skilled labor, unskilled labor, land, natural resources, and capital. In this study, two scenarios are defined. In the first scenario, an impact of 30% on the price of water in the industrial sector

is considered. In the second scenario, an impact of 30% on the price of water in the agricultural sector is considered. In the third scenario, an impact of 30% on the price of water in both sector is considered.

FINDINGS

The results show that with increasing water prices in the industrial sector (first scenario), skilled and unskilled labor in the agricultural sector decreases. Therefore, it can be accepted that the labor move from the agricultural sector to other economic sectors. Rising prices have also led to an increasing in the employment of skilled and unskilled labor in the coal, oil, gas, petrochemical and electricity sectors. With the increase in water prices in the agricultural sector (second scenario), the increas skilled and unskilled labor in the industrial and service sectors has always increased during the forecast years. Therefore, it can be concluded that one of the important factors affecting the structural changes that have occur slowly over the past years can be the change in water prices in various economic sectors. Also, the reduction of capital in the agricultural sector is associated with the use of capital in the main energy sectors in Iran.

CONCLUSION

Structural changes are one of the causes and effects relationship in economic development. Structural changes is formed with the development process itself can also be a factor of development and prosperity. For structural change, generally a shocke in a part of the economy can be a reason for structural change. For this reason, in this study, water prices in economic sectors have been considered. The results show that increasing of water prices in the industrial and agricultural sectors,lead to the population growth of skilled and unskilled labor decreases, but consequently, in the coming years until 2032, skilled and unskilled labor in the industrial and service sectors will experience positive growth. Based on this, it can be concluded that realizing the price of water can help the process of structural change in Iran. Of course, along with the labor force, capital flows have also been affected, which is better reflected in key energy sectors. Therefore, realizing the price of water and taking a step in its direction can help the process of using the active population of the country in order to achieve stable and sustainable growth. Therefore, the policy proposal is that the gradual realization of water prices can gradually cause structural changes in the Iran economy over time, which in turn leads to stable and sustainable growth and, most importantly,

employment and the formation of sustainable capacities in industry and services.

References

- Aizenman, J., Lee, M., & Park, D. (2012). The relationship between structural change and inequality: A conceptual overview with special reference to developing Asia. *ADB Working Paper*. No. 396. doi: [10.2139/ssrn.2175383](https://doi.org/10.2139/ssrn.2175383)
- Arabpour, R., Jalaee, A., & nejati, M. (2021). Investigating the effect of productivity shock on structural changes and water transfer potential between Iran and neighboring countries. *Quarterly Journal of Quantitative Economics (JQE)*. doi: [10.22055/jqe.2021.34201.2260](https://doi.org/10.22055/jqe.2021.34201.2260) [In Persian]
- Amiri, M., Jahangard, E., Ghasemi Sheshdeh, M., & Omidvar, S. (2023). Structural change, fundamentals, and Typology of economic growth patterns in Iran: An ARDL Approach. *Quarterly Journal of Quantitative Economics, (JQE)*. doi: [10.22055/jqe.2023.42746.2537](https://doi.org/10.22055/jqe.2023.42746.2537) [In Persian]
- Asadi, h., Soltani, g., & Torkamaani, j. (2007). Irrigation water pricing in iran (a case study on land downstream of taleghan dam). *Eqtasad-e keshavarzi va towse'e*, 15(58) special edition agricultural policies, 61-90. <https://sid.ir/en/journal/viewpaper.aspx?id=111764> [In Persian]
- Bates, B., Kundzewicz, Z., & Wu, S. (2008). Climate change and water. Intergovernmental Panel on Climate Change Secretariat: Geneva, Switzerland. <http://taccire.sua.ac.tz/handle/123456789/552>
- Beheshti, M., Mohammadzadeh, P., & Ghasemloo, K. (2019). Structural Changes and Competitive Advantages in Iran's Provinces: A Dynamic Spatial Shift-Share Analysis. *Journal Of Economic Research And Policies*, 26(88), 71-106. <https://sid.ir/en/journal/ViewPaper.aspx?id=764827> [In Persian]
- 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](https://doi.org/10.1016/S0378-3774(99)00056-6)

- Berck, P., Robinson, S., & Goldman, G. (1991). The use of computable general equilibrium models to assess water policies. *In The economics and management of water and drainage in agriculture* (pp. 489-509). Springer, Boston, MA. doi: [10.1007/978-1-4615-4028-1_25](https://doi.org/10.1007/978-1-4615-4028-1_25)
- Brooks, D.B. (2006). An operational definition of water demand management. *International Journal of Water Resources Development*. 22(4). 521-528. doi: [10.1080/07900620600779699](https://doi.org/10.1080/07900620600779699)
- Burniaux, J. M., & Truong, T. P. (2002). GTAP-E: an energy-environmental version of the GTAP model. *GTAP Technical Papers*, 18. URL: <https://docs.lib.purdue.edu/gtapt/18/>
- Buera, F. J., & Kaboski, J. P. (2012). Scale and the origins of structural change. *Journal of Economic Theory*. 147(2), 684-712. doi: [10.1016/j.jet.2010.11.007](https://doi.org/10.1016/j.jet.2010.11.007)
- Cardenete, M. A., & Hewings, G. J. (2011). Water price and water sectoral reallocation in Andalusia. A computable general equilibrium approach. *Environmental economics*. (2, Iss. 1), 17-27. doi: [10.22004/ag.econ.188124](https://doi.org/10.22004/ag.econ.188124)
- Clark, C. (1940). *The Conditions of Economic Progress*, McMillan.
- Connolly, E., & Lewis, C. (2010). Structural Change in the Australian Economy Bulletin—September Quarter 2010. *Bulletin*, (September). URL: <https://rba.gov.au/publications/bulletin/2010/sep/1.html>
- Dinar, A., Rosegrant, M. W., & Meinzen-Dick, R. S. (1997). *Water allocation mechanisms: principles and examples* (No. 1779). World Bank Publications.
- 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](https://doi.org/10.22004/ag.econ.6923)
- Esmaeili Moakhar Fordoei, M., Ebrahimi, K., Araghinejad, S., Fazlolahi, H. (2018). Economic Value Determination of the Agricultural Water based on Crop-Type in Markazi Province, IRAN. *Water and Irrigation Management*. 8(1), 149-163. doi: [10.22059/jwim.2018.254828.602](https://doi.org/10.22059/jwim.2018.254828.602) [In Persian]
- Fisher, A. G. (1939). Production, primary, secondary and tertiary. *Economic record*. 15(1), 24-38. doi: [10.1111/j.1475-4932.1939.tb01015.x](https://doi.org/10.1111/j.1475-4932.1939.tb01015.x)

- Fotros, M., Rasooli, M. (2004). Calculating the index of structural changes in the economic in Iran. *Economics Journal*. 14(7,8). pp5-16. URL: <http://ejip.ir/article-1-694-fa.html> [In Persian]
- Gohin, A., & Hertel, T. (2003). A note on the CES functional form and its use in the GTAP model. *Center for Global Trade Analysis, Purdue University*, 1-14.
- Golub, A. (2013). Analysis of climate policies with GDyn-E (No. 1236-2019-173). *Center for Global Trade Analysis, Department of Agricultural Economics, Purdue University*. doi: [10.22004/ag.econ.283431](https://doi.org/10.22004/ag.econ.283431)
- Grafton, R. Q., Chu, L., & Wyrwoll, P. (2020). Dynamic Water Pricing. *Oxford Encyclopedia of Water, Sanitation, and Global Health*, 35. doi: [10.1093/acrefore/9780190632366.013.245](https://doi.org/10.1093/acrefore/9780190632366.013.245)
- Grafton, R. Q., Chu, L., & Wyrwoll, P. (2020). The paradox of water pricing: dichotomies, dilemmas, and decisions. *Oxford Review of Economic Policy*, 36(1), 86-107. doi: [10.1093/oxrep/grz030](https://doi.org/10.1093/oxrep/grz030)
- 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](https://doi.org/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*, 18(1), 51-62. doi: [10.22055/QJE.2020.31664.2175](https://doi.org/10.22055/QJE.2020.31664.2175) [In Persian]
- Johansson, R. C., Tsur, Y., Roe, T. L., Doukkali, R., & Dinar, A. (2002). Pricing irrigation water: a review of theory and practice. *Water policy*, 4(2), 173-199. doi: [10.1016/S1366-7017\(02\)00026-0](https://doi.org/10.1016/S1366-7017(02)00026-0)
- Jun, X., Qun, D., & Yangbo, S. (2010). Integrated water and CGE model of the impacts of water policy on the Beijing's economy and output. *Chinese Journal of Population Resources and Environment*, 8(2), 61-67. doi: [10.1080/10042857.2010.10684978](https://doi.org/10.1080/10042857.2010.10684978)
- Kuznets, S. (1973). Modern economic growth: findings and reflections. *The American economic review*, 63(3), 247-258. <https://www.jstor.org/stable/1914358>
- 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](https://doi.org/10.1016/0161-8938(88)90019-1)
- 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. URL: <https://academicjournals.org/journal/AJAR/article-abstract/5DC465232296>
- Nasrollahi, Z., & opera jounaghani, E. (2024). Prioritization of the economic sectors of Isfahan Province from the perspective of the importance of water resources and considering the three goals of social, environmental and economic sustainable development. *Quarterly Journal of Quantitative Economics (JQE)*, 21(1), 107-137. doi: [10.22055/jqe.2023.42445.2528](https://doi.org/10.22055/jqe.2023.42445.2528)
- Ren, Y., Wei, S., Cheng, K. & Fu, Q. (2018). Valuation and pricing of agricultural irrigation water based on macro and micro scales. *Water*. 10(8), 1044. doi: [10.3390/w10081044](https://doi.org/10.3390/w10081044)
- Syrquin, M. (1988). Patterns of structural change. *Handbook of development economics*, 1, 203-273. doi: [10.1016/S1573-4471\(88\)01010-1](https://doi.org/10.1016/S1573-4471(88)01010-1)
- Tahami pour zarandi, M. (2017). Economic Value Approach to Industrial Water Demand Management, A Case Study of Chemical Plants. *Journal of Water and Wastewater; Ab va Fazilab (in persian)*, 28(1), 74-83. doi: [10.22093/wwj.2017.39476](https://doi.org/10.22093/wwj.2017.39476)
- Tahami Pour Zarandi, M., Khazaei, A., Kolivand, F. (2020). Analyzing the Tariff System and Economic Value of Water in Iran's Industry Sector. *Journal of Water and Sustainable Development*, 6(3), 19-30. doi: [10.22067/jwsd.v6i3.76788](https://doi.org/10.22067/jwsd.v6i3.76788) [In Persian]
- Van Neuss, L. (2019). The drivers of structural change. *Journal of Economic Surveys*, 33(1), 309-349. doi: [10.1111/joes.12266](https://doi.org/10.1111/joes.12266)



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



LME Steel Prices and Iranian Ferrous Companies Value

Mani Motameni*, Yousef Eisazadeh Roshan,** Ali Entezari***

* Associate Professor of Economics, Department of Energy Economics, faculty of Economics and administrative Science, university of Mazandaran, Babolsar, Iran. (Corresponding Author)

Email: m.motameni@umz.ac.ir



[0000-0002-4814-3276](https://orcid.org/0000-0002-4814-3276)

Postal address: Mazandaran University Campus, Faculty of Economic and Administrative Sciences, University Blvd., Babolsar- Shahid Zulfiqari Blvd., postal code: 13534-47416, Mazandaran, Iran.

** Associate Professor of Economics, Department of Economics, Faculty of Economics and administrative Science, University of Mazandaran, Babolsar, Iran.

Email: y.eisazadeh@umz.ac.ir

*** MA Student of Economics, Faculty of Economics and Administrative Science, University of Mazandaran, Babolsar, Iran.

Email: alientezari2237@gmail.com

ARTICLE HISTORY	JEL CLASSIFICATION	KEYWORDS
Received:	G11, G15, C43, C22	Ferrous, Steel, Exchange
Revision:		Rate, Companies value,
Acceptance:		Tehran Stock Exchange

Further Information:

The present article is taken from the M.A thesis of Ali Inteziri with Supervisor of Dr. Motameni at the University of Mazandaran of Iran.

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

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

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

How to Cite:

Motameni, Mani., Eisazadeh Roshan, Yousef., Entezari, Ali. (2024). LME Steel Prices and Iranian Ferrous Companies Value, *Quarterly Journal of Quantitative Economics (JQE)*, 21(3), 55-82. [in persian]

 [10.22055/jqe.2022.39150.2435](https://doi.org/10.22055/jqe.2022.39150.2435)



© 2024 Shahid Chamran University of Ahvaz, Ahvaz, Iran. This article is an open access article distributed under the terms and conditions of the Creative Commons Attribution-NonCommercial 4.0 International (CC BY-NC 4.0 license) (<http://creativecommons.org/licenses/by-nc/4.0/>)

EXTENDED ABSTRACT

INTRODUCTION

The main purpose of this study is to analyze the impact of the value of ferrous companies from steel rates on the London Metal Exchange. The export advantage of cheap energy and the existence of arbitrage in the global ferrous market can affect the value of Iranian companies whose activities are related to steel production or iron ore extraction under the financial transfer process. Although financial pass through is one of the natural functions of financial markets, but this issue in the Iranian market is challenged from two perspectives. First, it is not possible to trade in the Iranian stock market through international brokers and in practice no international investment is made in this market, and second, the Iranian economy has been subject to international sanctions in recent years and the path of international trade in the country may face serious problems. For these two reasons, it is possible that there is no mechanism for the commodity prices pass through in the Iranian stock market. On the other hand, government intervention in determining the prices of some basic commodities, such as steel, and the imposition of mandatory prices, can make any connection between the value of these companies and world prices meaningless. Government interference in commodity prices can be achieved through the imposition of a regulated exchange rate. For this reason, in this study, the exchange rate in the informal market has been used to Rialize the world steel rate, which is based on the London metals exchange. In this study, the informal exchange rate is equal to one Etherium in Tehran market. Therefore, to estimate the relationship between the global steel price and the value of ferrous companies, we should consider the effect of the exchange rate on the informal market. Capital

market developments and its sharp fluctuations in recent years should also be considered as an effective component in the value of companies.

Finding a significant relationship between global steel prices and the value of ferrous companies would be an important sign to risk management and optimization of investors' portfolios.

METHODOLOGY

In the category of companies activities in the Tehran Stock Exchange, steel industries are in the group of basic metals and iron ore mines are in the group of metal ores. Both stock exchanges include activities related to other metals such as copper and aluminum, and therefore there are no separate indicators for companies whose activities are only related to ferrous activities. In this study, a separate index by Laspiers method for steel producing companies and iron ore mining companies has been designed and calculated separately, in which all effective events such as increasing the capital of companies have been considered. This index is a research dependent variable. Explanatory variables of the research model are steel rates in LME and exchange rates in the Tehran informal market. The total index of Tehran stock market is also included as a control variable in the research model. The data processing method is ARDL.

FINDINGS

Estimation of the coefficients of the research model indicates that the value of iron companies in Iran has a direct and significant relationship with the LME steel rate, the exchange rate in the informal market and the TSE index of Tehran. According to the findings of the ARDL model, a 10% increase in LME steel rate will increase the index of steel companies by 8.8% and the index of iron ore mining companies by 5.8% in the long run. Also, a 10% increase in the informal exchange rate will cause these two indices to grow by 3% and 5.7%, respectively. The validity of a significant long-run relationship has been investigated and confirmed using the bounds test. Adjustment rate in steel industry is about 3 months but in mining companies is faster and close to 1 month.

CONCLUSION

The results of this study indicates that the value of steel companies as well as iron ore mining companies in Iran, have a significant response

to changes in LME steel prices. In other words, the lack of access of international traders to this market and also the existence of international sanctions has not been able to prevent financial pass through in the Tehran stock market. The results of estimating the research model show that the value of ferrous companies in Iran is sensitive to the informal exchange rate. Thus, the official government rate of dollar has not eliminated the link between the market value of these companies and the informal exchange rate.

Reference

- Badamvaanchig, M., Islam, M., & Kakinaka, M. (2021). Pass-through of commodity price to Mongolian stock price: Symmetric or asymmetric? *Resources Policy*, 70, 101955 .
- Bakhshani, s. (2016). A Study of the Effect of Exchange Rate Changes on Stock Prices and P/E Ratio by Using SEM-PLS. *quarterly journal of fiscal and Economic policies*, 3(12), 149-164. Retrieved from <http://qjfeq.ir/article-1-319-en.html> [in Persian]
- Barakat, M. R., Elgazzar, S. H., & Hanafy, K. M. (2016). Impact of macroeconomic variables on stock markets: Evidence from emerging markets. *International Journal of Economics and Finance*, 8(1), 195-207 .
- Blanchard, O. J. (1981). Output, the stock market, and interest rates. *The American Economic Review*, 71(1), 132-143 .
- Chiarella, C., Flaschel ,P., Franke, R., & Semmler, W. (2009). *Financial markets and the macroeconomy: a Keynesian perspective*: Routledge.
- Eslamloueyan, K., & Zare, H. (2007). The Impact of Macro Variables and Alternative Assets on Stock Price Movement in Iran: An ARDL Model. *Iranian Journal of Economic Research*, 8(29), 17-46. Retrieved from https://ijer.atu.ac.ir/article_3672_a22dfad2d5137591669284f5f8b6475f.pdf [in Persian]
- Fama, E. F. (1970). Efficient capital markets: A review of theory and empirical work. *The Journal of Finance*, 25(2), 383-417 .
- Ghaderi, S., & Shahrazi, M. (2020). The Impact of World Commodity Price Index on Tehran Stock Exchange Returns: The Bayesian Approach

- of Markov Switching Method. *Financial Research Journal*, 22(1), 90-109. doi:10.22059/frj.2019.286990.1006909 [in Persian]
- Gutierrez, J. P., & Vianna, A. C. (2020). Price effects of steel commodities on worldwide stock market returns. *The North American Journal of Economics and Finance*, 51, 100849 .
- Hung, W.-H., Xue, B.-Y., Lin, T.-M., Lu, S.-Y., & Tsao, I.-Y. (2021). A highly active selenized nickel–iron electrode with layered double hydroxide for electrocatalytic water splitting in saline electrolyte. *Materials Today Energy*, 19, 100575 .
- Irاندoust, M. (2017). Metal prices and stock market performance :Is there an empirical link? *Resources Policy*, 52, 389-392 .
- Jahangiri, K., & Hoseini Ebrahimabad, S. A. (2017). The Study of Monetary Policy, Exchange Rate and Gold Effects on the Stock Market in Iran Using MS-VAR-EGARCH Model. *Financial Research Journal*, 19(3), 389-414. doi:10.22059/jfr.2018.236370.1006472 [in Persian]
- Jordan, S. J., Vivian, A., & Wohar, M. E. (2016). Can commodity returns forecast Canadian sector stock returns? *International Review of Economics & Finance*, 41, 172-188 .
- Kang, W., Ratti ,R. A., & Vespignani, J. (2020). Impact of global uncertainty on the global economy and large developed and developing economies. *Applied economics*, 52(22), 2392-2407 .
- Kayalar, D. E., Küçüközmen, C. C., & Selcuk-Kestel, A. S. (2017). The impact of crude oil prices on financial market indicators: copula approach. *Energy Economics*, 61, 162-173 .
- Omura, A., Todorova, N., Li, B., & Chung, R. (2016). Steel scrap and equity market in Japan. *Resources Policy*, 47, 115-124 .
- Rezagholizadeh, M., Elmi, z., & Mohammadi majd, s. (2023). The Effect of Financial Stress on the Stock Return of Accepted Industries in Tehran Stock Exchange. *Quarterly Journal of Quantitative Economics (JQE)*, 20(1), 32-73. doi:10.22055/jqe.2021.35405.2284 [in Persian]
- Singhal, S., Choudhary, S., & Biswal, P. C. (2019). Return and volatility linkages among International crude oil price, gold price, exchange rate and stock markets: Evidence from Mexico. *Resources Policy*, 60, 255-261 .



Quarterly Journal of Quantitative Economics

Journal Homepage:
www.jqe.scu.ac.ir
Print ISSN: 2008-5850
Online ISSN: 2717-4271



The impact of renewable energy consumption on social development in OECD countries

Khojasteh Rahimy *, Sajjad Faraji Dizaji ** , Abbas Assari Arani ***

* *Master of Economics, Department of Economic Development and Planning, Faculty of Management and Economics, Tarbiat Modares University, Tehran, Iran.*

Email: k.rahimy@modares.ac.ir

** *Associate Professor of Economics, Department of Economic Development and Planning, Faculty of Management and Economics, Tarbiat Modares University, Tehran, Iran.*

Email: s_dizaji@modares.ac.ir

 [0000-0001-8413-4580](https://orcid.org/0000-0001-8413-4580)

Postal address: Iran, Tehran, District 6, Jalal Al-Ahmad Highway, Tarbiat Modares University, 111-14115.

*** *Associate Professor of Economics, Department of Economic Development and Planning, Faculty of Management and Economics, Tarbiat Modares University, Tehran, Iran.*

Email: assari_a@modares.ac.ir

ARTICLE HISTORY	JEL CLASSIFICATION	KEYWORDS
<i>Received: 25 November 2021 revision: 15 May 2022 acceptance: 20 May 2022</i>	<i>Q20, Q15, Z00</i>	<i>Renewableenergy consumption,social development,OECD countries</i>

Further Information:

This article is taken from the master thesis of Ms. Khojasteh Rahimi in the field of energy economics under the guidance of Dr. Sajjad Faraji Dizaji, which was defended on December 5, 2020 at Tarbiat Modares University.

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

Conflict of Interest: The authors of the article states that there is no conflict of interest in publishing the presented article.

Funding: The authors have not received any financial support for the research, authorship and publication of this article.

How to Cite:

Rahimy, Khojasteh., Faraji Dizaji, Sajjad & Asari Arani, Abbas. (2024). The impact of renewable energy consumption on social development in OECD countries. *Quarterly Journal of Quantitative Economics (JQE)*, 21(3), 83-114. [in persian]

 [10.22055/jqe.2022.39230.2439](https://doi.org/10.22055/jqe.2022.39230.2439)



© 2024 Shahid Chamran University of Ahvaz, Ahvaz, Iran. This article is an open access article distributed under the terms and conditions of the Creative Commons Attribution-NonCommercial 4.0 International (CC BY-NC 4.0 license) (<http://creativecommons.org/licenses/by-nc/4.0/>)

EXTENDED ABSTRACT

INTRODUCTION

Energy has always played an important role as a production input and a final commodity. Considering the harms caused by the consumption of fossil fuels, it seems that turning to the use of renewable energy is inevitable. According to the latest reports, indicators of social development in most parts of the world are in poor condition. The need to use renewable energy instead of fossil fuels, as well as the increasing use and attention to this type of energy and social underdevelopment in a large part of the world, research on these issues is inevitable.

Therefore, this study examines the impact of renewable energy consumption on social development in OECD countries and with the help of econometric tools that have been used less so far, seeks to obtain solutions from the experiences of these countries and make recommendations To improve social development.

METHODOLOGY

In this study, considering the nature of the data and to control the simultaneous effects of social development and renewable energy consumption, the experimental model of the research has been estimated using panel data vector autoregression (P-VAR). The variables in the model include renewable energy consumption, health expenditures, educational expenditures, gender inequality, income inequality and life expectancy at birth. Allied as well as the standard global income inequality database are obtained. It should be noted that the proposed method based on the calculation of social development index with the aggregation of the effects of several indicators has been introduced.

FINDINGS

Renewable energy consumption has a negative effect on income and gender inequality, has a positive effect on governments' health and education expenditures and life expectancy at birth, and as a result, has a positive effect on social development.

CONCLUSION

Given the impact of increased consumption of renewable energy on factors such as income and gender inequality in OECD member countries, other nations can also learn from the experiences of this group regarding renewable energy usage. Increased investment in renewable energy can serve as a key driver for reducing poverty and social inequalities in various countries. This investment not only creates new job opportunities but also contributes to a fairer distribution of income. Especially by providing equal opportunities for both women and men, it can strengthen the role of women in the economy and social decision-making. The successful experiences of OECD countries demonstrate that by adopting appropriate policies and utilizing innovative technologies, positive and sustainable outcomes in the field of renewable energy can be achieved. These models can serve as a foundation for developing countries to benefit from the economic and social advantages of this type of energy. Ultimately, investing in renewable energy not only aids in improving economic conditions but can also lead to changing mindsets and enhancing the quality of life in various communities. This approach is particularly essential in the current context, where environmental and social challenges are increasingly on the rise.

Reference

- Abrishami, H. (1999). *Basic of Econometrics*. (Gujarati, Damodar). Tehran: University of Tehran, Publishing and Printing Institute.
- Akbari, Gh. (2001). The current Situation Of Iranian Society in terms of Social development indicators. *Proceedings of the Social Development Conference*. Tehran: Scientific and Cultural Publications.
- Aghajeri, S., Zaranezhad, M. & Akbarzadeh, M. (2018). Investigation of the Relationship between Underground Economy and Social Development in a Selection of Middle East Countries. *Quarterly Journal of Social Development (Previously Human Development)*, 13(2), 195-218. doi: 10.22055/qjdsd.2019.14194 [in persian]

- Aghaei, M. & Rezaghoizadeh, M. (2018). Consumption of Different Kinds of Energy Carriers, Economic Growth, Inequality and Poverty in Iran. *Iranian Journal of Economic Research*, 23(74), 97-189. doi: 10.22054/ijer.2018.8827 [in persian]
- Apergis, N. (2015). Does renewables production affect income inequality? Evidence from an international panel of countries. *Applied Economics Letters*, 22(11), 865-868.
- Babaei Zakilki, M . A. (2007). Types of Managerial Positions and Job Needs of Women in the Public Sector. *Women's Studies*, 5(3), 39-58. Available at: <https://www.sid.ir/fa/Journal/ViewPaper.aspx?ID=88461> [in persian]
- Babaei Fard, A. (2010). Cultural Development and Social Development in Iran. *Social Welfare Quarterly* 10(37), 7-56. Available at: https://refahj.uswr.ac.ir/browse.php?a_id=306&sid=1&slc_lang=fa [in persian]
- Ashraf Ganjoui, R. and Murad Alizadeh, M. (2022). Application of Fuzzy Nonlinear Model to Investigate the Factors Affecting Energy Consumption and Efficiency in Iran. *Quarterly Journal of Quantitative Economics (JQE)*, -. doi: 10.22055/jqe.2022.39807.2460 (Article in Press).[in persian]
- Bakhtiari, S., Moayedfar, R., & Sarkhosh Sara, A. (2014). Analysis of the Impacts of Government Expenditure Components on the Development and welfare: Comparative Analysis of Selected Developed and Developing Countries. *Journal of Regional Economics and Development*, 21(8), 23-49. doi: 10.22067/erd.v21i8.43874 [in persian]
- Bastani, S., Mousavi, M., & Hosseinpour, F. (2015). An Evaluation of the Social Factor Affecting Life Satisfaction. *Social Development & Welfare Planning*, 7(23), 123-150. doi: 10.22054/QJSD.2015.1748 [in persian]
- Barnes, D. F., Peskin, H., & Fitzgerald, K. (2003). The benefits of rural electrification in India: Implications for education, household lighting, and irrigation. Draft paper prepared for South Asia Energy and Infrastructure, World Bank, Washington DC.
- cheshme ghasabani, N. , Naji Meidani, A. A. and Malek sadati, S. S. (2023). Gender pay gap of public-private sectors in the Iranian Labor Market: decomposition approach based on Tobit model with instrumental variable. *Quarterly Journal of Quantitative Economics (JQE)*, 20(3), 136-164. doi: 10.22055/jqe.2021.33507.2248.[in persian]
- European Environment Agency (EEA).(2018). Renewable energy in Europe: recent growth and knock-on effects, Report 20.

- Fazeli, M., Fattahi, S., & Zanjan Rafiei, S. N. (2012). Social Development, Indicators and Status of Iran in World. *Quarterly Journal of Socio-Cultural Development Studies*, 2(1), 149-171. Available at: <https://www.sid.ir/fa/journal/ViewPaper.aspx?id=258157> [in persian]
- Faraji Dizaji, S., Arefian, m., & Assari Arani, A. (2023). The Impact of Carbon Taxes and Fossil Fuels Subsidies on the Development of Renewable Energy in Selected OECD Countries. *Quarterly Journal of Quantitative Economics (JQE)*, 19(4), 79-109. doi:10.22055/jqe.2021.33321.2243 [in Persian]
- Fetros, M. H., Aghazadeh, M., & Jebraeili, S. (2012). Investigating the Impact of Renewable and Non-Renewable Energy Consumption on the Economic Growth of Selected Developing Countries (Including Iran) 1980-2009, *Energy Economy Studies Quarterly*, 9(32), 51-72. Available at: <https://www.sid.ir/fa/journal/ViewPaper.aspx?id=169975> [in persian]
- Haupt, J., & Lawrence, C. (2012). Unexpected connections: Income Inequality and Environmentaldegradation ,ShapingTomorrow'sWorld,<http://www.shapingtomorrowworld.org/hauptInequality.html>.
- Hou, J., Walsh, P. P., & Zhang, J. (2015). The dynamics of human development index. *The Social Science Journal*, 52(3), 331-347.
- International Energy Agency (IEA) .(2020). Gender diversity in energy: what we know and what we don't know.
- Jalalabadi, A., & Rakhshan, S. (2007). An Analysis of Consumption Pattern of Energy Carriers in Iran (1966-2000). *Iranian Journal of Economic Research*, 7(22), 115-132. Available at: https://ijer.atu.ac.ir/article_3778.html [in persian]
- Karimi, M., Delangizan, S.,& Heshmati Dayari,E. (2021). Determining the Contribution of Growth in Income and Inequality in Reducing Poverty in Iran (A Province-Based Case Study). *Quarterly Journal of Quantitative Economics (JQE)*, 18(1), 63-77. doi: 10.22055/jqe.2020.31799.2180 [in persian]
- Karimi Ashtiani, H., & Darvish Sarvestani, A. (2020). An Overview of Energy Consumption in the World, *Iranian Society of Consulting Engineers Quarterly*, No. 87, 60-68. [in persian]
- Khribich, A., H. Kacem., R & Dakhlaoui, A. (2021). Causality nexus of renewable energy consumption and social development: Evidence from high-income countries. *Renewable Energy* , 169, 14-22.

- Mousavi Shafaei, M., Noorollahi, Y., Soltaninejad, A., Rezaian Ghiyabashi, A., Yousefi, H., & Rezaian, A. H. (2016). Environmental quality advancements with challenges and barriers management of renewable energy development in Iran. *Journal of Environmental Science and Technology*, 18(2), 167-180. [in persian] Available at: https://jest.srbiau.ac.ir/article_9076.html
- Ministry of Power. (2017). Energy Balance Sheet, Deputy for Electricity and Energy Affairs, Electricity and Energy Macro Planning Office, p.32. Available at: <https://isn.moe.gov.ir/> [in persian]
- Rahmani, T., & Golestani, M. (2009). Resource Curse, Rent-Seeking, and Income Inequality in Oil Rich Countries. *Journal of Economic Research (Tahghighat- E- Eghtesadi)*, 44(89), 57-86. Available at: https://jte.ut.ac.ir/article_20341.html [in persian]
- Ranjpoor, R., Sadeghi, S. K., Motfakherazad, M. Ali., & Abdollahzadeh Nobarian, F. (2013). Calculation and study of social development index in selected countries with emphasis on Iran. *Economic Sociology and Development*, 2(2), 35-70. Available at: https://sociology.tabrizu.ac.ir/article_2392.html [in persian]
- Ren21. (2020). Renewable Global Status Report.
- Rezaei Eskandari, D. (2010). Social development of Central Asian countries: A statistical comparison. *Central Eurasia Studies, Faculty of Political Science and Law*, 3(6), 19-30. Available at: <https://www.sid.ir/fa/journal/ViewPaper.aspx?ID=111323> [in persian]
- Sadiqi Shahdani, M., Nadri, K., & Qelich, V. (2009). The Effects of Possessive and Governing Roles of Government on Income Distribution via ARDL Model: A Case Study on Iran. *Quarterly Journal of Quantitative Economics (JQE)*, 6(23), 73-100. doi: 10.22055/jqe.2009.10687 [in persian]
- Sharifi, A. M., Kiani, G. H., Khoshakhlagh, R., & Bagheri, M. M. (2013). The Assessment of Renewable Energy Substitution in Iran: An Optimal Control Approach. *Journal of Economic Modeling Research*, 3(11), 123-140. Available at: <https://jemr.khu.ac.ir/article-1-550-fa.html> [in persian]
- Singh, A. K., Jyoti, B., Kumar, S., & Lenka, S. K. (2021). Assessment of Global Sustainable Development, Environmental Sustainability, Economic Development and Social Development Index in Selected Economies. *International Journal of Sustainable Development and Planning*, 16(1), 123-138.
- Sadeghi, H., Khaksar Astane, S., & Tamri, E. (2014). Renewable energy economics. Tehran: *Noor Elm Publications*. [in persian]

- Taherpoor, J., & Samadian, F. (2017). Challenges of Education System in Oil-Dependent Countries: The Case Study of Iran. *Iranian Journal of Economic Research*, 22(73), 107-130. doi: 10.22054/IJER.2018.8300 [in persian]
- Topcu, M., & Tugcu, C. T. (2020). The impact of renewable energy consumption on income inequality: Evidence from developed countries. *Renewable Energy*, 151, 1134-1140.
- Torabi, Q., & Payam, F. (2017). Challenge Of Fossil Energy And Importance Of Investment In Renewable Energies In Iran. *Quarterly Journal of The Macro and Strategic Policies*, 5(20), 153-170. Available at: <https://www.sid.ir/fa/journal/ViewPaper.aspx?id=313809> [in persian]
- United Nations. (2021). The Sustainable Development Goals Report.
- United Nations Development Programme (UNDP). (2011). Human Development Report.
- United Nations Development Programme (UNDP). (2005). United Nations Press.
- Uzar, U. (2020). Is income inequality a driver for renewable energy Consumption?. *Journal of Cleaner Production*, 255, 120287.
- Uzoma, C.C., Ibeto, C.N., Okpara., C.G. Nwoke., O.O. Obi., I.O. Nnaji., C.E. Oparaku., O .U & Unachukwu., G.O.(2010) .Social impacts of renewable energy on the South-East Zone of Nigeria. Proceedings of the 2nd Int'l W/Shop on Renewable Energy for Sustainable Dev. In Africa, IWRESDA '10,27th to 29th July.
- Verme, P. (2015). Economic development and female labor participation in the Middle East and North Africa: a test of the U-shape hypothesis. The World Bank.
- World Bank.(2002). Energy strategies for rural India: evidence from six states.
- Yazdanpanah- dro, Q., Poorrostami, N., Yousefi, R., & Hosseinzadeh, M. R. (2017). A comparative study of energy security to promote the use of renewable energy; In the geopolitical Iran and Japan. *Human Geography Research*, 49(3), 713-731. doi: 10.22059/JHGR.2017.62114 [in persian]
- Zahedi Mazandarani, M. J. (2007). Development and inequality, Tehran: Maziar Publishing. [in Persian]



Quarterly Journal of Quantitative Economics

Journal Homepage:

www.jqe.scu.ac.ir

Print ISSN: 2008-5850

Online ISSN: 2717-4271



Investigating the Asymmetric Effects of Factors Affecting Tax Revenues in Iran using Quantile Regression Approach

Arash Azami*, Mohammad Noofresti**, Abbas ArabMazar***

* *Ph.D. student of Economics, Department of Economics, Faculty of Economics and Political Sciences, Shahid Beheshti University, Tehran, Iran (corresponding author).*

Email: arashesmy@gmail.com



[0000-0001-9128-8617](https://orcid.org/0000-0001-9128-8617)

Postal address: Shahid Beheshti University, Evin, Tehran, Postal Code: 1983969411, Iran.

** *Associate Professor of Economics, Department of Economics, Faculty of Economics and Political Science, Shahid Beheshti University, Tehran, Iran.*

Email: m-noferesti@sbu.ac.ir

*** *Associate Professor of Economics, Department of Economics, Faculty of Economics and Political Science, Shahid Beheshti University, Tehran, Iran.*

Email: ab_arabmazar@sbu.ac.ir

ARTICLE HISTORY	JEL CLASSIFICATION	KEYWORDS
<i>Received:</i>	<i>H2, O1, O2</i>	<i>Tax Revenue, GDP,</i>
<i>Revision:</i>		<i>Underground Economy,</i>
<i>Acceptance:</i>		<i>Quantile Regression, Iran</i>

Further Information:

The present article is taken from the Ph.D. dissertation of Arash Azami with Supervisor of Mohammad Noofresti and Abbas ArabMazar at the Shahid Beheshti University of Iran.

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

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

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

How to Cite:

Azami, Arash., Noofresti, Mohammad & ArabMazar, Abbas. (2024). Investigating the Asymmetric Effects of Factors Affecting Tax Revenues in Iran using Quantile Regression Approach. *Quarterly Journal of Quantitative Economics(JQE)*, 21(3), 115-144. [in persian]

 [10.22055/jqe.2022.39481.2451](https://doi.org/10.22055/jqe.2022.39481.2451)



© 2024 Shahid Chamran University of Ahvaz, Ahvaz, Iran. This article is an open access article distributed under the terms and conditions of the Creative Commons Attribution-NonCommercial 4.0 International (CC BY-NC 4.0 license) (<http://creativecommons.org/licenses/by-nc/4.0/>)

EXTENDED ABSTRACT

INTRODUCTION

The history of human development shows that tax is a necessity in the economy of countries because it is related to the birth, existence and development of government. Not only is tax an important revenue for a governments budget, but also it is related to economic growth, fair distribution and social stability. For this reason, tax and its determining factors play a prominent role in economic literature. In developing countries due to ever-growing needs of citizens and limited resources, government are facing challenges in fulfilling their developmental programs. This situation is exacerbated by, on the one hand, increasing costs of public services and on the other hand the pressure of public opinions. In such conditions it is highly required to optimize public funds through public policies. Tax revenue mobilization is a major concern in economic policy making in many countries. While some countries have experienced a considerable rise in the rate of tax to GDP, others show little or no increase in long periods of time. In developing countries, it is essential to increase tax revenues in order to provide funds for public investments and public services. In recent years, governments and international institutions have been more interested in

increasing tax capacities. this shows they have realized that tax capacity is the core of state building and development.

METHODOLOGY

Deferent variables may differ from country to country due to the level of development, economic structure and the role natural resources play in government revenue. As tax behaviors highly tend to follow asymmetric and non-linear patters, it is of great significance for policy makers to investigate the existence of these effects in asymmetric patterns. In other words, in high levels of tax revenue, the effect and even the sign of effective variables on tax revenue may be different from that of low levels of tax revenue. These results show beneficial resolutions which help policy makers to determine the optimal tax revenues. Regarding this issue, the aim of this study is to analyze the asymmetric effects of influential factors on tax revenue during 1360-1398 with quantile regression approach.

In this article, quantile regression was used to analyze the model. One of the mast important advantages of this method is the deep and thorough insight into response variables. In other words, quantile approach offers a model which makes it possible for variables that influence the dependent variable to interfere not only in the data center of gravity, but also in all distribution sections including its initial and final sequences.

Since quantile regression is capable of creating models for any kind of quantile, it is more resistant to outlier data and heterogeneity than other methods. Prior to model estimation, the volume of underground economy was estimated through , MIMIC so that the related data enters the research model. That was because underground economy is a hidden variable which is not registered in official statistics and there is not any time series about it. Structural equation model shows the relationship between hidden variables and observed variables as well as observed causes which are called MIMIC. export can be useful.

FINDINGS

The results of model estimation show that per capita income has a positive and significant effect on tax revenues. As the model is logarithmic (except for the variable of inflation rate), the effect of coefficients is the concept of tax revenue elasticity. The results of different quantiles include important tips. In low quantiles of tax revenues per capita income or its elasticity on tax revenue has more effect on tax revenue than in high quantiles. In other words, when

the government is earning low levels of tax, increasing per capita income has more effect on tax revenues. These results show that in a period when tax revenues decline, governments efforts to improve economic situation and business increase employment, expand production and increase tax revenues. Similar results have been obtained for added value of industry sector in low quantiles of tax revenue, the effect of added value of industry sector on tax revenues is more than that in high quantiles. Increasing added value of industry sector through expanding industrial products increases the exportation of industrial goods and it consequently increases tax revenues. On the other hand, added value of service sector has insignificant effect on high levels of tax revenues and only in low levels of tax revenues its effects are significant in 90% of confidence level. Furthermore, the effect of added value of agriculture sector is insignificant on tax revenue. Foreign trade has a positive and significant effect on tax revenue. Foreign trade growth and imposing tax on import and export increase tax revenue. This effect is more in low levels of tax revenue. Trade is one of the most important sectors that increases tax revenue. By imposing tax on exportation and importation of different goods governments earn huge amount of tax. Oil revenue has a negative effect on tax revenues. The effect of underground economy on revenues is also negative and significant. This effect is strengthened particularly in case of high levels of tax revenue. Inflation rate has significant effects on tax revenues only in high quantiles of tax revenue. Finally, the effect of government expenses on tax revenues is also positive and significant. This effect is stronger in low levels of tax revenues. Increasing government expenses in different sectors can have positive effects on production volume as well as increasing employment. Increasing government expenses leads to increasing tax revenue through income tax on production and business. Following the process of quantile method, in the next stage after estimating the effects, they must be investigated to be determined as symmetric or asymmetric for this purpose, the test suggested by Newey and Powel (1987) was used. The result of this test showed that the effects of GDP per-capita, added value of industry sector, foreign exchange rate and oil revenues are asymmetric. Other variable in this research had symmetric effects on tax revenues.

CONCLUSION

Due to considerable tax revenues governments earn from foreign trade (Export and Import), they can concentrate on open-trade policies because

optimal open trade can have a positive effect on tax revenue. It also can reduce underground economy. Not only do such measures help the country to called tax through import and export, but also, they contribute to economic growth and improving infrastructures. Consequently, tax revenue would increase. On the other hand, the government should enhance economic reconstruction in order to archive industrialization, renovation and increasing the effect on GDP and consequently earn more tax revenue. Moreover, technology transfer, increasing management capabilities through importing modern machinery, advanced technology and achieving management skills of foreign

Reference

- Aisha, Z., & Khatoun, S. (2009). Government expenditure and tax revenue, causality and cointegration: The experience of Pakistan (1972-2007). *The Pakistan Development Review*, 951-959.
- Almenar, V., Sánchez, J. L., & Sapena, J. (2020). Measuring the shadow economy and its drivers: the case of peripheral EMU countries. *Economic research-Ekonomska istraživanja*, 33(1), 2904-2918.
- Amgain, J. (2017). Estimating optimal level of taxation for growth maximization in Asia. *Applied Economics and Finance*, 4(3), 47-55.
- Attila, J. G., Chambas, G., & Combes, J.-L. (2011). Aide publique au développement et transition fiscale.
- Azam, J.-P., Devarajan, S., & O'Connell, S. A. (1999). *Aid dependence reconsidered* (Vol. 2144): World Bank Publications.
- Besley, T., & Persson, T. (2009). The origins of state capacity: Property rights, taxation, and politics. *American economic review*, 99(4), 1218-1244.
- Bird, R. M., Martinez-Vazquez, J., & Torgler, B. (2008). Tax effort in developing countries and high income countries: The impact of corruption, voice and accountability. *Economic analysis and policy*, 38(1), 55-71.
- Boadway, R., & Pestieau, P. (2018). The tenuous case for an annual wealth tax.
- Brun, J.-F., Chambas, G., & Laurent, M. (2007). Economie politique de la réforme de transition fiscale: le cas du Maroc. *Afrique contemporaine*(3), 309-324.

- Buchinsky, M. (1998). Recent advances in quantile regression models: a practical guideline for empirical research. *Journal of human resources*, 88-126.
- Chang, T., Liu, W. R., & Caudill, S. B. (2002). Tax-and-spend, spend-and-tax, or fiscal synchronization: new evidence for ten countries. *Applied economics*, 34(12), 1553-1561.
- Cole, T. J., & Green, P. J. (1992). Smoothing reference centile curves: the LMS method and penalized likelihood. *Statistics in medicine*, 11(10), 1305-1319.
- Dadgar, Y., Nazari, R., & SiamiEraghi, E. (2013). Optimum government and tax in public sector economics and in Iran. *Journal of Applied Economics Studies in Iran*, 2(5), 1-27. Retrieved from https://aes.basu.ac.ir/article_389_74adbb465a67662b4ef5b3154dc25461.pdf [in Persian]
- Dargahi, H., & Hadian, M. (2016). Evaluation of Fiscal and Monetary Shocks with Emphasis on the Interactions of Banking System Balance Sheet and the Real Sector of Iran's Economy: A DSGE Approach. *Quarterly Journal of Applied Theories of Economics*, 3(1), 1-28. Retrieved from https://ecoj.tabrizu.ac.ir/article_4828_b9939ae291d59ca7c7cb04023c7ddbba.pdf [in Persian]
- Garg, S., Goyal, A., & Pal, R. (2017). Why tax effort falls short of tax capacity in Indian states: A stochastic frontier approach. *Public Finance Review*, 45(2), 232-259.
- Gaspar, V., Jaramillo, L., & Wingender, M. P. (2016). *Political institutions, state building, and tax capacity: crossing the tipping point*: International Monetary Fund.
- Grant, S., & Karni, E. (2004). A theory of quantifiable beliefs. *Journal of Mathematical Economics*, 40(5), 515-546.
- IMF. (2018). Review of 1997 Guidance Note on Governance—A Proposed Framework for Enhanced Fund Engagement. *IMF Policy Paper*.
- Ishak, P. W., & Farzanegan, M. R. (2020). The impact of declining oil rents on tax revenues: Does the shadow economy matter? *Energy Economics*, 92, 104925.
- Kaldor, N. (1963). Wili Underdeveloped Countries Learn to Tax?" Foreign Affairs, Vol. 41, No. 2 (January 1963).. r-. *Taxation for Economic Development*, " *Journal of Modern African Studies*, 1(1).

- Karagöz, K. (2013). Determinants of tax revenue: does sectorial composition matter? *Journal of Finance, Accounting & Management*, 4(2).
- Koenker, R. (2013). quantreg: Quantile Regression. R package version 5.05. *R Foundation for Statistical Computing: Vienna* Available at: <http://CRAN.R-project.org/package=quantreg>.
- Koenker, R., & Machado, J. A. (1999). Goodness of fit and related inference processes for quantile regression. *Journal of the American Statistical Association*, 94(448), 1296-1310.
- Langford, B., & Ohlenburg, T. (2015). *Tax revenue potential and effort*. Retrieved from
- Le, T. M., Moreno-Dodson, B., & Rojchaichaninthorn, J. (2008). *Expanding taxable capacity and reaching revenue potential: Cross-country analysis*. Paper presented at the Proceedings. Annual Conference on Taxation and Minutes of the Annual Meeting of the National Tax Association.
- Li, X. (2001). Government revenue, government expenditure, and temporal causality: evidence from China. *Applied Economics*, 33(4), 485-497.
- Maddah, M., Shafiee Nikabadi, M., & Samiee, N. (2016). Investigating and Determining Optimized Tax Rates Applicable to the Optimized Level of Public Goods Demand. *Journal of Tax Research*, 24(30), 65-105. Retrieved from <http://taxjournal.ir/article-1-916-en.html> [in Persian]
- Mosavi Jahromi, Y., Mehrara, M., & Totonchi Malaki, S. (2020). Evaluation of the Most Important Factors Affecting the Income of Taxes in the Economy of Iran with the Approach of TVP DMA Models. *Journal of Tax Research*, 27(44), 71-100. doi:10.29252/taxjournal.27.44.71 [in Persian]
- Ndoricimpa, A. (2021). Tax reforms, civil conflicts and tax revenue performance in Burundi. *Scientific African*, 13, e00927.
- Newey, W. K., & Powell, J. L. (1987). Asymmetric least squares estimation and testing. *Econometrica: journal of the Econometric Society*, 819-847.
- Nguyen, H. H. (2019). Impact of direct tax and indirect tax on economic growth in Vietnam. *The Journal of Asian Finance, Economics and Business*, 6(4), 129-137.
- OH, K.-W., & KI, E.-S. (2020). Effect of tax-related information on pre-tax income forecast and value relevance. *The Journal of Asian Finance, Economics and Business*, 7(1), 81-90.

- Oz Yalama, G., & Gumus, E. (2013). Determinants of tax evasion behavior: Empirical evidence from survey data. *International Business and Management*, 6(2), 15-23.
- Pessino, C., & Fenochietto, R. (2010). Determining countries' tax effort. *Hacienda Pública Española/Revista de Economía Pública*, 65-87.
- Reyes-Loya, M. L., & Blanco, L. (2008). Measuring the importance of oil-related revenues in total fiscal income for Mexico. *Energy Economics*, 30(5), 2552-2568.
- Rezagholizadeh, M., & Alami, A. (2023). Institutional Quality and Tax Evasion in Iran. *Quarterly Journal of Quantitative Economics*, 20(4), 38-86. doi:10.22055/jqe.2021.35404.2283 [in Persian]
- Royston, P., & Altman, D. G. (1994). Regression using fractional polynomials of continuous covariates: parsimonious parametric modelling. *Journal of the Royal Statistical Society: Series C (Applied Statistics)*, 43(3), 429-453.
- Saddatmehr, M. (2022). Estimating the optimal value added tax rate using the Laffer curve approach. *Quarterly Journal of Quantitative Economics (JQE)*, 19(2), 93-110. doi:10.22055/jqe.2021.32452.2211 [in Persian]
- Sameti, M., Amiri, H., & Izadi, S. (2016). The Effect of Optimal Rates of Indirect Tax on Social Welfare in Iran. *The Economic Research*, 15(4), 51-74. Retrieved from <http://ecor.modares.ac.ir/article-18-8375-en.html> [in Persian]
- Sapiei, N. S., Abdullah, M., & Sulaiman, N. A. (2014). Regressivity of the corporate taxpayers' compliance costs. *Procedia-Social and Behavioral Sciences*, 164, 26-31.
- Schneider, F., & Enste, D. H. (2000). Shadow economies: Size, causes, and consequences. *Journal of economic literature*, 38(1), 77-114.
- Tamizi, a. r. (2018). -Investigating determinants of tax revenues in Iran: A Bayesian Econometric Approach. *Quarterly Journal of Quantitative Economics (JQE)*, 15(1), 225-244. doi:10.22055/jqe.2018.22887.1690 [in Persian]
- Tanzi, V. (1992). Structural factors and tax revenue in developing countries: a decade of evidence.
- Trabandt, M., & Uhlig, H. (2011). The Laffer curve revisited. *Journal of monetary economics*, 58(4), 305-327.

Trasberg, V. (2013). *DYNAMICS OF EUROPEAN TAX STRUCTURES*.
Paper presented at the DIEM: Dubrovnik International Economic Meeting.

Uhlig, H., & Braun, R. A. (2006). The welfare enhancing effects of a selfish government in the presence of uninsurable, idiosyncratic risk.

WorldBank. (2020). *Global economic prospects, June 2020*: The World Bank.



Quarterly Journal of Quantitative Economics

Journal Homepage:
www.jqe.scu.ac.ir
Print ISSN: 2008-5850
Online ISSN: 2717-4271



Application of the Fuzzy Nonlinear Model to Investigate the Factors Affecting Energy Consumption and Efficiency in Iran

Mojtabi Bahmani *^{id}, Reza Ashraf Ganjoei **, Mansoura Murad Alizadeh ***

* Associate Professor of Economics, Department of Economics, Faculty of Management and Economics, Shahid Bahonar University of Kerman, Kerman, Iran (corresponding author).
Email: mbahmani@uk.ac.ir

^{id} [0000-0003-0257-5775](https://orcid.org/0000-0003-0257-5775)

Postal address: Kerman, Imam Khomeini Highway, Research Square of Shahid Bahonar University, Kerman, Postal code: 7616913439.

** Assistant Professor, Economics Department, Faculty of Economics and Management, University of Sistan and Baluchestan, Zahedan, Iran.
Email: reza_ash@eco.usb.ac.ir

*** Master's student in Economics, Department of Economics, Faculty of Management and Economics, Shahid Bahonar University of Kerman, Kerman, Iran
Email: mansoreh.maz@gmail.com

ARTICLE HISTORY	JEL CLASSIFICATION	KEYWORDS
Received: 18 January 2022 Revision: 29 July 2022 Acceptance: 03 December 2022	Q43 ·Q41 ·B41 ·R29	Fuzzy Nonlinear Regression, Energy Consumption, Energy Efficiency

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:

Bahmani, Mojtabi., Ashraf Ganjavii, Reza. & Murad Alizadeh, Mansoura. (2024). Application of the Fuzzy Nonlinear Model to Investigate the Factors Affecting Energy Consumption and Efficiency in Iran. *Quarterly Journal of Quantitative Economics(JQE)*, 21(3), 145-183. [in persian]

 [10.22055/jqe.2022.39807.2460](https://doi.org/10.22055/jqe.2022.39807.2460)



© 2024 Shahid Chamran University of Ahvaz, Ahvaz, Iran. This article is an open access article distributed under the terms and conditions of the Creative Commons Attribution-NonCommercial 4.0 International (CC BY-NC 4.0 license) (<http://creativecommons.org/licenses/by-nc/4.0/>)

EXTENDED ABSTRACT

INTRODUCTION

Today, in the economies of all countries, both developed and developing, increasing productivity and optimal energy consumption has become a national priority. Productivity is a standard for evaluating the performance of systems and determining the degree of success or failure in achieving the goals of the system with regard to resource consumption. Considering the growth in energy consumption, the optimization of energy consumption in order to protect the environment, provide security of supply protection of national resources and wealth, and address intergenerational issues has become one of the important priorities of the country. Increasing productivity at the national level will increase people's living standards, reduce inflation, and create national competitiveness in global markets. Increasing national productivity is the result of increasing productivity in organizations, institutions, and economic enterprises. Therefore, considering to the importance of this issue in the national economy, this research the purpose of this research is aimed to investigate the factors affecting energy consumption and efficiency. For this purpose, the fuzzy regression model, which has great explanatory power in this field, was used to investigate this issue. Econometric models need complete and definite information to be accurate considering that energy consumption and efficiency are constantly fluctuating, being able to model this uncertainty is a necessity.

METHODOLOGY

In this article, to investigate the factors affecting energy consumption and efficiency in Iran, the autoregression model of soft fuzzy logistic transfer was used due to its flexibility in modeling for the time period of 1990-2019, and MATLAB software was used to estimate the membership functions.

FINDINGS

The results of the linear and nonlinear fuzzy models indicated that the energy consumption estimation of the fuzzy nonlinear model has significantly increased the explanatory power of the model the coefficient of determination in the fuzzy nonlinear model is 0.64, while it is 0.41 in the linear model. Because non-linear models model the behavior of economic variables more accurately than linear models, the coefficient of determination of the non-linear model is higher compared to the linear model. Based on the estimation results of the nonlinear model, the transmission speed for energy consumption is 2.5, which indicates a high adjustment speed in energy consumption. In addition, the threshold value for energy consumption is 8.1. Also, the linear model of energy consumption shows that technology and gas and oil prices reduce energy consumption. On the other hand, the added value of the industrial sector and economic growth increase energy consumption. The results of the fuzzy nonlinear model are completely different from the linear model, because the economic variables have a nonlinear behavior, so it is necessary to model these nonlinear behaviors using nonlinear models to make the proper analysis of the effect of different variables possible.

CONCLUSION

According to the study results, three numbers can be obtained for how the investigated variables affect the dynamics of energy consumption and efficiency. For this purpose, we examined the three cases of high threshold, low threshold, and middle threshold (when the emission of carbon dioxide gas and the price of gas are equal to the threshold value).

Regarding how the rate of carbon dioxide gas emission affects energy efficiency, as we approach the low threshold, the effect of carbon dioxide gas emission increases significantly however, this effect decreases at the high threshold. One of the reasons for this is the increase of energy consumption at a high threshold, which necessitates the optimal use of energy and higher use of technology in order to reduce environmental damage. The impact of fixed investments on energy efficiency is positive and it stabilizes as it approaches the low and middle thresholds, but this effect increases at the high

threshold. Fixed investment can have a significant impact on increasing energy efficiency in the country. Sectors such as industry, household public and private buildings, transportation, construction, and agriculture are among the most important sectors in which energy efficiency can be increased by increasing large investments. Also, added value and technology have a greater impact on energy efficiency at the high threshold level and the impact decreases at the middle and low threshold levels. Added value and technology improve the partial and total efficacy of production factors, which plays a significant role in increasing productivity.

The price of gas and oil has caused an increase in energy efficiency, which has the greatest effect at the upper threshold, and this effect decreases as we approach the lower threshold. This points to the effectiveness of increase in energy prices on the productivity index energy-capital substitution elasticity and labor supply. With a coordinated increase in the price of energy carriers, if it is not possible to substitute energy with other production factors production will decrease, and the increase in prices will not have a significant effect on productivity and consumption indices. If the substitution between the factors is possible, production will not change with reduction in consumption and the productivity index will improve.

The results of the fuzzy nonlinear model of the estimation of the effect of independent variables on energy consumption at each of the three mentioned thresholds indicate that the variables have almost the same effect, which is related to the characteristics of energy consumption. Regarding the percentage change of carbon dioxide emission rate on energy consumption, there is no significant reduction at the low and middle threshold however, this effect decreases at the high threshold. The impact of fixed investments on energy consumption is positive and is almost stable at the low and middle thresholds, but this influence increases at the high threshold. Also, the impact of technology on energy consumption is almost the same at all three thresholds although it decreases at the high threshold. The price of gas and oil reduces energy consumption. Also, Netich shows that it has the greatest effect at the upper threshold and this effect increases as it approaches the lower threshold. Regarding the effect of economic growth on energy consumption, the results indicate a direct relationship between these two variables, with the greatest effect on energy consumption observed at the high threshold.

Reference

- Abdoli, G., & Varahrami, V. (2010). A Survey Of The Effects Of Technological Advance On Energy Saving In The Industrial And Agricultural Sectors Of Iran Based On The Cobb - Douglas Production Function. *Quarterly Energy Economics Review* 6(23). Retrieved from <https://www.sid.ir/paper/99557/en>
- Abrishami, H., Nouri, M., & Doudabinezhad, A. (2010). The Relationship Between Energy Productivity and Energy Price in Iran: An Asymmetric Cointegration Approach. *Quarterly Journal of Economic Research and Policies*, 18 .د-۲۲ ,(۵۵) Retrieved from <http://qjerp.ir/article-1-228-en.html>
- Adenikinju, A. F., & Alaba, O. B. (1999). Energy use and productivity performance in the Nigerian manufacturing sector (1970-90). *Opec review*, 23(3), 251-264 .
- Ahmadi Shadmehri, M. T., Falahi, M. A., & Niazi Mohseni, M. (2014). Analyzing Factors Affecting on the Energy Productivity in Iranâ€™s Agricultural Sector. *Agricultural Economics and Development*, 21(4), 1-28. Retrieved from http://aead.agri-peri.ac.ir/article_58716_219fa231b45e7db42419eb5d76ab14d3.pdf
- Akbarnia, E. s., Salehi, S., Firozjayan, A. A., & Heidari, G. (2022). Identification of Effective Sociological Factors on Household Consumption Energy (A Systematic Review on Energy Studies in Iran). *Quarterly of Social Studies and Research in Iran*, 11(2), 305-345. doi:10.22059/jisr.2022.330234.1237
- Amini, A., & Yazdipoor, F. (2008). An Analysis of Factors Effecting Energy Productivity in Large Manufacturing Firms: A Case Study of Iran. *Economics Research*, 8(30), 71-104. Retrieved from https://joer.atu.ac.ir/article_3206_a9a54c9cee9da60e7be6e56573f292af.pdf
- Ang, J. B. (2007). CO2 emissions, energy consumption, and output in France. *Energy Policy*, 35(10), 4772-4778 .
- Anooshehpour, A., Moghaddasi, R., MohammadiNejad, A., & Yazdani, S. (2021). The Relationship between Energy Consumption and Total Factor Productivity in Agriculture: Application of Quantile Regression Approach. *Iranian Energy Economics*, 9(34), 65-85. doi:10.22054/jiee.2021.56060.1789

- Apergis, N., & Payne, J. E. (2010). Renewable energy consumption and economic growth: evidence from a panel of OECD countries. *Energy Policy*, 38(1), 656-660 .
- Apergis, N., Payne, J. E., Menyah, K., & Wolde-Rufael, Y. (2010). On the causal dynamics between emissions, nuclear energy, renewable energy, and economic growth. *Ecological economics*, 69(11), 2255-2260 .
- Arabshahi Delouee, M., Falahi, M. A., & Salehnia, N. (2020). Energy Efficiency of Energy-Intensive Industries in Iran: Application of Data Envelopment Analysis and Gamma Test. *Quarterly Journal of Energy Policy and Planning Research*, 6(3), 45-84. Retrieved from <http://eppjournal.ir/article-1-827-en.html>
- Asadi, A., & Esmaili, S. M. (2013). Investigate the Dynamic Relationship between Energy consumption and Financial development in Iran. *Quarterly Journal of The Macro and Strategic Policies*, 1(Vol1-No3), 17-38 .
- Asadi, A., Esmaili, S. M., Bakhshour, F., & Sadeghpour, A. (2018). Investigating Factors Affecting Energy Consumption in Iran(with Emphasis on the Financial Development Variable) .*quarterly journal of fiscal and Economic policies*, 6(21), 81-107. Retrieved from <http://qjefp.ir/article-1-852-en.html>
- Baniasadi, M., & Mohseni, R. (2014). The effect of temporary and permanent shocks of productivity on intensity of energy consumption in Iran (Application of Blanchard-Quah method) .
- Behbudi, D., & Asgharpour, H. (2009). Structural Breaks, Energy Consumption and Economic Growth in Iran (1967-2005). *The Economic Research*, 9(3), 53-84. Retrieved from <http://ecor.modares.ac.ir/article-18-6941-en.html>
- Belke, A., Dobnik, F., & Dreger, C. (2011). Energy consumption and economic growth: New insights into the cointegration relationship. *Energy Economics*, 33(5), 782-789 .
- Cohen, F., Glachant, M., & Söderberg, M. (2015). *The impact of energy prices on energy efficiency: Evidence from the UK refrigerator market*. Retrieved from
- Delnajian, S., Soheili, K., & Beharipour, S. (2015). Evaluation Of The Effect Of Changing Population Age Structures On Household Sector

- Energy Consumption In Iran. *Quarterly Journal of Quantitative Economics*, 12(2), 105-135. doi:10.22055/jqe.2015.11886
- Ebrahimi, M., & Alemorad-jabdarghi, M. (2012). Financial Markets Development and Energy Consumption in D8 Countries. *Quarterly Journal of Economic Research and Policies*, 20 (۶۱), ۱۷۴-۱۵۹. Retrieved from <http://qjerp.ir/article-1-178-en.html>
- Ehsanfar, M. H. (2016). Explaining The Effect of Economic Growth and Energy Market Integration on Energy Consumption in Iran: Using Generalized Method of Moments. *Economic Growth and Development Research*, 7(25), 85-96. Retrieved from https://egdr.journals.pnu.ac.ir/article_2589_09c7e427b7b72903c3a9f8592a602803.pdf
- Feng, Y., Lu, C.-C., Lin, I.-F., Yang, A.-C., & Lin, P.-C. (2022). Total Factor Energy Efficiency of China's Thermal Power Industry. *Sustainability*, 14(1), 504.
- Ghaderi Moghadam, R., Baseri, B., Falihi, N., & Abbasi, G. (2022). The Role of Inflation Uncertainty on Gas and Oil Consumption. *Financial Economics*, 16(59), 47-74. doi:10.30495/fed.2022.694713
- Ghanbari, A., Khaksar Astana, S & ,Khaksar Astana, H. (2014). Factors Affecting Energy Productivity in Agricultural Sector of Iran. *Agricultural Economics Research*, 6(21), 1-21. Retrieved from https://jae.marvdasht.iau.ir/article_415_ac05e1702039ac464deaf998486e6562.pdf
- Ghosh, S. (201). (• Examining carbon emissions economic growth nexus for India: a multivariate cointegration approach. *Energy Policy*, 38(6), 3008-3014.
- Hatzigeorgiou, E., Polatidis, H., & Haralambopoulos, D. (2011). CO2 emissions, GDP and energy intensity: a multivariate cointegration and causality analysis for Greece, 1977–2007. *Applied Energy*, 88(4), 1377-1385.
- Hoshmand, M., Daneshnia, M., Sotudeh, A., & Ghezlbash, A. (2013). Causality relationship between energy consumption, economic growth and prices: using panel data OPEC member countries.
- Jacques Loesse, E. (2010). The Energy Consumption-Growth Nexus in Seven Sub-Saharan African Countries". *Economics Bulletin*, 30(2), 1191-1209.

- Jalalabadi, A., & Rakhshan, S. (2005). An Analysis of Consumption Pattern of Energy Carriers in Iran (1966-2000). *Iranian Journal of Economic Research*, 7(22), 115-132. Retrieved from https://ijer.atu.ac.ir/article_3778_658bbd005edd9c65d65dda1097bdea72.pdf
- Kafaie, S. M. A., & Nejadaghaeianvash, P. (2017). Identifying the Factors that Effect Sectoral Energy Efficiency in the Iranian Economy. *Quarterly Energy Economics Review*, 13(52), 1-34. Retrieved from <http://iesj.ir/article-1-706-en.html>
- Kakar, Z. K., Khilji, B. A., & Khan, M. J. (2011). Financial development and energy consumption :empirical evidence from Pakistan. *International Journal of Trade, Economics and Finance*, 2(6), 469 .
- Karanfil, F. (2009). How many times again will we examine the energy-income nexus using a limited range of traditional econometric tools? *Energy Policy*, 37(4), 1191-1194.
- Kronenberg, T. (2009). The impact of demographic change on energy use and greenhouse gas emissions in Germany. *Ecological economics*, 68(10), 2637-2645 .
- Lee, C.-C., & Lee, J.-D. (2010). A panel data analysis of the demand for total energy and electricity in OECD countries. *The Energy Journal*, 31 .(1)
- Liddle, B., & Lung, S. (2010). Age-structure, urbanization, and climate change in developed countries: revisiting STIRPAT for disaggregated population and consumption-related environmental impacts. *Population and Environment*, 31(5), 317-343 .
- Lin, B., & Moubarak, M. (2014). Renewable energy consumption–economic growth nexus for China. *Renewable and Sustainable Energy Reviews*, 40, 111-117 .
- Lopes, H. F., & Salazar, E. (2006). Time series mean level and stochastic volatility modeling by smooth transition autoregressions: a Bayesian approach. In *Econometric Analysis of Financial and Economic Time Series*: Emerald Group Publishing Limited.
- López-Bernabé, E., Foudi, S., Linares, P., & Galarraga ,I. (2021). Factors affecting energy-efficiency investment in the hotel industry: Survey results from Spain. *Energy Efficiency*, 14(4), 1-22 .

- Luukkonen, R., Saikkonen, P., & Teräsvirta, T. (1988). Testing linearity against smooth transition autoregressive models. *Biometrika*, 75(3), 491-499 .
- Miketa, A., & Mulder, P. (2003). Energy-productivity convergence across developed and developing countries in 10 manufacturing sectors .
- Mishra, V. (2019). Measuring Technical Efficiency in Healthcare Service: A Case Study .
- Mohammad zadeh, p., & Ebrahimi, S. (2014). The Relationship between Energy Consumption and Financial Development in Iran. *Quarterly Energy Economics Review*, 9(39), 77-104. Retrieved from <http://iiesj.ir/article-1-339-en.html>
- Neves, F. d. O., Ewbank, H., Roveda, J. A. F., Trianni, A., Marafão, F. P., & Roveda, S. R. M. M. (2022). Economic and Production-Related Implications for Industrial Energy Efficiency: A Logistic Regression Analysis on Cross-Cutting Technologies. *Energies*, 15(4), 1382 .
- OECD ,I. (2016). Energy and air pollution: world energy outlook special report 2016 .
- Ogunsola, A. J., & Tipoy, C. K. (2022). Determinants of energy consumption: The case of African oil exporting countries. *Cogent Economics & Finance*, 10(1), 2058157 .
- Oluoch, S ,Lal, P., & Susaeta, A. (2021). Investigating factors affecting renewable energy consumption: A panel data analysis in Sub Saharan Africa. *Environmental Challenges*, 4, 100092 .
- Otsuka, A. (2018). Regional determinants of energy efficiency: Residential energy demand in Japan. *Energies*, 11(6), 1557 .
- Ozturk, I., & Acaravci, A. (2011). Electricity consumption and real GDP causality nexus: Evidence from ARDL bounds testing approach for 11 MENA countries. *Applied Energy*, 88(8), 2885-2892 .
- Rahimy, K., Faraji Dizaji, S., & Assari Arani, A. (2022). The Impact of Renewable Energy Consumption on Social Development in OECD Countries. *Quarterly Journal of Quantitative Economics*, -. doi:10.22055/qje.2022.39230.2439
- Rezitis, A. N., & Ahammad, S. M. (2015). The relationship between energy consumption and economic growth in south and Southeast Asian countries: A panel VAR approach and causality analysis. *International Journal of Energy Economics and Policy*, 5(3), 704-715 .

- Sadorsky, P. (2010). The impact of financial development on energy consumption in emerging economies. *Energy Policy*, 38(5), 2528-2535 .
- Savari, A., Fatrus, M. H., Haji, G., & Najafizadeh, A. (2020). Asymmetric analysis of the effect of energy consumption and financial development on economic growth in Iran: Application of nonlinear ARDL method. *Quarterly Journal of Quantitative Economics*, 17(3), 69-90. doi:10.22055/jqe.2019.28107.2012
- Sineviciene, L., Sotnyk, I., & Kubatko, O. (2017). Determinants of energy efficiency and energy consumption of Eastern Europe post-communist economies. *Energy & Environment*, 28(8), 870-884 .
- Sinha, D. (2009). The energy consumption-GDP nexus: Panel data evidence from 88 countries .
- Teräsvirta, T. (1994a). Specification, estimation, and evaluation of smooth transition autoregressive models. *Journal of the american statistical association*, 89(425), 208-218 .
- Teräsvirta, T. (1994b). Testing linearity and modelling nonlinear time series. *Kybernetika*, 30(3), 319-330 .
- Tsay, R. S. (1989). Testing and modeling threshold autoregressive processes. *Journal of the american statistical association*, 84(405), 231-240 .
- Uzar, U. (2020). Political economy of renewable energy: does institutional quality make a difference in renewable energy consumption? *Renewable Energy*, 155, 591-603 .
- Vafaei, E., Pendar, M., & Masumzadeh, S. (2021). Investigating the Financial Development on Energy Consumption. *Program and Budget Research*, 2(3), 99-115. doi:10.22034/pbr.2021.145872
- Wang, S., Li, Q., Fang, C., & Zhou, C. (2016). The relationship between economic growth, energy consumption, and CO2 emissions: Empirical evidence from China. *Science of the Total Environment*, 542, 360-371 .
- Yalta, A. T. (2011). Analyzing energy consumption and GDP nexus using maximum entropy bootstrap: the case of Turkey .*Energy Economics*, 33(3), 453-460 .
- zaroki, s., & moghadasi sedehi, A. (2021). Energy Consumption in Economic Sectors and Environmental Pollution in Iran with Emphasis on Electricity and Non-Electricity. *Quarterly Energy Economics*



Review, 17(68), 195-226 .Retrieved from <http://iiesj.ir/article-1-1225-en.html>

Zhixin, Z., & Xin, R. (2011). Causal relationships between energy consumption and economic growth. *Energy Procedia*, 5, 2065-2071 .