فصلنامه علمی

اقتصاد مقداری

(بررسی‌های اقتصادی سابق)

دانشکده اقتصاد و علوم اجتماعی دانشگاه شهید چمران اهواز

دوره هجدهم، شماره چهارم، زمستان ۱۴۰۰

(شماره مسلسل ۷۱)

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

این نشریه هم اکنون در سایت‌های پایگاه استنادی علوم جهان اسلام (ISC) به آدرس (www.isc.gov.ir)، پایگاه نظام نمایه سازي مرکز منطقه‌اي اطلاع رساني علوم و فناوري (ایران ژورنال) به آدرس (www.ricest.ac.ir) پایگاه اطلاعات علمی جهاد دانشگاهی (SID) به آدرس (www.sid.ir)، بانک اطلاعات نشریات کشور به آدرس (www.magiran.com)، پایگاه تخصصی نور به آدرس (www.noormags.ir) و همچنین مقالات این نشریه در سایت علمی google scholar به آدرس (https://scholar.google.com/) نمایه شده است. چاپ مقاله‌هاي این نشریه به معني تأیید مواضع نویسندگان نیست.

فصلنامه علمی اقتصاد مقداری

عنوان اختصاری: JQE

محورهای مطالعاتی: اقتصاد نظری و اقتصاد کاربردی

دوره انتشار: فصلنامه

صاحب امتیاز: دانشگاه شهید چمران اهواز

پروانه انتشار: شماره۱۲٤/۷۲۰ مورخ ۱۳۸۳/۱/۲۹ به زبان فارسی- انگلیسی

نشانی: اهواز- دانشگاه شهید چمران اهواز- دانشکده اقتصاد و علوم اجتماعی- دفتر فصلنامه علمی- پژوهشی اقتصاد مقداری (بررسی‌های اقتصادی سابق)؛ کد پستی: ٦١٣٥٧٤٣٣٣٧؛ صندوق پستی: ٦١٣٥٥/١٥٦؛ تلفکس: ۳۳۳۵۶۶۴- ۰۶۱۳

پست الکترونیکی: jqe@scu.ac.ir؛

آدرس سامانه: jqe.scu.ac.ir

آدرس: اهواز- گلستان- دانشگاه شهید چمران اهواز- دانشکده اقتصاد و علوم اجتماعی- دفتر مجله اقصاد مقداری (بررسی های اقتصادی سابق)

DOI: 10.22055 / JQE

دسترسی: آزاد

دارای مجوز: CC BY-NC 4.0

زبان: فارسی - انگلیسی

نوع داوری: داوری همتا، دو سویه نامشخص

هزینه ارسال مقاله 1000000 :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: 2008-5850

شاپا الکترونیکی: 2717-4271

کپی رایت © ۲۰۰۸-۲۰۲۱ دانشگاه شهید چمران اهواز.

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

فصلنامه علمی ـ پژوهشی

اقتصاد مقداری

(بررسی‌های اقتصادی سابق)

دانشکده اقتصاد و علوم اجتماعی دانشگاه شهید چمران اهواز

دوره هجدهم، شماره چهارم، زمستان ۱۴۰۰

صاحب امتیاز: دانشگاه شهید چمران اهواز

مدیر مسئول: دکتر حسن فرازمند

سردبیر: دکتر سید عزیز آرمن

دبیر اجرائی: دکتر سید مرتضی افقه

مدیر داخلی: دکتر سید امین منصوری

ویراستار انگلیسی: دکتر امیر مشهدی

تایپ و صفحه آرایی: آزاده بدوی

هیات تحریریه:

دکتر سید عزیز آرمن	استاد دانشگاه شهید چمران اهواز
دکتر عبد المجید آهنگری	دانشیار بازنشسته دانشگاه شهید چمران اهواز
دکتر سید مرتضی افقه	دانشیار دانشگاه شهید چمران اهواز
دکتر سهیلا پروین	استاد دانشگاه علامه طباطبایی تهران
دکتر احمد جعفری صمیمی	استاد دانشگاه مازندران
دکتر رحیم چینی پرداز	استاد دانشگاه شهید چمران اهواز
دکتر مرتضی سامتی	استاد دانشگاه اصفهان
دکتر مصطفی سلیمی فر	استاد دانشگاه فردوسی مشهد
دکتر محسن رنانی	استاد اقتصاد دانشگاه اصفهان
دکتر منصور زراء نژاد	استاد دانشگاه شهید چمران اهواز
دکتر مجید صامتی	استاد اقتصاد دانشگاه اصفهان
دکتر مصطفی عمادزاده	استاد بازنشسته دانشگاه اصفهان
دکتر حسن فرازمند	استاد دانشگاه شهید چمران اهواز
دکتر حمید کردبچه	دانشیار اقتصاد دانشگاه الزهرا
دکتر محمدقلی یوسفی	استاد دانشگاه علامه طباطبایی تهران

هیات تحریریه بین المللی:

دکتر غلامرضا نخعی زاده	استاد دانشگاه کارلزروحیه آلمان
دکتر جواد صالحی اصفهانی	استاد دانشکده اقتصاد انستیتوی پلی تکنیک ویرجینیا
دکتر محسن افشاریان	پسادکتری دانشگاه فنی مؤسسه کنترل و حسابداری برونشوویگ آلمان

همکاران علمی:

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

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

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

راهنمای تدوین و شرایط پذیرش و ارسال مقالات

شرایط ارسال مقاله در فصلنامه اقتصاد مقداری:

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

۱۰- مقاله همراه با تعهد نامه نویسنده مسئول، در زمان ارسال فایل مقاله به عنوان فایل تکمیلی (فرم های شماره ۱ و ۲ و ۳) 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

اثر تحریم‌ها بر ناپایداری مالی بانک‌های ایران.....۱
زهره اسدی، کاظم یاوری
اثر سیاست پولی بر تولید ناخالص داخلی ایران از کانال نوآوری.....۳۷
وحید امیدی، ابوالفضل شاه‌آبادی
بررسی وضعیت چرخه‌ای سیاست‌های پولی و مالی در ایران..... ٦٧
سید نظام الدین مکیان، علی حسین صمدی، جواد آماره
بررسی سرعت انتقال رژیم در اثرگذاری نامتقارن نرخ ارز بر صادرات غیرنفتی ایران.....۹۳
مسلم انصاری نسب، پریسا پاس
بررسی تأثیر همزمان کیفیت نهادی و فرار مالیاتی بر عملکرد نظام مالیاتی کشورهای منتخب MENA..... ۱۲۵
حجت ایزدخواستی، یداله دادگر، پوریا بیگی
مقایسه پیش‌بینی نرخ تورم مصرف‌کننده ایران با استفاده از تعداد بسیاری متغیر پیش‌بینی‌کننده.....۱۵۹
تیمور محمدی، جاوید بهرامی، فاطمه فهیمی فر
نقش ایران در تأمین انرژی آینده اتحادیه اروپا.....۱۹۱
فاطمه هموئی، کیهان برزگر، حمید احمدی، حسین دهشیار

فصلنامه‌ی اقتصاد مقداری (بررسی‌های اقتصادی سابق) زمستان ۱۴۰۰ ۱۸(٤) ۳۵-۱

فصلنامه‌ی اقتصاد مقداری

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

اثر تحریم‌ها بر ناپایداری مالی بانک‌های ایران

زهره اسدی*، کاظم یاوری **

* دانشجوی دکتری اقتصاد مالی، گروه اقتصاد، دانشکده مدیریت و اقتصاد، دانشگاه صنعتی شریف، تهران، ایران (نویسنده مسئول).
** دانشیار اقتصاد، گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد، مدیریت و حسابداری، دانشگاه یزد، یزد، ایران.

اطلاعات مقاله	طبقه‌بندی JEL: G01, G21, G32, G33
تاریخ دریافت: ۸ مرداد ۱۳۹۸ تاریخ بازنگری: ۳ بهمن ۱۳۹۸ تاریخ پذیرش: ۱۵ خرداد ۱۳۹۹	واژگان کلیدی: ناپایداری بانکی، شاخص Zscore ، تحریم، GMM سیستمی، ایران

ارتباط با نویسنده (گان) مسئول: ایمیل: zohreh.asadi@gsme.sharif.edu 0000-0002-7002-6156	آدرس پستی: ایران، استان خراسان شمالی - بجنورد – بلوار امام رضا- خیابان ستایش -۹۴۱۶۶۹۴۳۷۱

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

چکیده

نهادهای مالی به ویژه نظام بانکی نقش بی‌بدیل و محوری را در نظام اقتصادی ایفا می‌کنند؛ از این نظر که عملکرد آنها از یک طرف می‌تواند زمینه‌های رشد و توسعه اقتصادی و از طرف دیگر شرایط نابسامانی و سقوط یک نظام اقتصادی را فراهم آورد. لذا وجود یک نظام بانکی کارآ و باثبات ضرورتی انکار ناپذیر است. با توجه به نقش حیاتی این نظام در اقتصاد، دولتمردان غربی با تحریم بانک‌ها سعی دارند اقتصاد کشور را همه‌جانبه تحت تأثیر قرار دهند. در واقع، تحریم به عنوان یک شوک خارجی به طور بالقوه می‌تواند دارای اثرات بی‌ثبات‌کننده بر نظام مالی به‌ویژه بخش بانکی و به تبع آن بر وضعیت اقتصاد یک کشور (به لحاظ درآمدی و هزینه‌ای) باشد. در مقابل، عده‌ای از اقتصاددانان معتقدند تحریم‌ها اثری بر نظام بانکی ندارند. به اینصورت که ناکارایی این نظام در رعایت مقررات بین‌المللی و نیز بالابودن ریسک اعتباری آن در سطح بین‌الملل به خودی خود عاملی شبه تحریم بوده و باعث عدم تمایل بانک‌های خارجی به همکاری با ایران می‌شود.

با توجه به عدم توافق در خصوص اثرگذاری تحریم، هدف محوری پژوهش حاضر بررسی اثر تحریم‌ها بر ناپایداری مالی بانک‌های کشور با استفاده از شاخص Z-score است. برای این منظور، یک فرضیه به این صورت تدوین شده است که تحریم بانکی اثر منفی معنی‌دار بر ثبات مالی بانک‌های ایران دارد. برای آزمون فرضیه پژوهش، اطلاعات مالی ۱۸ بانک کشور طی دوره زمانی ۱۳۸۵ تا ۱۳۹۵ گردآوری شده و از رهیافت داده‌های ترکیبی پویا و به طور خاص روش گشتاورهای تعمیم‌یافته سیستمی دو مرحله‌ای (SYS-GMM) برای تخمین مدل بهره گرفته شده است تا بتوان با لحاظ پویایی در مدل نتایج را با خطای کمتری ارائه داد.

یافته‌های پژوهش نشان می‌دهد فرضیه پژوهش مبنی بر اثر منفی معنی‌دار تحریم بر ثبات بانک‌های ایران را نمی‌توان رد کرد. به‌علاوه ناکارایی، ریسک اعتباری و نقدینگی منجر به افت معنی‌دار ثبات بانکی شده‌اند اما اندازه بانک و ریسک بازار (شامل سرمایه‌گذاری‌ها و مشارکت‌ها) اثر مثبت و معنی‌داری بر پایداری مالی دارند. از میان متغیرهای کلان، تورم و GDP دارای اثر منفی معنی‌دار و حساب جاری دارای اثر مثبت معنی‌دار بر ثبات بانکی است.

ارجاع به مقاله:

اسدی، زهره و یاوری، کاظم. (۱۴۰۰). اثر تحریم‌ها بر ناپایداری مالی بانک‌های ایران. *فصلنامه‌ی اقتصاد مقداری (بررسی های اقتصادی سابق)*، ۱۸(۴)، ۳۵-۱.

10.22055/JQE.2020.30490.2131

© 2022 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 دو دهه گذشته، توجه سیاست‌گذاران و پژوهشگران به سمت بخش‌های مالی معطوف شده است. آنها معتقدند سیستم مالی باثبات و به طور ویژه ثبات نظام بانکی پیش‌نیاز عمده رشد و توسعه پایدار است (Tankoyeva, Bazzana, & Gabriele,2018).

نهادهای مالی به ویژه نظام بانکی نقش بی‌بدیل و محوری را در نظام اقتصادی ایفا می‌کنند؛ از این نظر که عملکرد آنها از یک طرف می‌تواند زمینه‌های رشد و توسعه اقتصادی و از طرف دیگر شرایط نابسامانی و سقوط یک نظام اقتصادی را فراهم آورد. با توجه به نقش حیاتی این نظام در اقتصاد، دولتمردان غربی با تحریم بانک‌ها سعی دارند اقتصاد کشور را به طور همه جانبه تحت تأثیر قرار دهند. مهم‌ترین هدف از تحریم‌های بانکی ایجاد اختلال در نظام بانکی و مبادلات مالی و در نتیجه کاهش تجارت خارجی است، که منجر به افزایش انواع هزینه‌ها، افزایش ریسک‌های بانکی، کاهش اعتماد عمومی به نظام بانکی و کاهش تعاملات بانکی بین‌المللی مانند اعطای تسهیلات مالی توسط سایر کشورها می‌گردد.

در اقتصاد ایران، به دلیل عدم توسعه‌یافتگی بازار سرمایه، نظام بانکی اهمیت ویژه و سهم ۸۰ درصدی در تامین مالی کشور را دارد[1]. لذا از این جهت در معرض فشارها و مخاطرات فراوانی به ویژه تحریم‌های کشورهای غربی است. به بیان دقیق‌تر، هدف دولت‌های غربی قطع ارتباط نظام بانکی ایران با سیستم‌های بانکداری بین‌المللی به واسطه ممنوعیت استفاده از سوئیفت[2] و دشوار کردن پرداخت‌های بین‌المللی و نیز سلب اعتماد و ایجاد نااطمینانی بین‌المللی نسبت به نظام بانکی کشور است.

بعد از انقلاب اسلامی در سال ۱۹۸۷، ایران تحریم‌های اقتصادی زیادی را از طرف کشورهای غربی به ویژه ایالات متحده آمریکا متحمل شده است. با اوج گرفتن منازعات در خصوص برنامه هسته‌ای، بانک مرکزی ایران توسط آمریکا در ژانویه ۲۰۱۲ (۱۱ ام دی ماه۱۳۹۰) تحریم شد و پس از آن در مارس ۲۰۱۲ (۲۷ ام اسفندماه ۱۳۹۰) شدت تحریم‌ها بر بانک مرکزی در راستای تحریم‌های اروپایی با تعلیق دارایی‌های بانک مرکزی و تحریم خدمات سوئیفت با هماهنگی آمریکا صورت پذیرفت. دلیل تحریم بانک مرکزی را انجام

[1] گزارش روابط عمومی بانک مرکزی و معاونت اقتصادی کشور (شورای پول و اعتبار، ۱۳۹٦).

[2] Society for Worldwide Interbank Financial Telecommunication

فعالیت‌های مربوط به بانک‌های تحریم شده اعلام کرده و در نتیجه به یک نهاد پولشو متهم شده و ذیل تحریم‌ها از جمله اتحادیه اروپا نیز قرار گرفت.

اعمال تحریم‌ها علیه ایران، به عنوان کشوری استراتژیک و نیز موضوع اثرپذیری آن از تحریم‌های ناقض حقوق بشر دولت‌های غربی، همواره یک بحث چالش‌برانگیز بوده است. عده‌ای از اقتصاددانان معتقدند تحریم‌ها و (چه بسا رفع تحریم‌ها) اثری بر نظام بانکی و اقتصاد کشور ندارند؛ به اینصورت که ناکارایی این نظام در رعایت مقررات بین‌المللی و نیز بالابودن ریسک اعتباری نظام بانکی کشور در سطح بین‌الملل به خودی خود عاملی شبه تحریم بوده و باعث عدم تمایل بانک‌های خارجی به همکاری با ایران می‌شود. در مقابل، عده‌ای نیز اثرات تحریم‌ها بر نظام بانکی و اقتصاد را انکارناپذیر می‌دانند. در این راستا، مباحث اقتصاد مقاومتی به منظور بهره‌گیری حداکثری از توان داخلی و مقاومت در برابر تحریم‌ها با ایجاد کمترین آسیب‌پذیری و بی‌ثباتی مطرح شده است.

براین اساس، هدف محوری مطالعه حاضر بررسی اثر تحریم‌ها بر ناپایداری مالی بانک‌های کشور با استفاده از داده‌های مالی ۱۸ بانک طی سال‌های ۱۳۸۵-۱۳۹۵ است. در واقع، ضرورت پرداختن به این بحث اهمیت اثر سرریزی وقایع از بخش بانکی به بخش حقیقی اقتصاد، به دلیل تحریم‌ها، و در نهایت تحت تاثیر قرار گرفتن رفاه اجتماعی است. لذا فرضیه این پژوهش این است که تحریم نظام بانکی منجر به ناپایداری مالی بانک‌های ایران می‌شود.

به منظور آزمون فرضیه مذکور و دستیابی به هدف مطالعه، در بخش دوم به ارائه ادبیات و مبانی نظری موضوع، اهمیت پایداری مالی بانک‌ها و مکانیزم اثرگذاری تحریم‌ها بر آن ، پیشینه پژوهش‌های مختلف در این زمینه و مطالعات صورت گرفته در داخل و خارج کشور پرداخته می‌شود. در بخش سوم مدل مطالعه و روش پژوهش توضیح داده می‌شود. در بخش چهارم ابتدا آمار توصیفی ارائه شده و در ادامه پس از بررسی مانایی متغیرها و آزمون‌های تشخیصی مدل نهایی برآورد می‌شود. در بخش پنجم نیز ضمن ارائه خلاصه و نتیجه‌گیری از یافته‌های پژوهش، پیشنهادهایی مطرح می‌شود.

۲- ادبیات موضوع

۲-۱- پایداری مالی

با توجه به ادبیات موجود، ثبات و پایداری مالی نظام بانکی به معنای پایین بودن درجه آسیب‌پذیری و یا توانایی استقامت و به عبارتی حفظ عملکرد جاری در برابر حوادث غیرمنتظره می‌باشد. برقراری این شرایط در نظام بانکی می‌تواند اثرات قابل ملاحظه چندجانبه‌ای را بر پیکره اقتصاد داشته باشد. السا و همکاران (۲۰۱۸) نیز پایداری و ثبات بانکی را یکی از ستون‌های رشد اقتصادی می‌دانند و معتقدند بانک مرکزی باید در حفظ ثبات بانکی به منظور حمایت اساسی از رشد اقتصادی کوشا باشد. بنابراین اگر نظام مالی با ثبات و به صورت کارا عمل نکند، هدایت بهینه وجوه به خوبی انجام نشده و می‌تواند مانع از رشد اقتصادی شود (Elsa, Utami & Nugroho,2018).

میشکین (۲۰۱۰) نیز معتقد است، تقویت ثبات نظام مالی مانع از بروز بحران‌های مالی می‌شود؛ چراکه بحران مالی می‌تواند مانع از توانایی بازارهای مالی در هدایت جریان وجوه به سوی سرمایه‌گذاری‌های مولد شده و افت شدید فعالیت‌های اقتصادی را به دنبال داشته باشد. بنابراین تقویت ثبات نظام مالی باید یکی از اهداف سیاست مالی باشد. همچنین بیان می‌کند، وجود یک نظام سالم و کارای بانکی برای کشورها یک پیش‌نیاز عمده و عامل اصلی رشد پایدار اقتصادی به شمار می‌رود؛ چرا که باعث ایجاد ارزش افزوده در بخش‌های مختلف اقتصادی، تسهیل مراودات بین‌المللی و جذب سرمایه‌گذاری خارجی می‌شود (Mishkin, 2010).

دلیس و همکاران (۲۰۱۴) نیز معتقدند ناپایداری مالی بانکی متناسب با احتمال عدم باز پرداخت تمام یا بخشی از تعهدات اعتباری به بانک است. چنین ناپایداری زمانی محقق می‌شود که زیان‌های مالی (مورد انتظار و غیر منتظره) با استفاده از ذخیره احتیاطی یا سرمایه پوشش داده نشود و ارزش دارایی‌ها برای انجام تعهدات بدهی کافی نباشد. برای این منظور باید در ارزیابی ریسک عدم ایفای تعهدات و ورشکستگی هر دو عامل نوسانات و تغییرپذیری درآمدها و پشتوانه‌ها درنظر گرفته شود (Delis, Staikouras & Tsoumas,2013).

در رابطه با بی‌ثباتی بازارهای مالی سه فرضیه مطرح است، که به شرح ذیل می‌باشد:

۱- فرضیه بازارهای کارآمد[3] کلاسیک‌ها

طبق این فرضیه بازارهاي مالی کارا هستند و بنابراین آنچه که بی ثباتی مالی خوانده می‌شود، در عمل اتفاق نمی‌افتد. همچنین عوامل اقتصادي قادرند از تمام اطلاعات مربوط به دارایی‌هاي مالی در فرایند قیمت‌گذاري آنها در بازارهاي مالی به درستی بهره‌بردارى کنند. طبق مفروضات کلاسیک، قیمت دارایی‌هاي مالی و متعاقب آن قیمت ریسک و بازدهی آنها بطور بهینه توسط بازار تعیین شده و هر تغییري نسبت به قیمت‌هاي تعادلی تنها به واسطه شوک‌های بیرونی انجام می‌شود.

در این فرضیه امکان ایجاد و فروپاشی حباب‌هاي قیمتی وجود ندارد. بنابراین دستاورد این فرضیه آن است که به نهاد مسئول ایجاد ثبات مالی، که مسئولیت اتخاذ تدابیري براي پیشگیري از بی‌ثباتی مالی و مدیریت بحران مالی به هنگام وقوع ناپایداری را بر عهده گیرد، نیازي نخواهد بود. این دیدگاه مدت زیادي بر نظام مالی حاکم بود، لیکن از آنجا که شواهد تجربی و ایجاد بی‌ثباتی‌ها و بحران‌هاي متعدد مالی نتایج فرضیه بازارهاي مالی کارا را تایید نمی‌کردند، نیاز به تبیین نگرش‌هاي جایگزین به وجود آمد. علت عملکرد نامناسب فرضیه بازارهاي مالی کارامد در تبیین شواهد حقیقی بازار مالی را می‌توان به اتخاذ فروش بیش از حد ساده شده و غیر واقعی منسوب کرد، که دیدگاه‌هاي بعدي این نقص را مرتفع کرده و فروضی را بکار بردند که به دنیاي واقع نزدیک‌تر باشد (Knoop, 2008).

۲- فرضیه بازارهای مالی آسیب پذیر مینسکی

فرضیه بازارهای مالی آسیب پذیر مینسکی[4] و نگرش‌های جان مینارد کینز، که بعدها براین اساس پی‌ریزی شدند، نظریه بازارهای کارا را زیر سؤال بردند. براساس فرضیه بازارهای مالی آسیب‌پذیر مینسکی، با تعاملات بازارهای مالی نیروهای داخلی ایجاد می‌شود که بازار را به سمت انبساط اعتباردهی و تورم دارایی‌ها و سپس انقباض اعتباري و کاهش شدید قیمتی سوق می‌دهد. در واقع، فرضیه مذکور به تایید وجود بی‌ثباتی ذاتی در بازارهاي مالی

[3] Efficient-Market Hypothesis

[4] Minsky

اشاره دارد، که طی آن نظام مالی میان بی‌ثباتی و آسیب‌پذیری در نوسان است. این نوسان‌ها بخش جدایی‌ناپذیر از فرایندي است که چرخه‌هاي تجاري را به وجود می‌آورد.

بر اساس فرضیه بازارهاي مالی آسیب‌پذیر مینسکی، هنگامی که اقتصاد در رونق است و افراد نسبت به آینده اقتصاد خوشبین هستند، سرمایه‌گذاران و سفته بازان تمایل به افزایش سریع بدهی‌هاي خود خواهند داشت. اگر نهادهاي وام‌دهنده نیز همین خوش‌بینی را داشته باشند، به تقاضاي اضافه شده براي دریافت وام با حاشیه ایمنی پایین پاسخ خواهند داد. نتیجه این امر، افزایش آسیب‌پذیری بانک‌هاست؛ زیرا ثبات آنها به توانایی بازپرداخت وام توسط وام‌گیرندگان بستگی دارد و اگر به هر علت چشم‌انداز گیرندگان وام تحقق نیابد و توانایی بازپرداخت وام خود را نداشته باشند، بانک‌ها آسیب خواهند دید. در وضعیت رکود مالی، افراد و بانک‌ها براي کاهش بدهی‌های خود تلاش می‌کنند. افزایش نرخ بهره، که ناشی از کاهش منابع مالی است، منجر به افزایش هزینه‌هاي وام‌گیري شده و آثار منفی بر ترازنامه بنگاه‌هاي تولیدي خواهد داشت. در این شرایط، احتمال ورشکستگی آنها افزایش می‌یابد که این امر خود بی‌ثباتی ایجاد کرده و فرایند رشد را مختل می‌سازد (Minsky, 1982).

۳- نظریه رجحان نقدینگی کینزي

نظریه رجحان نقدینگی در تقابل با فرضیه بازارهای کارا قرار دارد. مطابق این نظریه، وظیفه اصلی بازارهاي مالی ارائه نقدینگی براي دارندگان دارایی‌ها است و از آنجا که بازار داراي نقدینگی باید همراه با نظم باشد، وجود قواعد و نهادهایی براي تضمین این نظم ضروری است. اگر بحث نظریه رجحان نقدینگی کینز در مورد نظم بازارهاي مالی را بپذیریم، در این صورت می‌توان ادعا کرد بازارهاي مالی، در کوتاه‌مدت و بلندمدت، نمی‌توانند کارامدي مورد نظر در نظریه بازار کارامد را داشته باشند، لذا نیاز به نهادهاي تنظیمی براي قاعده‌مندسازی بازار را می پذیرند.

در واقع فرضیه بازارهاي مالی آسیب‌پذیر مینسکی، بی‌ثباتی ذاتی در نظام مالی را ترسیم کرده و نگرش کینزي معتقد به کنترل بی‌ثباتی مذکور در صورت بکارگیري نهادهاي تنظیمی است. شباهت این دو نگرش در رد فرضیه بازارهاي مالی کاراي کلاسیک-ها است؛ زیرا هر دو معتقدند بازار مالی بی‌ثبات است.

تفاوت عمده میان فرضیه بازارهاي کارامد و فرضیه بی ثباتی مالی در رابطه با علت اصلی حرکت قیمت‌ها در بازارهاي مالی است. طبق فرضیه بازارهاي کارامد، بازارها به تعادل می‌رسند و بعد از رسیدن به این نقطه تنها به علت وارد آمدن شوک‌هاي خارجی غیر منتظره و جدید قیمت قبلی تغییر می‌کند (Knoop,2008).

از آنجایی که تحریم به عنوان یک شوک خارجی و بیرونی به طور بالقوه می‌تواند دارای اثرات نوسانی و بی‌ثبات‌کننده بر نظام مالی به‌ویژه بخش بانکی و به تبع آن بر وضعیت اقتصاد یک کشور (به لحاظ درآمدی و هزینه‌ای) باشد، پایداری بانک‌ها می‌تواند توان مقاومت در برابر اثرات منفی شوک‌های خارجی را افزایش دهد.

۲-۲- اهمیت پایداری مالی و ثبات بانک‌ها

بانک‌ها، به دلیل نقش برجسته‌ای که در نظام اقتصادی و تأمین مالی بر عهده دارند، از جایگاه خاص و ویژه‌ای در ادبیات مدیریت ریسک برخوردارند. این اهمیت از آنجا نشأت می گیرد که عدم مدیریت صحیح ریسک در این نهادها، به دلیل اثر دومینویی که برجا می‌گذارد، می‌تواند ثبات کل نظام مالی و اقتصادی هر کشور را نشانه بگیرد. به این دلیل، در جولای ۱۹۸۸، اولین بیانیه‌ی کمیته بازل[5] توسط بانک تسویه بین‌الملل با محوریت بحث کفایت سرمایه و طبقه‌بندی دارایی‌های بانکی تحت بازل ۱ ارائه گردید. بعدها، به علت نقص این رهنمودها در امر بانکداری، بازل ۲ به منظور پوشش انواع ریسک ها تدوین شد. اما بعد از بحران‌های مهم جهانی نظیر بحران‌های آمریکای لاتین، آسیای جنوب شرقی و همچنین بحران‌های سال ۲۰۰۷ و ۲۰۰۸ درآمریکا ،کمیته بازل سند بازل ۲ و در نهایت بازل ۳ را با استانداردهای سختگیرانه‌تری ارائه نمود.

به گزارش بانک مرکزی ایران در سال ۱۳۹٦، چارچوب مقررات معرفی شده در سند بازل۳ بر افزایش سطح استحکام و انعطاف‌پذیری نظام بانکی استوار است؛ چرا که نظام بانکی مستحکم و مقاوم در برابر بحران، پایه رشد اقتصادی پایدار در هر کشوری به شمار می‌آید. سند بازل ۳ بیانگر اصلاحات انجام گرفته در سند بازل ۲ توسط کمیته بازل، به منظور تقویت قواعد مربوط به سرمایه و نقدینگی، با هدف بهبود سطح انعطاف و مقاومت بخش بانکی است. هدف از اصلاحات مورد اشاره، بهبود توانایی بخش بانکی به منظور

[5] Basel Committee

افزایش مقاومت در برابر شوک‌های غیرمنتظره و کاهش ریسک سرایت از بخش مالی به بخش واقعی اقتصاد است. همچنین کمیته بازل، به واسطه بسته اصلاحی خود در سند بازل ۳، به دنبال بهبود سطح مدیریت ریسک، حکمرانی و نیز شفافیت و افشای اطلاعات بانک‌هاست. اصلاحات انجام گرفته در این سند در بردارنده یک تمرکز احتیاطی کلان است، که ریسک‌های سیستمی مربوط به بخش بانکی و نیز ادوار تجاری را مورد توجه قرار می‌دهد.

بحران مالی، یا به عبارتی اختلال در سیستم بانکی به عنوان شریان مالی در اقتصاد یک کشور، شرایط نابسامان و سقوط یک نظام اقتصادی را فراهم می‌آورد، که مصداق آن اثرات مخرب و ناگوار بحران‌های مالی به ویژه بحران بانکی سال‌های ۲۰۰۷-۲۰۱۰ آمریکا و به طور کلی وقوع بحران بانکی در کشورهای درحال توسعه، توسعه یافته و نوظهور است. لذا وجود یک نظام بانکی کارآ و باثبات به منظور پیشگیری و یا کاهش احتمال وقوع بحران مالی و درنتیجه بحران اقتصادی ضرورتی انکار ناپذیر است.

هدف مطالعه حاضر پاسخ به این سوال است که آیا تحریم نظام بانکی به عنوان یک شوک و عامل بیرونی می‌تواند باعث ناپایداری مالی بانک‌های ایران شود؟ لازم به ذکر است تاکنون مطالعات مختلفی در رابطه با عوامل اثرگذار بر ناپایداری مالی بانک‌های ایران صورت گرفته اما بحث تحریم‌های بانکی، که می‌تواند به طور بالقوه فاکتوری در جهت اختلال سیستم بانکی باشد، نادیده گرفته شده است.

۳-۲- تحریم اقتصادی و اهداف آن

تحریم، به عنوان ابزاری غیرنظامی، برای اجبار دولت‌های کشورهای مورد هدف به انجام اعمال مورد نظر تحمیل می‌شود. منظور از تحریم اقتصادی، کاهش یا متوقف ساختن یا تهدید به توقف روابط اقتصادی و تجاری و مالی متعارف با کشور هدف از سوی دولت کشور تحریم‌کننده است. در واقع، تحریم سلاحی اقتصادی در میدان مبارزه غیرنظامی است که دیپلماسی را از گفتگو فراتر برده و وارد عمل می‌کند (Eyler, 2007).

تحریم اقتصادی معمولا به دو صورت تجاری و مالی است. در تحریم تجاری صادرات و واردات کالاها یا کالای خاصی به کشور هدف تحریم، محدود یا قطع می‌شود اما تحریم مالی بر انجام معاملات مالی، نقل و انتقال پول و سرمایه‌گذاری و به طور کلی بیشتر بر گردش مالی کشور هدف متمرکز است، که براین اساس تحریم بانک‌ها و بانک مرکزی از نوع تحریم‌های مالی است. کشورهای تحریم‌کننده، با استفاده از نفوذ خود در

مؤسسات مالی بین‌المللی، هرگونه رابطه مالی یا مساعدت‌های فنی را از میان برداشته و یا حتی مبادرت به مسدود نمودن دارایی‌های کشور هدف می‌کنند. با توجه به اینکه امروزه بخش اعظم تجارت و سایر فعالیت‌های اقتصادی بستگی به دسترسی به منابع مالی دارد، می‌توان تحریم مالی را مهم‌ترین مخاطره در حوزه تحریم‌های اقتصادی تلقی نمود. از اینرو، کشورهای تحریم‌کننده به طور عمده تمایل بیشتری به تحریم مالی دارند زیرا نوعی درهم‌تنیدگی پیچیده‌ای بین تحریم تجاری و مالی وجود دارد و با اعمال تحریم مالی شاهراه گردش مالی محدود یا قطع می‌شود. بنابراین، اگر تحریم تجاری هم وجود نداشته باشد چنین محدودیت مالی یاعث اختلال در مبادلات و تعاملات تجاری می‌شود.

۲-۴- عوامل مؤثر بر ناپایداری مالی بانک‌ها

اختلال در عملکرد سیستم بانکی و ناپایداری مالی آنها در نهایت منجر به ورشکستگی و وقوع بحران بانکی می‌شود. چنین امری ریشه در وخامت ترازنامه‌های بانکی ناشی از ضعف تصمیم‌گیری در اعطای تسهیلات، ریسک‌پذیری بیش از حد فعالیت‌های بانکی، افزایش تسهیلات غیر جاری و تحقق ریسک اعتباری دارد (مصداق آن بحران‌های مالی مکزیک و آسیای شرقی).

در رابطه با شکل‌گیری ناپایداری مالی بانک‌ها، و در نهایت بحران بانکی، دو مدل ارائه شده است. براساس مطالعه نوپ (۲۰۰۸) اولین مدل از بحران‌های بانکی مبتنی بر متغیرهای بنیادین است، که توسط میچل در سال ۱۹۴۱ پیشنهاد شد و در سال ۱۹۹۸ توسط توسط آلن و گیل توسعه یافت (Knoop, 2008; Mitchell,1941; Allen & Gale,1998). براساس این مدل، دو نوع شوک وارده به بنیادهای مالی هستند که منجر به بحران می‌شوند. اولین نوع این شوک‌ها، شوک‌های منفی به ثروت‌های خالص بانک‌ها ناشی از افزایش نرخ‌های ورشکستگی، کاهش قابل توجه در قیمت‌های دارایی و قرار گرفتن در دوره‌های رکود می‌باشد. دومین نوع شوک، کاهش سودآوری بانک‌هاست. اینگونه شوک‌ها بازدهی دارایی‌های بانکی را نسبت به نرخ‌های بهره پرداخت شده به تعهدات کاهش می‌دهد. وقوع چنین تکانه‌ای در پی افزایش غیرمنتظره در نرخ‌های بهره کوتاه‌مدت، نرخ‌های بهره حقیقی بالاتر (که با افزایش مخاطرات اخلاقی نرخ نکول یا عدم بازپرداخت بدهی را افزایش می‌دهد)، افزایش غیرمنتظره تورم (که بازدهی حقیقی دارایی‌های بانکی را کاهش می‌دهد)، تنزل

غیرمنتظره نرخ ارز (که منجر به افزایش ارزش بدهی بر حسب پول خارجی نسبت به دارایی‌ها بر حسب پول ملی می‌شود) است.

مطابق مدل مذکور مقررات مالی احتیاطی و مناسب نظام بانکی، که با هدف کاهش ریسک فعالیت‌های بانکی وضع شده‌اند، مطمئن‌ترین راه برای جلوگیری از بحران‌های بانکی هستند. منظور از مقررات مذکور محدودیت‌های اعمال شده بر ایجاد دارایی‌های ریسکی (به ویژه املاک، مستغلات و دارایی‌های سهام)، محدودیت‌های اعمال شده بر حجم وام‌های تخصیص یافته به متقاضیان یا گروه‌های خاص، محدودیت‌های وضع شده بر سطوح بدهی کوتاه‌مدت خارجی، قیود وضع شده بر نرخ‌های بهره)به منظور حداقل سازی مخاطره اخلاقی) است.

دومین مدل بحران بانکی، مدلی باور محور و براساس شکل‌گیری انتظارات است که تنها دلیل بحران را هجوم به بانک‌ها می‌داند. هجوم به بانک‌ها، برای خارج کردن سپرده (وقوع ریسک نقدینگی)، می‌تواند ناشی از تغییرات در انتظارات پس‌انداز کنندگان، ترس از احتمال ناتوانی بانک در پرداخت سپرده و نااطمینانی از ثبات بانکی باشد. لذا بیمه پس‌انداز را برای جلوگیری از وقوع بحران ناشی از این عامل کافی می‌داند.

براساس برخی مطالعات دیگر، از دلایل عمده بروز ناگهانی و ریشه‌های بحران بانکی می‌توان به ریسک نقدینگی (دیاموند و دیبویگ، ۱۹۸۳ و سانتوس، ۲۰۰۴)، ریسک اعتباری (داویس و ژو،۲۰۰۵)، ضعف نظام‌های حسابرسی و مدیریتی (پرز کامپانرو و لئون، ۲۰۰۴)، ساختار بانک‌ها و مداخلات دولت در نظام بانکی (پورتا و همکاران، ۲۰۰۲ و کاپریو و مارتینز، ۲۰۰۰) و در نهایت نظام‌های ارزی و نوسانات نرخ ارز (دوماک و پریا، ۲۰۰۰) اشاره نمود Diamond & Dybvig ,1983; Santos ,2004; Davis & Zhu,2005; Perez-) Campanero & Leone,2004; Caprio & Martinez,2000; Domac & Peria,2000). به اعتقاد میشکین (۲۰۱۰) نیز پنج نوع از عواملی که منجر به بحران‌های مالی می‌شوند عبارتند از: افزایش نرخ‌های بهره، افزایش نااطمینانی، وخامت ترازنامه‌ها، مشکلات موجود در بخش بانکی (کژمنشی، کژگزینی، عوامل نقدینگی و افزایش تسهیلات غیر جاری) و عدم توازن مالی دولت (Mishkin,2010).

بعد از بحران‌های مهم جهانی، نظیر بحران‌های آمریکای لاتین، آسیای جنوب شرقی و همچنین بحران سال ۲۰۰۸ درآمریکا، رهنمودهایی در قالب استانداردهای کمیته بازل جهت استفاده توسط نظام‌های بانکی دنیا توسط بانک تسویه بین‌الملل ارائه گردید. جدیدترین این

استانداردها تحت عنوان بازل ۳ ارائه شده است. در بازل ۳ علاوه بر تأکید بر مواردی که در بازل‌های ۱ و ۲ مطرح شده (مواردی نظیر ریسک‌های عملیاتی، اعتباری و بازار) استانداردهای سختگیرانه‌تری برای سرمایه‌گذاری‌های بانک و همچنین پوشش نقدینگی برای بانک‌ها در نظر گرفته شده است که منجر به افزایش ضریب ایمنی در نظام بانکی می‌شود.

هدف اصلاحات مورد اشاره بهبود توانایی بخش بانکی به منظور افزایش مقاومت و جذب شوک‌های ناشی از بحران‌های مالی و اقتصادی فارغ از ریشه شکل‌گیری آن بحران، در راستای کاهش ریسک سرایت از بخش مالی به بخش واقعی اقتصاد است.

با توجه به آنچه ذکر شد، تحریم بانکی می‌تواند در قالب یک شوک بیرونی باعث افت پایداری مالی بانک‌ها شود. در ادامه در رابطه با مکانیزم این اثرگذاری توضیح داده می‌شود.

۵-۲- مکانیزم اثرگذاری تحریم‌ها بر عملکرد نظام بانکی

تحریم نظام بانکی تأثیر مستقیمی در مختل کردن امکان انتقال ارز، انجام معاملات بین‌المللی از طریق گشایش اعتبارات اسنادی، فاینانس و ریفاینانس داشته و همچنین عدم قبول اعتبارات اسنادی بین‌المللی بانک‌های ایرانی را به همراه دارد. به‌علاوه، اثر روانی وقوع تحریم‌ها نیز منجر به نااطمینانی و ایجاد تردید برای سرمایه‌گذاری و سوددهی موردانتظار واحدهای اقتصادی خواهد شد. در چنین شرایطی تمایل افراد و یا عاملین اقتصادی به سمت سیاست‌های انقباضی بوده و از سرمایه‌گذاری‌های بلندمدت خودداری می‌کنند. چنین نااطمینانی از طرف بانک‌ها نیز باعث کاهش فرایند وام‌دهی و کاهش فعالیت در بخش واقعی اقتصاد می‌شود (Vesali & Torabi,2010).

در یک جمع‌بندی کلی از مطالب موجود می‌توان اثر تحریم‌ها را از طریق سه کانال مرتبط با ترازنامه بانک‌های کشور بررسی نمود:

۱-کاهش درآمد بهره‌ای بانک‌ها به واسطه افزایش تسهیلات غیرجاری: مشتریان بانک‌ها از اثرات تحریم مانند نرخ ارز، قیمت کالاها و تجهیزات وارداتی متاثر می‌شوند و از این طریق عملکرد بانک تحت الشعاع قرار می‌گیرد. افزایش تسهیلات غیرجاری، یا همان ریسک

اعتباری، می‌تواند با محدود شدن صادرات و واردات از طریق عدم گشایش اعتبارات اسنادی[6] مدت‌دار به واسطه تحریم‌ها صورت گیرد؛ به اینصورت که داشتن ضمانت‌نامه‌های معتبر از پیش‌شرط های جلب نظر طرف مقابل برای شکل‌گیری مبادلات در سطح بین‌المللی است. بدیهی است نداشتن پشتوانه بانکی محدودیت‌های جدی برای صاحبان صنایع و دست اندرکاران واردات و صادرات کالا در ایران ایجاد کرده و باعث کاهش صادرات و واردات کالاها و خدمات خواهد شد.

در رابطه با واردکنندگانی که فعالیتشان برای صنایع داخلی جنبه حیاتی دارد نیز، باید گفت از طرفی آنها به ناچار مجبور به خریدهای نقدی از طریق حواله‌های ارزی می‌شوند، که در این صورت نقدینگی واحدهای تولیدی جایگزین اعتبار اسنادی شده و حتی ممکن است در معاملات بزرگ بین‌المللی ضررهای زیادی را متوجه واردکنندگان)دولتی یا خصوصی) کند. از طرف دیگر آنها مواد اولیه و کالاهای مورد نیاز وارداتی خود را با ارتباطات چندلایه تهیه نموده و هزینه تمام شده محصول آنها چند برابر می‌گردد. این شرایط بدون شک بر تقاضای این محصولات تأثیر منفی داشته و علی‌رغم اینکه شرکت‌ها را در تأمین مالی منابع مورد نیاز خود دچار مشکل می‌نماید، آنها را در بازپرداخت منابع بانکی (فعلی و آتی) به واسطه کاهش نقدینگی و درآمد نیز با بحران مواجه خواهد نمود. کاهش صادرات نیز به نوبه خود منجر به کاهش درآمد افراد مربوطه شده که می‌تواند عاملی اثرگذار بر قصور آنها در بازپرداخت تعهداتشان به بانک‌ها شود. اثر تعاملی شرایط مذکور می‌تواند کارکرد بانک را در دستیابی به سود موردانتظار بهره‌ای با مشکل مواجه کرده و ثبات و پایداری سیستم بانکی را خدشه دار کند.

۲- کاهش درآمدهای غیربهره‌ای بانک‌ها: درآمد غیربهره‌ای شامل مواردی از قبیل درآمد ناشی از معاملات ارزی، کارمزد دریافتی، کارمزد خدمات اعتبار اسنادی، خدمات ضمانت‌نامه‌ای بانکی، خدمات بانکداری الکترونیک (اعم از صدور کارت، انتقال وجه و ...)، خدمات ارزی،کارمزد نگهداری اسناد و اوراق بهادار مشتریان و صدور انواع چک و سایر منابع درآمدی غیر بهره‌ای می‌باشد. با اعمال تحریم‌های بانکی، کسب و کار بانک‌های کشور به ویژه عملیات ارزی بانک‌ها شامل چهار بخش اعتبارات اسنادی، ضمانت‌نامه‌های ارزی، حواله‌های ارزی و

[6] Letter Of Credit

معاملات ارزی تحت تاثیر قرار خواهد گرفت. به عبارتی درآمدزایی غیربهره‌ای از طریق فعالیت‌های ارزی با محدودیت مواجه می‌شود.

۳- افزایش هزینه‌های غیربهره‌ای و هزینه‌های تامین مالی: تحریم‌ها با محدود و محروم نمودن شبکه بانکی و بانک مرکزی ایران از منابع مالی و اعتباری بین‌المللی و یا حداقل دشوار نمودن دسترسی استفاده از این منابع هزینه‌های گزافی را به شبکه بانکی تحمیل می‌کنند. چنانچه شبکه‌های بانکی دنیا نخواهند به طور مستقیم ارتباط مالی با ایران داشته باشند، مسلما ایران برای انجام فعالیت‌های مالی باید از طریق واسطه‌ها و یا شرکت‌های چندملیتی عمل نماید، که خود به معنای هزینه انجام عملیات مالی بالاتر و پرداخت بخشی از منابع به واسطه‌های مالی بین‌المللی می‌باشد. به علاوه، باتوجه به مورد اول، هزینه‌های غیربهره‌ای به واسطه هزینه مطالبات مشکوک‌الاوصول بالا می‌رود. بدیهی است در شرایطی که بانک از یک طرف با کاهش درآمد و از طرف دیگر با افزایش هزینه مواجه است ناچار به جبران زیان از محل سرمایه بانک و یا دریافت تسهیلات از شبکه بین بانکی با هزینه بالا است، که این خود هزینه تامین مالی را افزایش می‌دهد.

برآیند عوامل و کانال‌های اثرگذاری فوق با کاهش سرمایه بانک به منظور جبران زیان‌ها و نیز افت بازدهی به همراه نوسانات بالا در نهایت می‌تواند تضعیف ثبات مالی بانک‌های کشور را به دنبال داشته باشد.

۳- پیشینه پژوهش

مطالعات بسیاری به تحلیل رابطه استانداردهای بانکی و سایر عوامل درون‌صنعتی بانکی و آسیب‌پذیری بانکی پرداخته‌اند. در این خصوص می‌توان به مطالعه ماجی، دی و جیها (۲۰۱۱)؛ شافیک (۲۰۱٤)؛ هو و وانگ (۲۰۱٦)؛ قنیمی، چایبی و اومری (۲۰۱۷)؛ مویو (۲۰۰۸)، آبل، لی راکس و ماتانوا (۲۰۱۸) اشاره نمود (Maji, Dey & Jha ,2011; Shafik ,2014 ; Hou & Wang ,2016 ; Ghenimi,Chaibi & Omri ,2017 ; Moyo,2018 ; Abel, Le Roux & Mutandwa,2018). با این حال مطالعات مذکور تحریم‌های تحمیل شده توسط کشورها و تاثیر آنها بر ثبات مالی را در مدل لحاظ نکرده‌اند. البته مطاالعات اندکی در این حوزه صورت گرفته که در ادامه به آن پرداخته می‌شود:

یافته‌های مطالعه تربت (۲۰۰۵) نشان می‌دهد تحریم‌های مالی ایران به واسطه افزایش ارزش بدهی‌های ارزی و تأمین مالی پروژه‌های توسعه‌ای و نفتی توانایی بانک‌ها را در استقراض خارجی تقلیل داده و آنها را مجبور کرده است تا با شرایط نامناسب و نرخ‌های سود بالاتر به دلیل وجود ریسک اعتباری بالای کشور به تأمین مالی بپردازند. در نتیجه این شرایط اثرات منفی بر عملکرد بانکی می‌گذارد (Torbat, 2005).

چیهاک و هسه (۲۰۱۰)، با به کارگیری روش حداقل مربعات معمولی به بررسی عوامل مؤثر بر ثبات بانکی با استفاده از شاخص ثبات بانکی Z-score با جامعه آماری ۲۰ نظام بانکی (شامل ۷۷ بانک اسلامی و ۳۹۷ بانک تجاری) طی سال‌های ۱۹۹۳- ۲۰۰۴ پرداخته‌اند. نتایج این مطالعه نشان می‌دهد بانک‌های اسلامی بزرگ نسبت به بانک‌های تجاری بزرگ از ثبات کمتری برخوردار بوده در حالیکه بانک‌های کوچک اسلامی با ثبات تر بوده اند. در رابطه با تأثر متغیرهای بانکی، افزایش تسهیلات و وام، هزینه‌های بانکی و شاخص هیرشمن-هرفیندال(سنجه ای از تمرکز) باعث کاهش ثبات و افزایش تنوع درآمدی، نسبت دارایی‌های نقد شونده به سپرده‌ها منجر به افزایش ثبات بانکی می‌شود. متغیر حکمرانی (میانگین ۶ معیار حکمرانی خوب[۷]) نیز اثر مثبت و معناداری بر ثبات بانکی داشته اند. از میان متغیرهای کلان، نرخ ارز دارای اثر منفی و معناداری (در سطح ۱ درصد) بر شاخص Z-score بوده اما نرخ رشد تولید ناخالص حقیقی و تورم نیز اثر معناداری بر پایداری و ثبات بانکی نداشته اند (Čihák & Hesse, 2010).

دلیس و ایستاکوراس (۲۰۱۱)، به بررسی رابطه بین قوانین، اثرگذاری نظارت‌ها و ریسک بانکی ۱۷ کشور در طول سال‌های ۱۹۹۸-۲۰۰۸ پرداخته‌اند. ریسک بانکی را به صورت نسبت تسهیلات غیرجاری و شاخص Zscore در نظر گرفته‌اند. یافته‌ها نشان داده است که بین تحریم‌ها و ریسک بانکی رابطه منفی وجود دارد (Delis & Staikouras, 2011).

دلیس و همکاران (۲۰۱۳)، در مطالعه‌ای پیرامون اثرات تحریم بانکی (اقدامات وادارکننده) با استفاده از داده‌های فصلی بانک‌های ایالات متحده آمریکا طی سال‌های ۲۰۰۰-۲۰۱۰ و به کارگیری روش پانل دیتا و نیز با لحاظ عوامل کلان اقتصادی و عوامل درون بانکی در کنار متغیر مجازی تحریم به این نتیجه رسیده‌اند که تحریم بانک‌ها (۱۴ نوع تحریم از

[۷] اثر بخشی دولت، ریسک سیاسی، حق اظهار نظر و پاسخگویی، کیفیت مقررات، حاکمیت قانون، کنترل فساد

طریق سه مقام نظارتی فدرال رزرو[8]، شرکت بیمه سپرده فدرال[9] و اداره حسابرسی ارزی ایالات متحده آمریکا [10]) منجر به کاهش بازدهی و افزایش نوسانات بازدهی بانک می‌شود، لذا تحریم‌ها سلامت و ثبات بانکی را با کاهش نسبت دارایی‌های موزون به ریسک کاهش داده و در نتیجه ریسک ورشکستکی را افزایش می‌دهد (Delis et al., 2013).

کایازا و همکاران (۲۰۱۴)، در مطالعه‌ای به تحلیل نتایج و عواقب تحریم‌های بانکی برای نظام بانکی ایتالیا طی سال‌های ۲۰۰۵-۲۰۱۲ بر ثبات مالی بانکی با استفاده از معیار رتبه‌بندی کملز[11] پرداخته‌اند. آنها دریافتند که تحریم سه نتیجه اصلی به همراه داشته است. اول اینکه، تحریم‌ها باعث افزایش ریسک اعتباری و تضعیف بازدهی دارایی می‌شود و دوم اینکه، بانک‌های تحریم‌شده قادر به تطبیق دادن خود در سال‌های اولیه تحریم نمی‌باشند، لذا سطح پایداری و ثبات آنها بهبود نمی‌یابد و حداقل دو سال بعد از تحریم‌ها قادر به بهبود ثبات مالی خود خواهند بود. همچنین، شواهدی را ارائه می‌دهند که نشان می‌دهد تفاوت‌های اجتماعی، اقتصادی و جمعیت‌شناختی در ایتالیا تاثیر عمده بر واکنش بانک‌ها بعد از تحریم‌ها دارند (Caiazza, Cotugno, Fiordelisi, & Stefanelli, 2014).

تراد و همکاران (۲۰۱۷)، در مطالعه‌ای با هدف محوری بررسی عوامل موثر بر سودآوری و ریسک ورشکستگی ۷۸ بانک از ۱۲ کشور اسلامی طی دوره ۲۰۰۴-۲۰۱۳ و با به کارگیری روش GMM سیستمی به نتایجی دست یافتند که نشان می‌دهد از میان متغیرهای ویژه بانکی کیفیت دارایی و نسبت نقدینگی به صورت نسبت دارایی‌های نقد شونده به منابع مالی کوتاه‌مدت دارای اثر منفی، نسبت سرمایه دارای اثر مثبت و اندازه بانک به لحاظ آماری اثر معنی‌داری بر شاخص Z-score نداشته و از میان متغیرهای کلان نیز تولید ناخالص داخلی و نرخ ارز دارای اثر مثبت و لی نرخ تورم اثر منفی بر ثبات بانکی داشته است (Trad, Trabelsi & Goux, 2017).

قنیمی و همکاران (۲۰۱۷)، در پژوهشی به بررسی اثر ریسک اعتباری و ریسک نقدینگی بر ثبات بانکی با به‌کارگیری مدل GMM پرداخته‌اند. برای این منظور ۴۹ بانک از

---

[8] Federal Reserve Board

[9] Federal Deposit Insurance Corporation

[10] Office of The Comptroller of The Currency

[11] CAMELS Rating System

۸ کشور منطقه منا (بحرین، اردن، قطر، عربستان سعودی، ترکیه، امارات متحده عربی، کویت و یمن) طی سال‌های ۲۰۰۶ تا ۲۰۱۳ مورد مطالعه قرارگرفته است. نتایج نشان می‌دهد ریسک اعتباری و ریسک نقدینگی هم به صورت جداگانه و هم به صورت تعاملی بر ثبات بانکی اثر منفی می‌گذارند. متغیرهای کنترلی بازدهی دارایی، کفایت سرمایه، تنوع درآمدی، نرخ تورم دارای اثر مثبت و متغیرهای اندازه بانک، نرخ رشد وام، کارایی، رشد اقتصادی دارای اثر منفی بر ثبات بانکی (شاخص Z-score) است (Ghenimi et al., 2017).

هاتیپ‌اغلو و پکسن (۲۰۱۸)، در بررسی اثرات تحریم‌های اقتصادی بر پایداری سیستم بانکی ۱۲۵ اقتصاد نوظهور طی سال‌های ۱۹۷۰-۲۰۰۵ با استفاده از مدل‌های لاجیت به این نتیجه رسیدند که تحریم‌ها باعث افزایش احتمال بحران بانکی می‌شود. به علاوه، نشان داده‌اند تحریم‌های مالی نسبت به تحریم‌های تجاری اثر زیان‌بارتری بر پایداری سیستم بانکی دارند. در نهایت، تحریم‌ها به طور بالقوه می‌توانند منجر به بی‌ثباتی مالی کشورهای هدف شده و اثرات منفی بر رشد اقتصادی و ثبات سیاسی داشته باشند (Hatipoglu & Peksen, 2018).

وو و همکاران (۲۰۱۹)، در بررسی عوامل مؤثر بر ناپایداری مالی با استفاده نمونه ۱۷ تایی از کشورهای در حال توسعه طی سال‌های ۲۰۰۰-۲۰۱۷ و با استفاده از روش پانل دیتا به نتایجی دست یافتند که مهم‌ترین عوامل مؤثر بر ناپایداری مالی (شاخص رشد اعتبارات) نرخ رشد اقتصادی (+)، نرخ تورم (+)، نرخ رشد پایه پولی (+)، تغییر در ذخایر ارزی (-)، نرخ بهره (+)، بازدهی بازار سهام (+) و بازدهی نسبت سرمایه (+) بخش بانکی می‌باشد (Vo, Nguyen, QUANG-TON LE & Pham,2019).

مطالعات داخلی در حوزه تحریم‌ها و عملکرد بانک بسیار اندک است که در ادامه به آنها اشاره می‌شود. لازم به ذکر است، شمار مطالعات در خصوص تاثیر تحریم‌ها بر اقتصاد کشور قابل ملاحظه است اما در مطالعه حاضر به اثر تحریم‌های بانکی بر نظام بانکی به عنوان بخشی از اقتصاد پرداخته می‌شود.

فرجی دیزجی (۲۰۱۳)، در مطالعه‌ای با استفاده از روش تجزیه و تحلیل مرزی تصادفی[12] به منظور برآورد بهره‌وری هزینه، صرفه‌های مقیاس و پیشرفت فن‌آوری در خصوص بانک‌های ایرانی از سال ۱۹۹۹ تا سال ۲۰۱۲ نشان می‌دهد که تفاوت قابل توجهی

[12] Stochactic Frontier Analysis

در بهره‌وری هزینه قبل و بعد از تحریم‌های مالی اخیر علیه صنعت بانکداری ایران وجود دارد؛ به نحوی که تحریم، کارایی در هزینه و صرفه‌های مقیاس بانک‌ها را کاهش داده است. به‌علاوه، نتایج نشان می‌دهد که بانک‌های دولتی تخصصی بعد از اعمال تحریم‌ها دارای کارایی کمتری نسبت به بانک‌های تجاری دولتی و خصوصی بوده و اندازه بانک‌ها دارای تاثیر چندانی بر کارایی نبوده است (Dizaji, 2013).

اقبالی و قنبری (۱۳۹۴)، آثار تحریم‌های اقتصادی بر امور بانکی در عرصه بین‌الملل را بررسی کرده‌اند. این پژوهش با روش توصیفی-تحلیلی نشان می‌دهد از نظر اقتصاد بخشی، بخش سیستم مالی بیشترین تاثیر را نسبت به سایر بخش‌ها متحمل می‌شود. تحریم‌های اخیر سیستم مالی کشور و برخی از بانک‌های مهم کشور را نشانه گرفته و به دنبال تضعیف روابط مالی کشور با کشورهای خارجی است. چنین شرایطی، با توجه به اینکه عنصر حیاتی بخش بازرگانی کشور سیستم مالی بین‌المللی و گشایش اعتبار است، هزینه معاملاتی و وارداتی را افزایش داده و در نتیجه بر حجم صادرات غیر نفتی تاثیرگذار است (Eghbali & Ghanbari, 2015).

کیماسی و همکاران (۱۳۹۵)، در پژوهشی با استفاده از داده‌های تابلویی ۲۲ بانک کشور طی سال‌های ۱۳۸٦-۱۳۹۳، به نتایجی دست یافتند که نشان می‌دهد تحریم نظام بانکی از طریق عدم پذیرش اعتبارات اسنادی[13] آنها توسط بانک‌های خارجی و قطع سوئیفت به طور مستقیم دارای اثر منفی بر سودآوری بانک‌ها است. به علاوه، بلوکه شدن حجم وسیعی از درآمدهای نفتی کشور با ایجاد رکود تورمی نیز دارای اثر غیر مستقیم و منفی بر سودآوری بانک‌ها است (Kimasi, Ghaffari Nejad & Rezaei, 2016).

با بررسی مطالعات انجام شده به نظر می‌رسد تحریم‌ها با افزایش نوسانات بازدهی، و تضعیف کیفیت دارایی‌ها، ریسک اعتباری بانک‌ها را افزایش داده و عملکرد بانکی را خدشه‌دار می‌کند.

۴- معرفي مدل و روش پژوهش

به منظور گردآوری اطلاعات مالی پژوهش از داده‌های ترازنامه و سود و زیان بانک‌ها در قالب گزارش عملکرد بانک‌های کشور، سایت بانک مرکزی و سایت داده‌های اقتصادی و مالی

[13] Letter Of Credit

استفاده شده است. با توجه به دردسترس بودن اطلاعات مالی بانک‌ها طی دوره ۱۳۸۵-۱۳۹۵ جامعه آماری پژوهش حاضر شامل ۱۸بانک ایرانی (۱۱ بانک خصوصی و ۷ بانک دولتی) عبارتند از: سپه، ملی، پست بانک (بانک‌های دولتی)، توسعه صادرات، صنعت و معدن، مسکن، کشاورزی (بانک‌های دولتی تخصصی و توسعه‌ای)، اقتصاد نوین، پاسارگارد، تجارت، سینا، صادرات، کارآفرین، سامان، پارسیان، ملت، رفاه و سرمایه (بانک‌های خصوصی) می‌باشد.

در این پژوهش به منظور بررسی اثر تحریم‌ها بر ناپایداری مالی بانک‌های ایران از رویکرد داده‌های ترکیبی پویا و به طور خاص روش گشتاورهای تعمیم‌یافته سیستمی[14] (SYS-GMM) ارائه شده توسط آرلانو و باور (۱۹۹۵)، بلاندل و باند (۱۹۹۸) استفاده شده است (rellano & Bover, 1995; Blundell & Bond, 1998). روش گشتاورهای تعمیم یافته[15] (GMM) یکی از روش‌های برآورد در رهیافت داده‌های ترکیبی است، که در آن اثرات تعدیل پویای متغیر وابسته در نظرگرفته می‌شود. از مزیت‌های داده‌های ترکیبی پویا GMM نسبت به روش‌های اقتصادسنجی مرسوم (مانند اثرات تلفیقی، اثرات ثابت و تصادفی)، خودداری از مسئله درونزایی ناشی از ارتباط علی بین متغیرهای مستقل با متغیر وابسته است. در برآوردگرهای GMM سیستمی به منظور افزایش کارایی تخمین مدل‌های پویا، یک سیستم دو معادله‌ای همزمان به کار گرفته می‌شود (Mileva, 2007)؛ به اینصورت که یکی از آن دو معادله در سطح متغیرها است که در آن وقفه تفاضل مرتبه اول متغیرها به عنوان ابزار هستند و دیگری معادله تفاضل مرتبه اول است که در آن وقفه سطح متغیرها به عنوان ابزار در نظر گرفته می‌شود. به این دلیل، چنین رویکردی کارایی تخمین را با افزایش شرایط گشتاوری افزایش می‌دهد.

سازگاري تخمين‌زننده GMM به معتبر بودن فرض عدم همبستگي سريالي جملات خطا و ابزارها بستگي دارد، كه مي‌تواند به وسيله دو آزمون تصريح شده توسط آرلانو و باند (۱۹۹۱)، آرلانو و باور (۱۹۹۵) و بلاندل و باند (۱۹۹۸) آزمون شود (Blundell & Bond, 1998; Arellano & Bover, 1995). اولی، آماره M_2 است كه وجود همبستگي سريالي مرتبه دوم در جملات خطاي تفاضلي مرتبه اول را آزمون مي‌كند، كه فرضيه صفر آن عدم

[14] System GMM

[15] Generalized Model of Moments

وجود همبستگی پیاپی از نوع دوم[16] بوده و شرط اولیه برای تایید اعتبار روش تخمین است. دومین آزمون اعتبار مدل داده‌های ترکیبی پویا، آزمون سارگان[17] یا هانسن[18] است که معتبر بودن ماتریس ابزارهای به کار رفته در مدل و عدم وجود محدودیت بیش از حد شناسایی شده[19] در تخمین مدل را آزمون مي‌کند یا به عبارتی، معنی‌داری همبستگی بین ابزارها و جملات اخلال را مورد بررسی قرار می‌دهد. عدم رد فرضیه صفر هر دو آزمون شواهدي را دال بر فرض عدم همبستگي سریالي و معتبر بودن متغیرهای ابزاری و به طور کلی اعتبار مدل تصریح شده را فراهم مي‌کند.

به منظور دستیابی به هدف مطالعه حاضر، الگوی تصریح شده در این پژوهش برگرفته از مدل کایازا و همکاران (۲۰۱۴) به صورت زیر است (Caiazza et al., 2014):

$$Z_{it} = b_0 + b_1 Z_{i,t-1} + b_2 SANC_t + b_3 CR_{it} + b_4 LR_{it} + b_5 MR_{it} + b_6 INEFFI_{it} + b_7 size_{it} + b_8 GDP_t + b_9 INF_t + b_{10} DSC_t + \epsilon_{it} \quad (1)$$

در **جدول۱** به شرح متغیرهای مورد مطالعه پرداخته شده است:

[16] AR(2)

[17] Sargan

[18] Hansen

[19] Overidentifying Restrictions

جدول۱. اطلاعات متغیرهای مورد مطالعه
مأخذ: محاسبات تحقیق

Table 1. Description of the used variables
Source: Research calculations

نام متغیر	نماد اختصاری	توضیح متغیر و فرمول محاسباتی
متغیر وابسته		
شاخص ثبات بانکی	Z	$ZSCORE \equiv \frac{\mu(ROA_T) + EA_t}{\left(1+\frac{1}{(4k)}\right)\ \sigma(ROA_T)}$ طول پنجره زمانی K=۳ شاخص ثبات بانکی براساس مطالعه ماری و همکاران[۲۰] (۲۰۱۷) که مقدار آن ابتدا با عدد ۱۰ جمع شده و سپس لگاریتم گرفته شده است (Mare, Moreira & Rossi, 2017)
متغیرهای مستقل:		
متغیر مجازی تحریم	SANC	متغیر مجازی تحریم؛ به ازای سال‌های تحریم بانک مرکزی عدد ۱ و باقی سال‌های غیر تحریم عدد صفر
ریسک اعتباری	CR	نسبت تسهیلات غیر جاری به کل تسهیلات بانک[۲۱]
ریسک نقدینگی	LR	نسبت دارایی‌های نقد شونده به کل دارایی بانک[۲۲]
ریسک بازار	MR	سرمایه‌گذاری و مشارکت بانک‌ها به کل سرمایه بانک[۲۳]
اندازه بانک	SIZE	لگاریتم طبیعی کل دارایی بانک
ناکارایی	INEFFI	نسبت هزینه به درآمد کل
تورم	INF	نرخ تورم(سال پایه ۹۰)
GDP سرانه	GDP	تولید ناخالص داخلی سرانه
حساب جاری	DCA	لگاریتم طبیعی حساب جاری

[20] Mare et al.

[21] Non performing loans /Gross Loans

[۲۲] دارایی‌های نقد شونده براساس ترازنامه بانک از مجموع دارایی های نقد، مطالبات از بانک مرکزی، مطالبات از بانک‌ها و مؤسسات اعتباری، اوراق مشارکت و سایر اوراق مشابه و اقلام در راه بدست آمده است.

[23] Banking investment and contributions to total Equity

متغیر وابسته یعنی شاخص z-score به عنوان معیاری از ثبات بانکی می‌باشد که اساس محاسبه آن در این پژوهش مطابق مطالعه ماری و همکاران (۲۰۱۷) به صورت زیر است (Mare et al., 2017):

$$ZSCORE = \frac{\mu(ROA_T)+EA_t}{\left(1+\frac{1}{4k}\right)\sigma(ROA_T)} \quad (۲)$$

$$T = t - k + 1, \dots, t$$

که در آن K طول پنجره زمانی است و در مطالعه حاضر k=۳ می‌باشد. μ(ROA) میانگین بازدهی وσ(ROA) انحراف معیار بازدهی T دوره است که براساس طول پنجره زمانی محاسبه می‌شود. EA نیز نسبت سرمایه به دارایی بانک در هر سال می‌باشد. هرچه مقدار این شاخص بزرگتر باشد به معنای پایداری و ثبات مالی بیشتر و احتمال ورشکستگی پایین‌تر بانک است. به دلیل اینکه مقادیر سطح این شاخص دارای کشیدگی و اریب بالایی است به منظور نرمال کردن توزیع این شاخص لگاریتم طبیعی Z-score به عنوان متغیر وابسته استفاده شده است (Beck, Demirgucx-Kunt & Levine, 2013).

ویژگی مهم شاخص Z-score این است که این شاخص یک مقدار معیار از پایداری و ثبات در بیان تفاوت گروه نهادهای مالی است زیرا بر ریسک ورشکستگی تمرکز دارد. ریسکی که یک بانک (چه اسلامی، چه تجاری و یا سایر بانک‌ها) با پایان ذخایر و سرمایه و یا با نوسانات شدیدی در بازدهی و عملکرد خود مواجه می‌شود. این شاخص، هم برای بانک‌هایی که استراتژی ریسک بالا-بازدهی بالا به کارمی‌گیرند و هم برای آن دسته از بانک‌هایی که استراتژی ریسک پایین-بازدهی پایین در پیش گرفته‌اند، به طور مشابه به کارگرفته می‌شود؛ به گونه‌ای که هریک از استراتژی‌ها به بازدهی‌های متعادل با ریسک منجر می‌شود. اگر یک نهاد مالی بازدهی‌های متعادل با ریسک کمتر را انتخاب کند، می‌تواند به z-score یکسان یا بالاتر دست یابد؛ به شرطی که سرمایه بالاتری داشته باشد. از این‌رو شاخص z-score یک معیار هدف برای سلامت و ثبات بانکی به شمار می‌رود (Čihák & Hesse, 2010).

در رابطه با متغیر مجازی تحریم، با اوج گرفتن منازعات در خصوص برنامه هسته‌ای ایران از ۱۱ ام دی ماه ۱۳۹۰ بانک مرکزی ایران توسط آمریکا تحریم شد. در نهایت از ۲۷ ام اسفندماه سال ۱۳۹۰ شدت تحریم ها بر بانک مرکزی کشور در راستای تحریم‌های اروپایی

با تعلیق دارایی‌های بانک مرکزی و تحریم خدمات سوئیفت [۲٤] با هماهنگی آمریکا صورت پذیرفت. لذا به ازای سال‌های ۱۳۹۱ تا ۱۳۹٤ متغیر مجازی عدد یک گرفته و به ازای سال‌های بعد از آن (به دلیل اجرای برجام و رفع تحریم سوئیفت در اواخر ۱۳۹٤) عدد صفر قرار داده شده است. چراکه با تحریم بانک مرکزی و قطع سوئیفت در حقیقت تمامی بانک‌ها تحت تاثیر تحریم قرار گرفته‌اند.

در رابطه با متغیرهای مالی برای بانک‌ها سه نوع ریسک در مدل لحاظ شده است. ریسک اعتباری که معرف کیفیت دارایی‌هاست و به نوعی عبارت است از ریسک ناشی از عدم پرداخت تمام یا قسمتی از اصل و سود تسهیلات اعطایی و یا ریسک ناشی از عدم بازگشت اصل سود حاصل از سرمایه‌گذاری‌های بانک‌ها یا به عبارتی دیگر ریسک عدم دریافت به موقع جریان‌های نقدی تسهیلات اعطایی بانک‌هاست (Christoph,2004). در این مطالعه از نسبت تسهیلات غیرجاری به کل تسهیلات بانک به عنوان ریسک اعتباری استفاده شده است.

ریسک نقدینگی عدم توانایی مواجه شدن با تعهدات به واسطه عدم تطبیق سررسید دارایی‌ها (تسهیلات و دارایی‌های غیر نقد) و بدهی‌ها (سپرده‌ها) و یا انجام تعهدات ضمن تحمیل هزینه‌های گزاف به صورت فروش دارایی‌های در قیمتی پایین و نامعقول است (Van Greuning & Iqbal, 2007). لذا بانک‌ها به منظور حصول اطمینان از مراجعه سپرده‌گذار به نگه‌داری دارایی‌های نقدشونده مبادرت می‌ورزند. نکته قابل ذکر این است که نگهداری وجه نقد یا نقدینگی به گونه‌ای نباشد که صرف اطمینان از وجود نقدینگی کافی بانک همزمان فرصت سرمایه‌گذاری را از دست داده و به نوعی در تخصیص منابع ناکارآ عمل کند. در این مطالعه از نسبت دارایی‌های نقدشونده به کل دارایی‌ها برای ریسک نقدینگی استفاده شده است. به عبارتی این نسبت نشانگر پوشش ریسک نقدینگی توسط بانک‌ها است.

ریسک بازار بیانگر احتمال تغییر در قیمت و نرخ بازارهای مالی می‌باشد، که به صورت کاهش ارزش دارایی‌ها و یا پرتفوی بانک‌ها نمایان می‌شود. به بیانی دیگر، ریسک مذکور را می‌توان به صورت احتمال ناشی از حرکت نامطلوب در ارزش دارایی‌ها (شامل اوراق بهادار، سهام، وام، ارز ، کالا و یا اوراق مشتقه[۲۵]) به علت تغییر قیمت و نرخ بازار تعریف کرد. لذا

[24] Society for Worldwide Interbank Financial Telecommunication

[25] Financial Derivative

در این مطالعه از نسبت سرمایه‌گذاری‌ها و مشارکت‌های بانک به حقوق صاحبان سهام به منظور انعکاس ریسک بازار در عملکرد بانکی از طریق پرتفوی دارایی‌ها استفده شده است.

دو نوع متغیر ویژه بانکی یعنی اندازه بانک و ناکارایی هزینه‌ای نیز در مدل لحاظ شده است. در عمده مطالعات این دو متغیر از عوامل موثر بر ثبات بانکی هستند. در رابطه با تاثیر اندازه بانک دو دیدگاه وجود دارد. دیاموند (۱۹۸۴) معتقد است اندازه بانک به عنوان محرکی مهم در ریسک‌پذیری بانک‌ها به شمار می‌آید؛ چراکه هر چه بانک بزرگ‌تر باشد به سمت فعالیت‌های با ریسک بالا متمایل می‌شود (هرچه بزرگتر-شکست بیشتر[۲٦] (Diamond, 1984). باروس و همکاران (۲۰۰۷) نیز استدلال می‌کنند هرچه اندازه بانک کوچکتر باشد مسائل مربوط به عدم تقارن اطلاعات با امکان نظارت بیشتر کاهش می‌یابد. از طرفی دیگر، بانک‌های بزرگ به واسطه داشتن ذخایر بیشتر توانایی بیشتری در تنوع بخشی به پورتفوی تسهیلات و اعتباردهی دارند. متغیر ناکارایی هزینه‌ای، به صورت نسبت هزینه به درآمد، از دیگر عوامل ویژه بانکی است که از طریق فاکتور بازدهی و سودآوری ثبات بانکی را تحت تاثیر قرار می‌دهد (Barros, Ferreira & Williams, 2007).

علاوه بر متغیرهای مالی و ویژه بانکی که مطرح شد باید گفت عملکرد سیستم مالی به مجموعه فعالیت‌های اقتصادی وابسته است و موسسات مالی به ویژه بانک‌ها به میزان قابل توجهی از شرایط کلان اقتصاد تاثیر می‌پذیرند. لذا باید به هنگام بررسی و ارزیابی ثبات و پایداری سیستم مالی باید ابعاد اقتصاد کلان مدنظر قرار گیرد. به این منظور، تولید ناخالص داخلی سرانه، تورم و حساب جاری در نظر گرفته شده است.

۵- برآورد مدل و تحلیل نتایج

قبل از ورود به بحث برآورد مدل، لازم است در رابطه با آمار توصیفی متغیرهای مدل بحث شود. نمونه مورد مطالعه شامل ۱۹۸ مشاهده از ۱۸ بانک کشور در طول سال‌های ۱۳۸۵-۱۳۹۵ می‌باشد. با توجه به مشاهدات **جدول۲** در طول سال‌های مذکور ۳۶ درصد مشاهدات مربوط به دوره‌های تحریم است. به طور متوسط میزان Z-score بانک‌ها طی دوره مطالعه ۷/۷ درصد و میزان ریسک اعتباری ۱۶ درصد بوده است. میزان متوسط ناکارایی بانک‌های

[26] Too-Big-Too-Fail

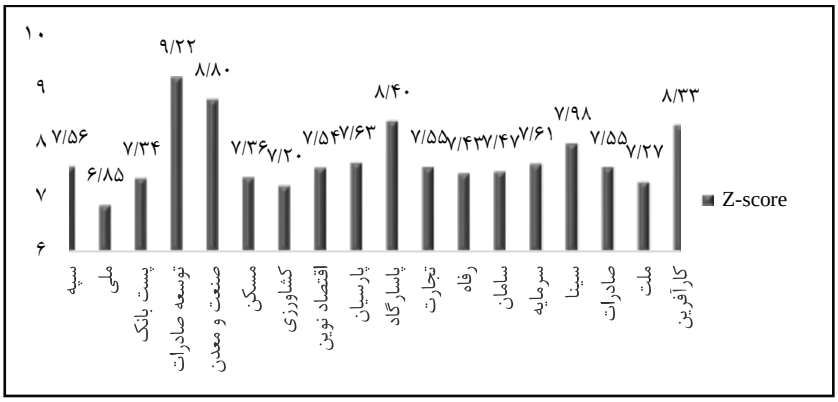
نمونه معادل ۷۶ درصد می‌باشد که رقم بالایی است. به علاوه، بیشترین انحراف معیار نیز مربوط به ریسک اعتباری می‌باشد.

جدول۲. آمار توصیفی متغیرها
مأخذ: محاسبات تحقیق

Table 2. Descriptive statistics of variables
Source: Research calculations

متغیرها	حجم نمونه	میانگین	انحراف معیار	حداقل	حداکثر
Zscore	۱٦۲	۷/۷۳	۱/۲۳	۲/۳۳	۱۱/۲۷
CR	۱۹۸	۱٦/۰۹	۹/۳۲	۰/٤۹	۷۲/۲۵
LR	۱۹۸	۲۱/۲۷	۸/۹۸	۵/۰۳	٦٦/۷۷
MR	۱۹۸	۰/۰٤	۰/۰٤	۰/۰۰	۰/٤۱
SIZE	۱۹۸	۱۲/۱۵	۱/۳۰	۸/۳۷	۱٤/۵۱
INEFFI	۱۹۷	۰/۷٦	۰/۳۰	۰/۰۷	۲/۷۵
GDPP	۱۹۸	۷۹/۸۵	۳/۱۰	۷۵/٤۹	۸٤/٦۹
INF	۱۹۸	۱۸/۳۷	۸/۲۵	۹/۰۰	۳٤/۷۰
DCA	۱۹۸	۹/۷۵	۰/۹۵	۷/۱۲	۱۰/۹۸
SANC	۱۹۸	-	-	۰	۱

در ادامه، به منظور بررسی وضعیت پایداری مالی بانک‌های مورد مطالعه، شاخص Z-score آن‌ها طی سال‌های ۱۳۸۵-۱۳۹۵ در **نمودار۱** ارائه شده است.



نمودار۱. متوسط شاخص Z-score به تفکیک بانک‌ها طی سال های ۱۳۸۵-۱۳۹۵
ماخذ: اسدی و همکاران، ۱۳۹۹

Figure 1. Average Z-score Index by Banks during 2007-2017
Source: Asadi et al.,2020

همانطوریکه **نمودار۱** نشان می‌دهد بانک‌های توسعه صادرات و صنعت و معدن با اختلاف زیادی دارای پایداری مالی بیشتری می‌باشند. در این میان بانک ملی به طور متوسط کمترین میزان پایداری مالی را دارد.

قبل از برآورد مدل، به منظور جلوگیری از رگرسیون کاذب در تخمین‌ها نخست لازم است مانایی متغیرها مورد بررسی قرار گیرد. آزمون‌های ریشه واحد داده‌های ترکیبی، انواع مختلفی دارد که متداول‌ترین آنها عبارتند از: لوین، لین و چو[۲۷]، ایم، پسران و شین[۲۸]، دیکی-فولر تعمیم‌یافته[۲۹] و فیلیپس-پرون[۳۰]. نتایج مانایی متغیرها به شرح **جدول۳** است.

[27] Levin, Lin & Chu
[28] Im, Pesaran and Shin
[29] Augmented Dickey-Fuller
[30] Phillips-Perron

جدول۳. نتایج آزمون ریشه واحد
مأخذ: محاسبات تحقیق

Table 3. The Unit Root Test Results
Source: Research calculations

متغیرها	آزمون ریشه واحد LLC	آزمون ریشه واحد IPS	آزمون ریشه واحد ADF	آزمون ریشه واحد PP
Zscore	-۱۲/۴۷ (۰/۰۰)	-۴/۳۷ (۰/۰۰)	۹۲/۴۷ (۰/۰۰)	۱۹/۸۱ (۰/۹۸)
CR	-۴/۷ (۰/۰۰)	-۱/۳۵ (۰/۰۸)	۵۳/۱۱ (۰/۰۳)	۴۸/۴۶ (۰/۰۸)
LR	۲/۶۵ (۰/۰۰)	-۱/۵۹ (۰/۰۵)	۴۷/۱۱ (۰/۱)	۷۲/۲۱ (۰/۰۰)
MR	۰/۱۹ (۰/۵۷)	-۰/۹۵ (۰/۱۶)	۴۸/۱۶ (۰/۰۸)	۹۲/۸۲ (۰/۰۰)
SIZE	-۲/۵۲ (۰/۰۰)	۲/۷۲ (۰/۹۹)	۱۴/۱۲ (۰/۹۹)	۵۲/۵۸ (۰/۰۳)
INEFFI	-۴/۲۱ (۰/۰۰)	-۰/۰۹ (۰/۴۶)	۴۵/۶۹ (۰/۱۲)	۷۶/۱۲ (۰/۰۰)
GDPP	-۲/۵۱ (۰/۰۰)	-۱/۴۱ (۰/۰۷)	۴۱/۹۷ (۰/۲۲)	۶۱/۳۸ (۰/۰۰)
INF	-۶/۰۵ (۰/۰۰)	-۲/۹۹ (۰/۰۰)	۶۳/۳۰ (۰/۰۰)	۴۱/۳۲ (۰/۲۴)
DCA	-۳/۲۹ (۰/۰۰)	-۱/۰۲ (۰/۱۵)	۳۷/۱۵ (۰/۴)	۶۳/۸۹ (۰/۰۰)

اعداد داخل پرانتز احتمال مربوط به هریک از آماره‌های آزمون را نشان می‌دهد. نتایج **جدول۳** نشان می‌دهد مانایی متغیرها در سطح خطای ۵ درصد حداقل توسط دو آزمون تایید شده است.

پس از انجام آزمون مانایي متغیرها، مدل معرفی شده در بخش پیشین با استفاده از روش GMM سیستمی دو مرحله‌ای برآورد شدها است که نتایج به شرح **جدول٤** است:

جدول٤. نتایج برآورد مدل با استفاده از GMM سیستمی
مأخذ: محاسبات تحقیق

Table 4. Estimation of the Model using System GMM
Source: Research calculations

متغیر وابسته: شاخص ثبات بانکی (Z-score)		
متغیرهای مستقل	System GMM	
	ضریب	احتمال
(Z)-1	۰/۱۴***	۰/۰۰
SANC	-۳/۶۶***	۰/۰۰
CR	-۰/۰۰۷**	۰/۰۱۷
LR	-۰/۰۱**	۰/۰۳۲
MR	۱۷/۳۳**	۰/۰۲
SIZE	۰/٤٦***	۰/۰۰
INEFFI	-۰/۳۸***	۰/۰۰
GDPP	-۰/٤٤***	۰/۰۰
INF	-۰/۰۳***	۰/۰۰
DCA	۰/۰۷*	۰/۰۷۵
C	۳۷/۶***	۰/۰۰
No. Obs.	۱۴۳	-
Wald Test	۴۶۱۳/۷۵***	۰/۰۰
AR(1)[31]	-۲/۷۷***	۰/۰۰۰۶
AR(2)[32]	-۰/۹۱	۰/۳۶۴
hansen test[33]	۱۱/۳۶	۰/۹۹۹
Difference-in-Hansen[34]	-۲/۰۵	۱/۰۰

* ، ** و ** * به ترتیب بیانگر معنی داری در سطح ۱۰ درصد ، ۵ درصد و ۱ درصد است.
*, **, *** denote 10%, 5% and 1%significance levels, respectively.

[31]Arellano-Bond test that first-order autocorrelation is 0 (H0: no autocorrelation)
[32] Arellano-Bond test that second-order autocorrelation is 0 (H0: no autocorrelation)
[33] The test for over-identifying restrictions in GMM dynamic model estimation
[34] null H = exogenous

تایید فرضیه صفر AR(2) حاکی از عدم وجود خودهمبستگی مرتبه دوم و تایید فرضیه صفر مربوط به آزمون‌های هانسن نشان از اعتبار و برون‌زا بودن ابزارهای به کار رفته در مدل می‌باشد. لذا تایید این دو آزمون حاکی از تصریح مناسب ماهیت پویای مدل برای ثبات بانکی می‌باشد.

ضریب مثبت معنی‌دار وقفه شاخص Z-score ماهیت پویای مدل را تایید می‌کند (Tan,2015)؛ به این معنی که در هر دوره شاخص Z-score به میزان ۰/۱۴ درصد از مقدار این شاخص در دوره قبل تاثیر می‌پذیرد. تحریم بانکی نیز به طور متوسط طی این سال‌ها دارای اثر منفی معنی‌دار بر پایداری مالی است. بنابراین فرضیه پژوهش، که حاکی از اثر منفی معنی‌دار تحریم بر ثبات بانکی است، را نمی‌توان رد کرد. می‌توان اینطور تفسیر کرد که تحریم‌ها با ایجاد بی‌ثباتی در اقتصاد و نااطمینانی از آینده منجر به ایجاد تردید به منظور سرمایه‌گذاری‌ها و مشارکت‌ها می‌شود. به علاوه، با ایجاد هزینه برای سیستم بانکی به منظور دور زدن تحریم‌ها و تامین مالی با بهای بیشتر، ثبات بانکی کاهش می‌یابد.

افزایش ریسک اعتباری، که معرف کیفیت اعتباردهی و به نوعی منعکس‌کننده وام‌های پرداخت نشده توسط مشتریان می‌باشد، توانایی بانک را در کسب درآمدهای بهره‌ای مورد انتظار کاهش می‌دهد. ضریب منفی و معنی‌دار نسبت نقدینگی نیز نشان می‌دهد که هرچه نسبت نقدینگی بالاتر باشد، یعنی حجم نقدینگی صرف اعطای تسهیلات و کسب درآمدهای بهره‌ای و نیز سایر سرمایه‌گذاری‌ها نشده است، از کانال کاهش بازدهی افت پایداری مالی را به همراه دارد. نتیجه مذکور منطبق بر مطالعه قنیمی و همکاران (۲۰۱۷) است (Ghenimi et al.,2017).

طبق نتایج، ریسک بازار دارای اثر مثبت معنی‌دار بر ثبات بانکی است. این نسبت معرف حجم سرمایه‌گذاری‌ها و مشارکت‌های بانکی بوده و منعکس‌کننده شرایط بازار و به عبارتی نوسانات قیمتی بازار (از جمه تغییرات نرخ بهره، شاخص قیمت و نرخ ارز) در عملکرد بانکی است. افزایش یک درصد در اندازه دارایی بانک‌ها به طور متوسط دارای اثر مثبت و معنی‌دار ۰/۴۶ درصدی بر ثبات بانکی است، که نشان می‌دهد بانک‌های بزرگ به واسطه داشتن ذخایر بیشتر و نیز صرفه‌های ناشی از مقیاس توانایی بیشتری در تنوع بخشی به پورتفوی تسهیلات و نیز توان وام دهی بالایی دارند. افزایش ناکارایی، که حاکی از افزایش نسبت هزینه و در نتیجه کاهش بازدهی است، باعث افت معنی‌ار ثبات بانکی شده است.

ضریب منفی و معنی‌دار GDPP می‌تواند بیانگر فرضیه بی‌ثباتی مالی مینسکی[۳۵] باشد؛ به اینصورت که در شرایط رونق و خوش‌بینی نسبت به آینده اقتصاد، اعطای وام توسط بانک‌ها (رشد اعتبارات) با حاشیه ایمنی پایین صورت گرفته و در نتیجه آسیب‌پذیری و بی‌ثباتی مالی افزایش می‌یابد. این نتیجه منطبق بر مطالعه قنیمی و همکاران (۲۰۱۷) و وو و همکاران (۲۰۱۹) می‌باشد (Ghenimi et al.,2017; Vo et al., 2019).

تورم نیز اثر منفی و معنی‌دار بر ثبات بانکی است. درواقع، افزایش تورم در اقتصاد باعث کاهش ارزش پرتفوي دارایی‌هاي بانک (به دلیل تأثیر بر درآمد آینده وام‌هاي پرداختی) و ایجاد ریسک بازار و از طرف دیگر باعث کاهش ارزش دارایی‌هاي نقدي بانک و ایجاد ریسک نقدینگی خواهد شد؛ از اینرو می‌تواند به عنوان عاملی مخرب در پایداری مالی باشد. افزایش حساب جاری (افزایش مجموع خالص حساب کالا، خدمات، درآمد و انتقالات جاری کشور در روابط خارجی)، که به معنی بهبود عملکرد خارجی کشور و افزایش روابط و مراودات بین‌المللی از طریق سیستم بانکی است، احتمالا از طریق افزایش درآمد غیربهره‌ای برای بانک‌ها افزایش معنی‌دار ثبات بانکی را به همراه داشته است.

۶- جمع‌بندی و نتیجه‌گیری

صنعت بانکداری یکی از اجزای مهم بازار پولی و مالی و مهم‌ترین رکن یک نظام اقتصادی به شمار می‌آید؛ چراکه با تجهیز منابع و تخصیص آنها به سرمایه‌گذاری‌ها و فعالیت‌های مولد رشد اقتصاد را به دنبال دارد. به دلیل نقش محوری نظام بانکی در اقتصاد کشور، همواره فشارهای متعددی بر آن تحمیل شده است. تحریم اقتصادی به ویژه تحریم بانک‌ها، ریسک تجاری و هزینه‌های سیستم بانکی و فعالان اقتصادی را افزایش داده و تمامی کسب و کارها و مراودات مالی در مسیر بین‌المللی را دچار اختلال می‌گرداند.

به دلیل وجود دو دیدگاه رقیب در رابطه با اثرگذاری تحریم‌ها بر اقتصاد و نظام بانکی کشور، این مطالعه به بررسی اثر تحریم‌ها بر ثبات مالی ۱۸ بانک کشور در طول سال‌های ۱۳۸۵-۱۳۹۵ پرداخته است. نتایج مدل، با استفاده از GMM سیستمی، گویای این است که تحریم‌ها اثر منفی و معنی‌دار را بر ثبات بانکی کشور داشته‌اند. به‌علاوه، یافته‌ها نشان می‌دهد ناکارایی، ریسک اعتباری و نقدینگی منجر به افت ثبات بانکی شده‌اند اما اندازه

[35] Minsky's financial instability hypothesis

بانک و ریسک بازار، که شامل سرمایه‌گذاری‌ها و مشارکت‌ها و به نوعی منبع درآمدزایی است، اثر مثبت معنی‌داری بر پایداری مالی داشته‌اند. از میان متغیرهای کلان، تورم و GDPP دارای اثر منفی معنی‌دار و حساب جاری دارای اثر مثبت معنی‌دار بر ثبات مالی بانکی است.

یافته‌های این پژوهش نشان می‌دهد تحریم‌ها منجر به افت ثبات مالی نظام بانکی کشور می‌شوند. ذکر این نکته لازم است که بانک‌های ایران طی تحریم‌های گذشته فقط ملزم به رعایت قوانین داخلی بوده و نیاز به رعایت قوانین بین‌المللی را احساس نمی‌کردند. در این شرایط بانک‌های ایران فاصله زیادی با استانداردهای پیشرفته بین‌المللی در زمینه موضوعات پولشویی[۳٦]، گروه ویژه اقدام مالی[۳۷] و بحث‌های مربوط به استانداردهای گزارشگری مالی بین‌المللی[۳۸] با هدف کاهش ریسک‌ها داشته‌اند. لذا عدم آمادگی بانک‌های داخلی، عدم هماهنگی با استانداردهای بین‌المللی و عدم شفافیت در تبادلات مالی باعث شده تا بانک‌های خارجی با بانک‌های ایرانی همکاری نکنند. براین اساس، پیش‌نیاز همکاری با بانک‌ها (حتی در صورت رفع تحریم‌ها) در سطح بین‌الملل رعایت مقررات و استانداردهای بین‌المللی است. علاوه براین بانک مرکزی باید سیاست‌هایی را به منظور مقاوم‌سازی نظام بانکی در برابر تحریم‌ها به کار بندد که می‌توان به استفاده از سیستم پیام‌رسان جایگزین سوئیفت و یا فناوری‌های جدید مالی به ویژه بلاک‌چین[۳۹] و ارزهای دیجیتال[٤۰] (به ویژه سیستم پرداخت ارز دیجیتال ریپل[٤۱]) به منظور ارسال پیام در مبادلات و پرداخت‌های مالی بدون نظارت متمرکز اشاره کرد.

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.

[36] Money Laundering
[37] Financial Action Task Force
[38] International Financial Reporting Standards
[39] Blockchain
[40] Digital currency
[41] Ripple

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

Reference

Abel, S., Le Roux, P., & Mutandwa, L. (2018). Competition and Bank Stability. *International Journal of Economics and Financial Issues, 8(3*), 86-94.

Allen, F., & Gale, D. (1998). Optimal financial crises. *The journal of finance*, *53*(4), 1245-1284.

Arellano, M., & Bover, O. (1995). Another look at the instrumental variable estimation of error-components models. *Journal of econometrics*, 68(1), 29-51.

Asadi, Z., Yavari, K., Heydari, H. (2020). The study of the effects of liquidity and credit risk on bank stability in Iran using the Z-score index. *The Journal of Economic Policy*, 12(23), 1-31. (in persian) Available at: http://ep.yazd.ac.ir

Barros, C. P., Ferreira, C., & Williams, J. (2007). Analysing the determinants of performance of best and worst European banks: A mixed logit approach. *Journal of Banking & Finance*, 31(7), 2189-2203.

Beck, T., Demirgucx-Kunt, A., & Levine, R. (2006), Bank supervision and corruption in lending, *Journal of Monetary Economics*, 53, 2131–2163.

Blundell, R., & Bond, S. (1998). Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models. *Journal of econometrics*, 87(1), 115-143

Caiazza, S., Cotugno, M., Fiordelisi, F., & Stefanelli, V. (2014). *Bank Stability and Enforcement Actions in Banking.*

Caprio, G., & M Soledad Martinez-Peria.(2000). Avoiding disaster: Policies to Reduce the Risk of Banking Crises, Discussion Paper, Cairo, Egypt: Egyptian Center for Economic Studies.

Christoph, J. (2004). Express credit and bank default risk an application of default prediction models to banks from emerging market economics.*In International conference on emerging market and global risk management*, university of Westminster, London, UK.

Čihák, M., & Hesse, H. (2010). Islamic banks and financial stability: An empirical analysis. *Journal of Financial Services Research*, *38*(2-3), 95-113.

Davis, E.P., Zhu, H.(2005). Commercial property prices and bank performance. BIS Working Paper No. 175.

Delis, M. D., & Staikouras, P. K. (2011). Supervisory effectiveness and bank risk. *Review of Finance*, 15(3), 511-543.

Delis, M.D., Staikouras, P., Tsoumas, C., 2013. Enforcement actions and bank behavior. MPRA Paper 43557, University Library of Munich, Germany.

Diamond, D. W., & Dybvig, P. H. (1983). Bank runs, deposit insurance, and liquidity. *Journal of political economy*, *91*(3), 401-419.

Domac. I & Martinez, Peria. M.S.(2003). Banking crises and exchange rate regimes: Is There a Link? Journal of International Economics, 61: 41-72.

Dos Santos, J. V. T. (2004). The world police crisis and the construction of democratic policing. *International Review of Sociology*, *14*(1), 89-106.

Eghbali, M., & Ghanbari, B. (2015). The Effects of Economic Sanctions on International Banking, *Quarterly Journal of New Research in the Humanities*, 1(2), 185-212. (in persian) Available at: https://civilica.com/doc/628481/

Elsa, E., Utami, W., & Nugroho, L. (2018). A Comparison of Sharia Banks and Conventional Banks in Terms of Efficiency, Asset Quality and Stability in Indonesia for the Period 2008-2016. International Journal of Commerce and Finance, 4(1), 134-149

Eyler, R. (2007). Economic sanctions: international policy and political economy at work. Palgrave, New York. http://dx.doi.org/10.1057/9780230610002.

Faraji Dizaji, S. (2013). Financial sanctions and Iranian banks' performance. *Journal of Money and Economy*, 8(4), 99-136. (in persian) Available at: http://jme.mbri.ac.ir/article-1-170-en.html

Ghenimi, A., Chaibi, H., & Omri, M. A. B. (2017). The effects of liquidity risk and credit risk on bank stability: Evidence from the MENA region. *Borsa Istanbul Review*, *17*(4), 238-248.

Hatipoglu, E., & Peksen, D. (2018). Economic sanctions and banking crises in target economies. *Defence and Peace Economics*, *29*(2), 171-189.

Hou, X., & Wang, Q. (2016). Institutional quality, banking marketization, and bank stability: Evidence from China. *Economic Systems*, *40*(4), 539-551.

Imbierowicz, B., & Rauch, C. (2014). The relationship between liquidity risk and credit risk in banks. *Journal of Banking & Finance*, 40, 242-256

khateri, Z., njarzadeh, R., Agheli-Kohnehshahri, L. (2021). The Impact of Economic Sanctions on Capital Account in Iran. *Quarterly Journal of Quantitative*

Economics, 18(3), 135-162. (in persian) Available at: https://jqe.scu.ac.ir/article_14639.html

Kimasi, M., Ghaffari Nejad, A., & Rezaei, S. (2016). The effect of sanctions on the country's banking system on their profitability, *Journal of Monetary And Banking Research*, 9 (28), 171-197. (in persian) Available at: https://www.sid.ir/fa/journal/ViewPaper.aspx?id=314022

Knoop, T. A. (2008). Modern financial macroeconomics: panics, crashes, and crises. *Blackwell Pub*.

Maji, S. G., Dey, S. O. M. A., & Jha, A. K. (2011). Insolvency risk of selected Indian commercial banks: A comparative analysis. *International Journal of Research in Commerce, Economics and Management*, *1*(5), 120-124.

Mare, D. S., Moreira, F., & Rossi, R. (2017). Nonstationary Z-score measures. *European. Journal of Operational Research*, 260(1), 348-358.

Minsky, H. P. (1982). The financial-instability hypothesis: capitalist processes and the behavior of the economy.

Mishkin, F. S.(2010).The Economics of Money, Banking & Financial Markets. *Prenitce Hall*.

Mitchell, W. C. (1941). CRISES. In *Business Cycles and Their Causes* (pp. 71-128). University of California Press.

Moyo, B. (2018). An Analysis of Competition, Efficiency and Soundness in the South African Banking Sector.

Perez-Campanero, J., Leone, A. M., & Sundararajan, V. (1991). Liberalization and financial crisis in Uruguay (1974-1987). *IMF Working Papers*, *1991*(030).

Shafik, S. (2014). Financial stability and liquidity: evidence from conventional and Islamic banks in the GCC region.

Tan, Y. (2016). The impacts of risk and competition on bank profitability in China. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 40, 85-110.

Tankoyeva, V., Bazzana, F., & Gabriele, R. (2018). The stability of the financial system: an analysis of the determinants of Russian bank failures. *In Research Handbook of Investing in the Triple Bottom Line*. Edward Elgar Publishing.

Tarkhani, A., Nazari, A., niloofar, P. (2020). Investigating effective factors on the Efficiency of Iranian Banking Industry (Simar and Wilson's two-stage method). *Quarterly Journal of Quantitative Economics*, 17(2), 1-41. (in persian) Available at: https://jqe.scu.ac.ir/article_14838.html

Torbat, A. (2005). Impact of US Trade and Financial Sanctions on Iran. *The World Economy*, 28(3), 407-434.

Trad, N., Trabelsi, M. A., & Goux, J. F. (2017). Risk and profitability of Islamic banks: A religious deception or an alternative solution?. *European Research on Management and Business Economics*, 23(1), 40-45.

Van Greuning, H., & Iqbal, Z. (2008). Risk analysis for Islamic banks. *World Bank Publications.*

Vesali, S., & Torabi, M. (2010). The Effects of Banks' Sanctions on the Economy and the Banking System, *Banking and Economics*, 111, 38-44. (in persian) Available at: http://ensani.ir/fa/article/218775

Vo, D. H., Nguyen, V. M., QUANG-TON LE, P. H. A. T., & Pham, T. N. (2019). The determinants of financial instability in emerging countries. *Annals of Financial Economics*, *14*(02), 1950010.

Zarei, Z., Komijani, A. (2015). Identification and Prediction of Banking Crisis in Iran. *Economical Modeling*, 9(29), 1-23.

فصلنامه‌ی اقتصاد مقداری (بررسی‌های اقتصادی سابق) زمستان ۱۴۰۰ ۱۸(۴) ۶۵-۳۷

فصلنامه‌ی اقتصاد مقداری

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

اثر سیاست پولی بر تولید ناخالص داخلی ایران از کانال نوآوری

وحید امیدی *، ابوالفضل شاه‌آبادی **

* پژوهشگر پسا دکتری، گروه اقتصاد، دانشکده علوم اجتماعی و اقتصادی، دانشگاه الزهرا، تهران، ایران. (نویسنده مسئول)
** استاد اقتصاد، گروه اقتصاد، دانشکده علوم اجتماعی و اقتصادی، دانشگاه الزهرا، تهران، ایران.

اطلاعات مقاله	طبقه‌بندی JEL: B22، E52، O11
تاریخ دریافت: ۹ شهریور ۱۳۹۸ تاریخ بازنگری: ۲ بهمن ۱۳۹۹ تاریخ پذیرش: ٤ بهمن ۱۳۹۹	واژگان کلیدی: نوآوری، اقتصاد دانش‌بنیان، سیاست پولی، بانک مرکزی
ارتباط با نویسنده (گان) مسئول: ایمیل: V.omidi@alzahra.ac.ir 0000-0003-2074-3920	آدرس پستی: همدان-شهرک مدنی-بلوار امام خمینی-بلوار یادگار امام-مجتمع دریا-بلوک باران-واحد ۵۰۴.

اطلاعات تکمیلی:
این مقاله مستخرج از طرح «چالش‌ها و راهکارهای سیاست پولی بانک مرکزی جهت حمایت از تولید داخلی» است که برای کمیسیون نظارت مجمع تشخیص مصلحت نظام انجام 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 منافعی وجود ندارد.
منابع مالی: این مقاله توسط کمیسیون نظارت مجمع تشخیص مصلحت نظام حمایت مالی شده است.

چکیده

سیاست پولی از جمله مهمترین سیاست‌های سمت تقاضا است که توسط بانک مرکزی اعمال می‌شود. بنابر ماده ۱۰ قانون پولی و بانکی جمهوری اسلامی ایران در بند الف بانک مرکزی «مسئول تنظیم و اجرای سیاست پولی و اعتباری، بر اساس سیاست کلی اقتصادی کشور» شناخته شده است و در بند ب هدف آن «حفظ ارزش پول و موازنه پرداخت‌ها و تسهیل مبادلات بازرگانی و کمک به رشد اقتصادی کشور» عنوان شده است. لذا، سیاست پولی در ایران باید همسو با سایر سیاست‌هایی باشد که توسط دولت به منظور بهبود رشد اقتصادی اتخاذ می‌شود. ازسوی‌دیگر، در سال‌های اخیر اقتصاد دانش تبدیل به موضوع مهمی در اقتصاد جهانی شده است. در جهان کنونی نقش کشورها در اقتصاد جهانی به تولید و کاربست دانش در آن‌ها وابسته است. در این صورت، بهبود اقتصاد دانش بنیان نوید بخش افزایش سهم کشورها در اقتصاد جهانی است. این امر زمانی تحقق خواهد یافت که سیاست‌های سمت عرضه و تقاضا در یک راستا و در جهت تقویت یکدیگر عمل کنند. لذا، بررسی آنکه سیاست‌های بانک مرکزی و دولت در راستای گسترش اقتصاد دانش‌بنیان بوده یا خیر واجد اهمیت است. ازاین‌روی، در این مطالعه تلاش شده است اثر سیاست پولی بر تولید ناخالص داخلی ایران از کانال نوآوری، به عنوان یکی از مهمترین شاخص‌های اقتصاد دانش بنیان، موردبررسی قرار گیرد. به‌عبارت‌دیگر، سیاست پولی بانک مرکزی درصورتی‌که در راستای گسترش اقتصاد دانش‌بنیان باشد باید از کانال نوآوری بر GDP اثر مثبتی بر جای بگذارد. به منظور بررسی اثر سیاست پولی بانک مرکزی در بازه زمانی ۱۳۵۷ تا ۱۳۹۵ از سیستم معادلات همزمان استفاده شده است. متغیرهای موجود در معادله تولید عبارتند از نیروی کار، سرمایه و نوآوری. در معادله نوآوری متغیرهای مستقل عبارتند از شدت سرمایه، تولید ناخالص داخلی، سرمایه انسانی و شاخص سیاست پولی. نتیجه این مطالعه نشان می‌دهد اثر سیاست پولی با شاخص حجم پول و نرخ سود اعتبارت پرداختی بر نوآوری در ایران منفی و معنادار بوده است. این در حالی است که اثر نوآوری بر تولید ناخالص داخلی مثبت و معنادار بوده است. در نتیجه، سیاست پولی در بازه موردبررسی اثر منفی بر GDP از کانال نوآوری داشته است. لذا، سیاست‌های سمت عرضه و تقاضای دولت در بازه زمانی مورد مطالعه هماهنگ و در جهت گسترش اقتصاد دانش بنیان اعمال نشده‌اند.

ارجاع به مقاله:

امیدی، وحید و شاه‌آبادی، ابوالفضل. (۱۴۰۰). اثر سیاست پولی بر تولید ناخالص داخلی ایران از کانال نوآوری. *فصلنامه‌ی اقتصاد مقداری (بررسی های اقتصادی سابق)*، *۱۸*(۴)، ۶۵-۳۷.

10.22055/JQE.2021.30903.2139

© 2022 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

اثرگذاری سیاست پولی بر تولید ناخالص داخلی از سمت عرضه و تقاضا اعمال می‌شود. همانطورکه مدل IS-LM نشان می‌دهد، سیاست پولی انبساطی با انتقال منحنی LM به سمت راست موجب انتقال منحنی تقاضا به سمت راست شده و لذا، تقاضا افزایش می‌یابد. اما، در همان حال سیاست مذکور بر شیب و جایگاه منحنی عرضه نیز مؤثر واقع می‌شود. نکته‌ای که دراین‌ارتباط وجود دارد آن است که اثر سیاست پولی بر تولید به‌صورت مستقیم نبوده و از کانال عوامل تولید اعمال می‌شود. برای مثال سیاست پولی انبساطی با کاهش نرخ بهره موجب افزایش سرمایه‌گذاری و به‌تبع آن افزایش انباشت سرمایه فیزیکی می‌شود که درنهایت عرضه را افزایش می‌دهد. همانطورکه تحلیل ساده اثر نرخ بهره بر سرمایه فیزیکی نشان می‌دهد، اثر سیاست‌های سمت تقاضا منحصر در منحنی تقاضا نبوده و بازار عوامل تولید را نیز تحت تأثیر قرار می‌دهد. ازاین‌روی، به‌منظور بررسی اثر نهایی سیاست اعمال‌شده از جانب دولت و بانک مرکزی بر رشد اقتصادی دو وجه اثرگذاری بر تقاضا و عرضه باید بررسی‌شده و نتیجه سیاست، حاصل برآیند دو اثر مذکور باشد. به‌طور دقیق‌تر، هنگامی می‌توان اعمال سیاست پولی توسط بانک مرکزی را واجد اثر مثبت بر رشد اقتصادی دانست که اثر سیاست مذکور علاوه برافزایش تقاضای کل، موجب بهبود شرایط در بازار عوامل تولید نیز بشود. در دنیای کنونی ورود به اقتصاد دانش‌بنیان و تولید و کاربست دانش عامل مهمی در ارتباط با جایگاه کشورها در اقتصاد جهانی است. امروزه قدرتمندترین مردم و جوامع آن‌هایی هستند که از بزرگ‌ترین منابع دانش برخوردارند: آن‌هایی که بهترین فناوری، پیشرفته‌ترین سیستم‌های ارتباطی و تسلیحاتی، توسعه‌یافته‌ترین علم پزشکی و ابزار جمع‌آوری اطلاعات با بیشترین جزئیات در مورد رقبا را در اختیاردارند (Malpas, 2004). لذا این نتیجه‌گیری دور از ذهن نیست که کشورهای توسعه‌یافته تولیدکنندگان فناوری بوده و کشورهای درحال‌توسعه عموماً در صف مصرف‌کنندگان قرار دارند (Shahabadi, Rahnama, Omidi, 2019). در این شرایط جوامعی می‌توانند در آینده اقتصاد جهانی نقشی بر عهده داشته باشند که تولید و کاربست دانش در اقتصاد آن‌ها تسهیل شده و واجد اولویت باشد. سیاست‌هایی که از جانب دولت و بانک مرکزی اعمال می‌شوند مهم‌ترین عامل در تقویت یا تضعیف انگیزه فعالان اقتصادی درحرکت به سمت اقتصاد دانش‌بنیان است. سیاست‌های اشاره‌شده می‌توانند از سویی موجب افزایش تولیدشده و هم‌زمان مسیر

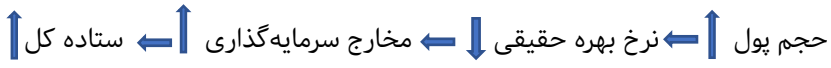
اقتصاد را از دستیابی به اقتصاد دانش‌بنیان دور کنند. باید توجه داشت در دنیای کنونی رشد اقتصادی دیگر نمی‌تواند پاسخگوی نیازهای آتی جوامع باشد. به‌واقع آنچه باید مدنظر قرار گیرد رشد اقتصادی ناشی از گسترش اقتصاد دانش‌بنیان است تا بتوان شاهد رشد اقتصادی درون‌زای برو نگر بود. لذا، سیاست‌های دولت و بانک مرکزی باید به‌گونه‌ای باشد که بازار عوامل جدید تولید همچون سرمایه انسانی، تحقیق و توسعه و نوآوری را تقویت کرده و استفاده از این عوامل در فرآیند تولید را تشویق کند. به این منظور، مطالعه پیش‌روی تلاشی است در جهت شناسایی آنکه آیا سیاست پولی اعمال‌شده توسط بانک مرکزی از سال ۱۳۵۷ تا ۱۳۹۵ در راستای گسترش بازار نوآوری، به‌عنوان یکی از مهم‌ترین ارکان اقتصاد دانش‌بنیان، بوده است یا خیر. به این منظور از سیستم معادلات هم‌زمان به‌منظور سنجش اثر سیاست پولی بر نوآوری و سنجش اثر نوآوری بر تولید ناخالص داخلی در بازه زمانی مورداشاره استفاده‌شده است.

در ادامه بخش‌بندی مقاله به این قرار است: در بخش دوم مبانی نظری اشاره‌شده و در بخش سوم مطالعات تجربی موردبررسی قرارگرفته است. بخش چهارم به ارائه مدل و معرفی متغیرهای بکار رفته در معادلات اختصاص‌یافته است. در بخش پنجم نتایج برآوردهای انجام‌شده ارائه و تفسیر شده‌اند و در بخش ششم به نتیجه‌گیری و ارائه توصیه‌های سیاستی پرداخته‌شده است.

۲- مبانی نظری

مکانیسم اثرگذاری سیاست پولی توسط میشکین (۱۹۹۵) در چهار کانال نرخ بهره، نرخ ارز، قیمت سایر دارایی‌ها و اعتباری به شرحی که در زیر خواهد آمد ارائه‌شده است.

کانال نرخ بهره: مکانیسم اثرگذاری سیاست پولی از کانال نرخ بهره همان است که در بسیاری از متون اقتصاد کلان به آن پرداخته‌شده و عبارت است از شیوه اثرگذاری نرخ بهره بر مخارج سرمایه‌گذاری در الگوی ساده اقتصاد کینزی (Mishkin, 1995).



کانال نرخ ارز: با رشد جهانی‌شدن اقتصاد آمریکا و پیدایش نرخ ارز شناور، توجهات زیادی به مکانیسم انتقال سیاست پولی از کانال نرخ ارز صورت گرفت. البته در این مکانیسم همچنان نرخ بهره نقش مهمی ایفا می‌کند. به‌عبارت‌دیگر، با افزایش نرخ بهره حقیقی سپرده‌های پولی داخلی بیشتر از سپرده‌های ارزی شده و لذا نسبت ارزش سپرده‌های داخلی به ارزی افزایش می‌یابد. دراینصورت، ارزش پول داخلی افزایش‌یافته و موجب کاهش خالص صادرات و به‌تبع آن، ستاده کل می‌شود (Mishkin, 1995).:

حجم پول ↓ ← نرخ بهره حقیقی ↑ ← نرخ ارز ↑ ← خالص صادرات ↓ ← ستاده کل ↓

کانال قیمت سایر دارایی‌ها: در دیدگاه پولیون با کاهش عرضه پول کنشگران اقتصادی به‌منظور تأمین میزان کاهش‌یافته اقدام به کاهش مخارج خود می‌کنند. یکی از مکان‌هایی که این کاهش در مخارج امکان رخ دادن دارد بازارهای مالی است که با کاهش در تقاضا برای سهام و درنتیجه کاهش قیمت آن‌ها مواجه می‌شوند. همچنین، کینزین‌ها بر آن‌اند که افزایش نرخ بهره به‌واسطه سیاست پولی انقباضی سبب جذابیت بیشتر اوراق قرضه نسبت به سایر دارایی می‌شود که درنتیجه کاهش قیمت دارایی‌ها را به همراه خواهد داشت (Mishkin, 1995). ترکیب این دیدگاه با این واقعیت که قیمت پایین سهام به کاهش میزان q توبین می‌انجامد و از این طریق مخارج سرمایه‌گذاری را کاهش می‌دهد به مکانیسم انتقال زیر منجر خواهد شد:

حجم پول ↓ ← قیمت سهام ↓ ← q توبین ↓ ← مخارج سرمایه‌گذاری ↓ ←
ستاده کل ↓

ذکر این نکته ضروری است که این کانال در شرایطی می‌تواند اعتبار داشته باشد که اقتصاد موردبررسی در ابعاد و بازارهای مختلف آمادگی رشد داشته باشد و با عدم همراهی سیاست پولی این اتفاق با مشکل مواجه خواهد شد. اما در کشوری همچون ایران که با مازاد عرضه پول مواجه است چنین تحلیلی نمی‌تواند شرایط واقع را توضیح دهد. همچنین، کانال معرفی‌شده تنها به تغییرات سرمایه فیزیکی می‌پردازد و سرمایه‌گذاری در سایر وجوه سرمایه را نادیده می‌گیرد.

کانال اعتباری: کانال اعتباری بر این دیدگاه استوار است که بانک‌ها، به جهت معامله با انواع قرض گیرندگان و بنگاه‌ها کوچک که با مشکلات عدم تقارن اطلاعات همراه هستند، نقش ویژه‌ای در سیستم مالی ایفا می‌کنند. دراینصورت، مکانیسم انتقال پولی از کانال اعتباری به‌صورت زیر خواهد بود (Mishkin, 1995).:

حجم پول ← سپرده‌های بانکی ← اعتباراتی بانکی ← مخارج سرمایه‌گذاری ← ستاده کل

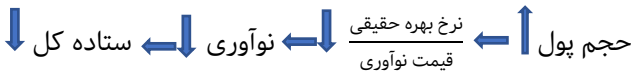
در ارتباط با کانال اعتباری نیز نکته‌ای که پیرامون کانال قیمت سایر دارایی‌ها بیان شد، مصداق دارد. همچنین، کانال یادشده تنها زمانی می‌تواند مؤثر واقع شود که تخصیص منابع با توجه به گسترش بازار عوامل تولید هدف‌گذاری شود. این دغدغه البته در ارتباط با کشورهای توسعه‌یافته، به جهت تخصیص منابع از طریق مکانیسم بازار، محلی از اعراب ندارد. اما در مورد کشوری چون ایران چنین هدف‌گذاری باید موردتوجه سیاست‌گذار پولی باشد.

آنچه در ارتباط با کانال‌های انتقال پولی معرفی‌شده توسط میشکین (۱۹۹۵) ملاحظه می‌شود اثرگذاری سیاست پولی در تمامی مکانیسم‌ها بر ستاده کل از سمت تقاضا است. به‌عبارت‌دیگر، در کانال‌های نرخ بهره، قیمت سایر دارایی‌ها و اعتباری با کاهش در مخارج سرمایه‌گذاری و در کانال نرخ ارز کاهش در خالص صادرات با توجه به رابطه زیر منجر به کاهش ستاده کل می‌شود:

$$Y = C + I + G + NX \qquad (۱)$$

کانال نوآوری: نکته‌ای که در این تحلیل مغفول باقی‌مانده است به شیوه اثرگذاری سیاست پولی بر ستاده کل از سمت عرضه است. مهم‌ترین متغیری که کانال انتقال سیاست پولی بر ستاده کل از سمت عرضه را شکل می‌دهد نوآوری است. همانطورکه در مکانیسم نرخ بهره بیان شد، افزایش عرضه پول منجر به کاهش نرخ بهره حقیقی می‌شود. ازآنجاکه نرخ بهره قیمت سرمایه فیزیکی است، لذا قیمت نسبی سرمایه فیزیکی به نوآوری و سایر عوامل، کاهش می‌یابد. دراینصورت استفاده از سرمایه فیزیکی در تناسب با نوآوری جذاب‌تر شده

و درنتیجه استفاده از نوآوری تا سرحد ممکن کاهش می‌یابد. این موضوع ازاین‌جهت نیز قابل‌تأمل است که گسترش سرمایه فیزیکی در ایران عمدتاً وارداتی بوده و لذا سیاست موردنظر موجب افزایش واردات و عدم اتکا به توان داخلی خواهد شد. این مکانیسم به‌صورت شماتیک به شرح زیر است:



با مقایسه این مکانیسم انتقال سیاست پولی و کانال نرخ بهره قابل‌ملاحظه است که افزایش حجم پول از سمت تقاضا موجب افزایش و از سمت عرضه موجب کاهش ستاده کل می‌شود. در این صورت برآیند اثرات مثبت و منفی مشخص خواهد کرد اثر نهایی چه خواهد بود. نکته‌ای که دراین‌ارتباط باید مدنظر قرارداد ترکیب ستاده کل پس از اعمال سیاست است. به‌عبارت‌دیگر، اگر فرض برافزایش ستاده کل به‌واسطه افزایش حجم پول باشد، این افزایش به‌واسطه افزایش در سرمایه فیزیکی و کاهش در نوآوری در تابع تولید رخداده است که در بلندمدت به تجدیدنظر در ترکیب بهینه عوامل تولید منجر خواهد شد. در این صورت انتظار می‌رود بازار نوآوری با کمبود تقاضا مواجه شود. در این صورت با کاهش نوآوری و نیز سایر عوامل جدید تولید مانند سرمایه انسانی، تحقیق و توسعه و ...، شرایط برای گسترش اقتصاد دانش‌بنیان از بین خواهد رفت. این روند در بلندمدت می‌تواند تبعات جبران‌ناپذیری برای رشد و توسعه اقتصادی کشور داشته باشد. همانطورکه پیش‌تر بیان شد، میزان نقش کشورها در اقتصاد جهانی در دنیای کنونی به میزان گسترش اقتصاد دانش‌بنیان به معنای میزان تولید و کاربست علم در فرآیند تولید وابسته است. اعمال سیاست‌های سمت تقاضا بدون توجه به این مهم در ایجاد چنین لطماتی اثر جبران‌ناپذیری خواهد داشت.

۲-۲- الگوی نظری

همانطورکه در الگوی عرضه-تقاضا مشاهده می‌شود، اثر سیاست‌های پولی بر تولید و دیگر متغیرهای اقتصادی از طریق تعیین نرخ بهره در بازار پول و سپس اثر آن بر سرمایه‌گذاری و تقاضای سفته‌بازی اعمال می‌شود. الگویی که در ادامه خواهد آمد برگرفته از مدل

نئوکلاسیک بوده و در امتداد مسیری است که برانسون (۱۳۹۷) پیموده است. ازاین‌روی، می‌توان تابع تولید به‌صورت زیر در نظر گرفت:

$$Y = AL^{\alpha} IN^{\beta} K^{1-\alpha-\beta} \quad (۲)$$

در معادله ۱) L، IN و K به ترتیب عبارت‌اند از اشتغال، نوآوری و سرمایه فیزیکی. تابع هزینه نیز به‌صورت زیر ارائه می‌شود:

$$TC = wL + hIN + rK \quad (۳)$$

در معادله (۲) ، w، h و r به ترتیب بیانگر نرخ دستمزد، قیمت نوآوری و نرخ سود بانکی[۱] است.

به‌منظور حداکثر کردن معادله (۱) با قید رابطه (۲)، تابع لاگرانژ به‌صورت زیر قابل حصول است:

$$\Gamma = AL^{\alpha} IN^{\beta} K^{1-\alpha-\beta} - \lambda[TC - wL - hIN - rK] \quad (۴)$$

با فرض برون‌زایی اشتغال مشتقات جزئی به‌صورت زیر است:

$$\frac{\partial \Gamma}{\partial I} = \beta AL^{\alpha} IN^{\beta-1} K^{1-\alpha-\beta} - \lambda h = 0 \quad (۵)$$

$$\frac{\partial \Gamma}{\partial K} = (1-\alpha-\beta)AL^{\alpha} IN^{\beta} K^{-\alpha-\beta} - \lambda r = 0$$

اگر رابطه (٤) بر (۵) تقسیم شود رابطه (٦) حاصل می‌شود:

$$IN = \left[\beta r / h(1-\alpha-\beta)\right] K \quad (۶)$$

حال اگر دو طرف رابطه (٦) را به توان $1-\beta$ رسانیده و پس‌ازآن طرف راست تساوی را در عبارت $\left[AL^{\alpha}K^{-\alpha} / AL^{\alpha}K^{-\alpha}\right]$ ضرب کنیم، عبارت ۷ به دست می‌آید:

$$IN = \frac{1}{A}\left(\frac{K}{L}\right)^{\alpha}\left[\beta r / h(1-\alpha-\beta)\right]^{1-\beta} Y \quad (۷)$$

معادله (۷) بیانگر تابع تقاضای نوآوری است. همچنین، در این عبارت $\frac{K}{L}$ شدت سرمایه فیزیکی را نشان می‌دهد. بنا بر مدل رشد سولو (۱۹۵٦) مهم‌ترین عامل رشد اقتصادی، رشد فناوری است. ازاین‌روی، هر عاملی که بتواند به رشد فناوری یاری رساند مؤثر در رشد اقتصادی خواهد بود. بنا بر مدل سرمایه انسانی ارو (۱۹٦۲) یکی از وجوه افزایش سرمایه

[۱] از آنجاکه در اقتصاد اسلامی نرخ بهره وجود ندارد از این پس از عبارت نرخ سود بانکی استفاده خواهد شد.

انسانی، آموزش حین انجام کار است. بنابراین دیدگاه کارگران در حین تولید با افزایش استفاده از سرمایه به فکر بهبود فرآیند تولید هستند. ارو (۱۹٦۲) ساخت هواپیما را به عنوان شاهدی بر این مدعا عنوان می‌کند. با توجه به این مثال، پس از معرفی مدلی جدید، زمان لازم برای ساخت بدنه نهایی هواپیما به‌طور معکوسی متناسب با ریشه سوم تعداد هواپیماهای ساخته‌شده از آن مدل است. در این صورت انباشت دانش نیروی کار بدون خواست قبلی و تنها در حین فرآیند تولید صورت گرفته است (Romer, 2012). در این صورت با افزایش استفاده و ارتباط نیروی کار با ابزار و ماشین‌آلات سرمایه انسانی افزایش‌یافته که درنتیجه به افزایش تقاضا برای نوآوری می‌انجامد.

لذا سیستم معادلات موردنظر در مطالعه پیش‌روی به‌صورت زیر خواهد بود:

$$Y = f(L, IN, K) \quad (۸)$$

$$IN = f(r, Y, (K/L)) \quad (۹)$$

با توجه به آنچه بیان شد می‌توان فرضیات زیر را طرح کرد:

I. اثر سیاست پولی بر نوآوری ایران طی بازه زمانی ۱۳۵۷ تا ۱۳۹۵ منفی بوده است.
II. اثر نوآوری بر تولید ناخالص داخلی ایران طی بازه زمانی ۱۳۵۷ تا ۱۳۹۵ مثبت بوده است.
III. اثر سیاست پولی بر تولید ناخالص داخلی ایران از کانال نوآوری طی بازه زمانی ۱۳۵۷ تا ۱۳۹۵ منفی بوده است.

۳- مطالعات تجربی

در این بخش مطالعات تجربی صورت گرفته به‌صورت مجزا ابتدا برای معادله نوآوری و سپس معادله تولید بررسی خواهد شد.

۳-۱- معادله نوآوری

ژنگ و همکاران (۲۰۱۸) اثر بسته محرک ٤ تریلیون یوانی دولت چین در سال ۲۰۰۸ بر نوآوری در بین بنگاه‌های چین را موردبررسی قرار داده‌اند. بر اساس بافته‌های تحقیق بنگاه‌هایی که بخت بیشتری در انتفاع از این بسته داشته‌اند اقدام به ثبت اختراع بیشتری نیز کرده‌اند. همچنین نتایج نشان می‌دهد کارایی نوآوری در بنگاه‌هایی که از این بسته استفاده کرده‌اند بدون تغییر مانده است (Zheng, Wang & Xu, 2018).

چن (۲۰۱۸) اثر سیاست پولی بلندمدت با استفاده از شاخص نرخ بهره بر نوآوری برای کشورهای شمال و جنوب (توسعه‌یافته و توسعه‌نیافته) را موردبررسی قرار داده است. نتیجه مطالعه انجام‌شده بیانگر افزایش نوآوری به‌موجب کاهش نرخ بهره در هر دو گروه از کشورها است (Chen, 2018).

موران و کورالتو (۲۰۱۸) به بررسی این سؤال پرداخته‌اند که سیاست پولی در چه گستره‌ای نوآوری و بهره‌وری کل عوامل را تحت تأثیر قرار می‌دهد؟ در این مطالعه که با استفاده از داده‌ها آمریکا طی سال‌های ۱۹۸۵ تا ۲۰۱۵ انجام‌شده است، سیاست پولی نقش مهمی در تشویق نوآوری و بهره‌وری در بین بنگاه‌های موردبررسی داشته است (Moran & Queralto, 2018).

امیدی و همکاران (۲۰۱۸) اثر رشد اقتصادی بر نوآوری در کشورهای عامل و کارایی محور را بین سال‌های ۲۰۱۱ تا ۲۰۱٦ بررسی کرده‌اند. نتایج این مطالعه نشان می‌دهد، رشد اقتصادی در بازه مورد مطالعه بر نوآوری اثرگذار نبوده است (Omidi, Shahabadi & Mehregan, 2018).

وان و ژانگ (۲۰۱٦) رابطه بین سیاست پولی بر رشد اقتصادی از کانال نوآوری موردبررسی قرار داده‌اند. بنا بر نتایج این مطالعه، افزایش رشد حجم پول موجب افزایش نوآوری شده و از این طریق بر رشد اقتصادی اثر مثبتی برجای می‌گذارد (Wan & Zhang, 2016).

کوستاماگنا (۲۰۱۵) اثر تورم بر سرمایه‌گذاری در تحقیق و توسعه را طی دوره ۱۹۸۱ تا ۲۰۰۸ در کشورهای OECD بررسی کرده است. نتیجه مطالعه انجام‌شده بیانگر اثر منفی تورم بر سرمایه‌گذاری در تحقیق و توسعه در بازه زمانی موردبررسی است (Costamagna, 2015).

چو و کوزی (۲۰۱٤) با بررسی تئوریک اثر سیاست پولی بر نوآوری نشان داده‌اند کاهش نرخ بهره تحت محدودیت CIA[۲] موجب افزایش نوآوری و درنتیجه رشد اقتصادی می‌شود (Chu & Cozzi, 2014).

[2] Cash-In-Advance

آمور و همکاران (۲۰۱۳) اثر افزایش اعتبارات بانکی بر نوآوری بنگاه‌ها در آمریکا در دهه ۱۹۸۰ و ۱۹۹۰ را مطالعه کرده‌اند. نتیجه این مطالعه بیانگر اثر مثبت گسترش اعتبارات بر نوآوری بنگاه‌ها در غالب تعداد اختراعات ثبت‌شده مثبت بوده است (Amore, Schneider & Žaldokas, 2013).

مطالعات تجربی صورت گرفته پیرامون ارزیابی اثر سیاست پولی بر نوآوری در اغلب موارد تأثیر مثبتی را نشان می‌دهند. نکته‌ای که در ارتباط با مطالعات انجام‌شده باید در نظر گرفته شود آن است که این مطالعات به طور مستقیم به بررسی اثر سیاستی خاص در برهه زمانی ویژه‌ای بر نوآوری پرداخته‌اند و اثر سیاست پولی عمومی بر این متغیر را بررسی نکرده‌اند. این در صورتی است که مطالعات چن (۲۰۱۸) و چو و کوزی (۲۰۱٤) بیانگر اثر منفی سیاست پولی بر نوآوری است. همچنین عدم هماهنگی در مطالعات تجربی عامل مهمی در پرداختن به این موضوع است. همچنین، بررسی‌های انجام شده نشان می‌دهد مطالعات صورت گرفته پیرامون اثرگذاری سیاست پولی بر تولید هیچ‌گاه با استفاده از معادلات همزمان انجام نشده است. ضرورت انجام چنین مطالعه‌ای ناشی از آن است که در معادله تولید نمی‌توان سیاست پولی را به‌عنوان عامل تولید به‌طور مستقیم وارد کرد. ازسوی‌دیگر، کانال اثرگذاری سیاست پولی بر تولید از کانال نوآوری با استفاده از سیستم معادلات هم‌زمان به‌صورت مجزا قابل پیگیری است.

۲-۳- معادله تولید ناخالص داخلی

مارادانا و همکاران (۲۰۱۹) رابطه بلندمدت بین نوآوری و رشد اقتصادی در کشورهای منطقه اقتصادی اروپا را برای دوره ۱۹۸۹-۲۰۱٤ بررسی کرده‌اند. هرچند نتایج مطالعه بیانگر رابطه مثبت بین دو متغیر یادشده است، اما شدت اثر از کشوری به کشور دیگر و متناسب با شاخص مورداستفاده از نوآوری متفاوت است (Maradana, Pradhan, Dash, Zaki, Gaurav, Jayakumar & Sarangi, 2019).

آکیگز و بن علی (۲۰۱۹) اثر نوآوری و سرمایه فیزیکی بر رشد اقتصادی کشورهای منا بین سال‌های ۱۹۷۰ و ۲۰۱٤ بررسی کرده‌اند. نتایج حاصل از این مطالعه نشان می‌دهد اثر این دو عامل بر رشد اقتصادی کشورهای منا مثبت و معنادار بوده است (Acikgoz & Ben Ali, 2019).

پسه و همکاران (۲۰۱۵) اثر نوآوری بر رشد اقتصادی کشورهای اروپای شرقی و مرکزی رابین سال‌های ۲۰۰۰ تا ۲۰۱۳ موردبررسی قرار داده‌اند. نتایج این مطالعه بیانگر رابطه مثبت بین این دو متغیر است (Pece, Simona & Salisteanu, 2015).

پترایرو و همکاران (۲۰۱۳) اثر نوآوری بر رشد اقتصادی در کشورهای اروپای شرقی و مرکزی بین سال‌های ۲۰۰۷ تا ۲۰۱۳ اثر این عامل را مثبت برآورد کرده‌اند (Petrariu, Bumbac & Ciobanu, 2013).

بایارچلیک و تاشل (۲۰۱۲) اثر نوآوری بر رشد اقتصادی را برای بنگاه‌های ترکیه بین سال‌های ۱۹۹۸ تا ۲۰۱۰ موردبررسی قرار داده‌اند. نتیجه این مطالعه بیانگر اثر مثبت نوآوری در رشد بنگاه‌های موردبررسی در این کشور است (Bayarcelik & Taşel, 2012).

مطالعه قائد و همکاران (۱۳۹۸) بر عوامل مؤثر در رشد اقتصادی ایران در بازه زمانی ۱۳٦۰ تا ۱۳۹٦ نشان می‌دهد اثر نیروی کار و سرمایه فیزیکی بر رشد اقتصادی در بازه زمانی موردمطالعه مثبت بوده است.

نصیری اقدم و همکاران (۱۳۹۰) ارتباط بین نوآوری و رشد اقتصادی ۲۰ کشور عضو سازمان کنفرانس اسلامی در دوره ۱۹۹۵ تا ۲۰۰۹ را بررسی کرده‌اند. نتایج مطالعه نشان می‌دهد اثر نوآوری بر رشد اقتصادی کشورهای موردمطالعه مثبت و معنادار بوده است.

ربیعی (۱۳۸۸) اثر نوآوری بر رشد اقتصادی ایران طی دوره ۱۳٤۷ تا ۱۳۸۳ را موردبررسی قرارداد است. نتایج این مطالعه نشان می‌دهد اثر نوآوری بر رشد اقتصادی ایران طی دوره موردمطالعه مثبت بوده است. همچنین، اثر نیروی کار و سرمایه فیزیکی بر رشد اقتصادی نیز مثبت برآورد شده است.

مطالعات صورت گرفته به بررسی اثر نوآوری بر رشد اقتصادی بر مثبت بودن این اثر اتفاق‌نظر دارند. به‌عبارت‌دیگر، مطالعات تجربی صورت گرفته بر این نکته توافق دارند که افزایش نوآوری موجب افزایش تولید می‌شود. همچنین، اثر سرمایه فیزیکی و نیروی کار در مطالعات انجام‌شده، همسو با مبانی نظری، بیانگر اثر مثبت این دو عامل سنتی بر تولید است.

٤- ارائه مدل و معرفی متغیرها

همانطورکه در بخش مبانی نظری اشاره شد، دو معادله زیر به منظور بررسی فرضیات پژوهش مورد استفاده قرارگرفته است:

$$LGDPt = \beta_0 + \beta_1 LINt + \beta_2 LLt + \beta_3 LKt + \varepsilon t \quad (۱۰)$$

$$Linnt = \gamma_0 + \gamma_1 L^{(\frac{K}{L})}t + \gamma_2 LGDPt + \gamma_3 LMt + \upsilon t \quad (۱۱)$$

در معادلات فوق GDP تولید ناخالص داخلی، IN نوآوری، L نیروی کار، K انباشت سرمایه فیزیکی، $\frac{K}{L}$ شدت سرمایه فیزیکی و M شاخص سیاست پولی است. لازم به ذکر است با توجه به اینکه در برآوردهای انجام‌شده از چهار شاخص مختلف سیاست پولی استفاده‌شده درمجموع چهار سیستم معادلات هم‌زمان، هر سیستم شامل دو معادله، برآورد شده است. همچنین، تعریف متغیرهای بکار رفته در سیستم معادلات نیز به شرح زیر است:

GDP: این شاخص مجموع ارزش‌افزوده بخش صنعت، کشاورزی، نفت و خدمات به قیمت ثابت سال ۱۳۷٦ است که داده آن از پایگاه اطلاعاتی بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران اخذشده است.

GDP-بدون نفت: این شاخص مجموع ارزش‌افزوده بخش صنعت، کشاورزی و خدمات به قیمت ثابت سال ۱۳۷٦ است که داده آن نیز از پایگاه اطلاعاتی بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران اخذشده است.

نوآوری سرانه (IN): ازآنجاکه شاخص مورداستفاده نوآوری باید بازه زمانی ۱۳۵۷ تا ۱۳۹۵ را پوشش دهد، لذا در این مطالعه از تعداد اختراعات ثبت‌شده تقسیم‌بر جمعیت توسط ساکنین کشور طی بازه زمانی موردمطالعه استفاده‌شده است. این شاخص از پایگاه اطلاعاتی بانک جهانی اخذشده است.

نیروی کار تحصیل‌کرده(L): این متغیر معادل افراد بالای ۱۵ سال است که نیروی کار خود را در بازار عرضه می‌کنند که شامل افراد شاغل و در جستجوی کار می‌شود. داده مربوط به این متغیر از پایگاه اطلاعاتی بانک جهانی اخذشده است.

انباشت سرمایه فیزیکی(K): داده مورداستفاده برای این متغیر موجودی سرمایه خالص به قیمت سال ۱۳۷٦ بوده که از پایگاه اطلاعاتی بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران اخذشده است.

شدت سرمایه($\frac{K}{L}$): این متغیر بیانگر میزان سرمایه فیزیکی به ازای تعداد شاغلین است که از تقسیم انباشت سرمایه فیزیکی بر تعداد افراد شاغل حاصل‌شده است.

سرمایه انسانی (HC): برای نمایش این شاخص از متوسط سال‌های تحصیل استفاده‌شده است. آمار مربوط به این شاخص از پایگاه اطلاعاتی دانشگاه آکسفورد[3] اخذشده است.

شاخص سیاست پولی(M): از متغیرهای نرخ سود اعتبارات پرداختی و حجم پول به‌عنوان شاخص سیاست پولی در بازه زمانی موردمطالعه استفاده‌شده است. داده متغیرهای ذکرشده از پایگاه اطلاعاتی بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران اخذشده است.

۴- روش تحقیق

در برآورد سیستم معادلات از روش سیستمی 3SLS استفاده‌شده است. روش‌های تک معادله‌ای، روش‌های سازگاری هستند اما کارایی مجانبی ندارند. یعنی با افزایش حجم نمونه اریب و واریانس آن‌ها به سمت صفر میل می‌کند. لذا، سازگارند اما چون حداقل واریانس را ندارند از کارایی برخوردار نیستند (سوری، ۱۳۹٤). اگر معادله jام به‌صورت زیر تعریف شود:

$$Y_j = Z_j\delta_j + u_j \, , Z_j = [Y_j \; X_j] \, , \delta_j = [\begin{matrix}\gamma_j \\ \beta_j\end{matrix}] \qquad (۱۲)$$

این معادله را می‌توان برای کل سیستم معادلات به‌صورت زیر نوشت:

$$\begin{bmatrix} Y_1 \\ Y_2 \\ \vdots \\ Y_M \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} Z_1 & 0 & \dots & 0 \\ 0 & Z_2 & \cdots & 0 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & 0 & \dots & Z_M \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \delta_1 \\ \delta_2 \\ \vdots \\ \delta_M \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} u_1 \\ u_2 \\ \vdots \\ u_M \end{bmatrix} \qquad (۱۳)$$

و یا

$$Y = Z\delta + u \qquad (۱۴)$$

برای جمله خطا نیز شرایط زیر برقرار است:

[3] https://ourworldindata.org/global-education#years-of-schooling

$$E(u|X) = 0$$

$$E\left(uu'\middle|X\right) = \bar{\Sigma} = \Sigma \otimes I_T = \begin{bmatrix} \sigma_{11}I_T & \sigma_{12}I_T & \dots & \sigma_{1M}I_T \\ \sigma_{21}I_T & \sigma_{22}I_T & \dots & \sigma_{2M}I_T \\ \vdots & \vdots & & \vdots \\ \sigma_{M1}I_T & \sigma_{M2}I_T & \dots & \sigma_{MM}I_T \end{bmatrix} \quad (۱۵)$$

$$E\left(u_t u_t'\right) = \Sigma = \begin{bmatrix} \sigma_{11} & \sigma_{12} & \cdots & \sigma_{1M} \\ \sigma_{21} & \sigma_{22} & \cdots & \sigma_{2M} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \sigma_{M1} & \sigma_{M2} & \dots & \sigma_{MM} \end{bmatrix} \quad (۱۶)$$

$\bar{\Sigma}$ یک ماتریس $TM \times TM$ و Σ نیز ماتریسی $M \times M$ است. Σ بیانگر ماتریس واریانس-کوواریانس جملات خطای معادلات ۱ تا M برای سال t است.

تخمین زننده OLS که هر معادله را جداگانه تخمین می‌زند عبارت است از:

$$\hat{\delta}_{ols} = (Z'Z)^{-1}Z'Y \quad (۱۷)$$

که یک تخمین زننده ناسازگار بوده و ازآنجاکه همبستگی جملات خطا را نادیده می‌گیرد ناکارا است. برای رفع مشکل اول از روش متغیرهای ابزاری و برای رفع مشکل دوم از روش GLS استفاده می‌شود.

فرض بر آن است که $\bar{W}$ شرایط یک تخمین زننده IV را دارد، به این‌گونه که یک تخمین زننده سازگار ارائه خواهد داد:

$$\hat{\delta}_{GLS} = (\bar{W}'Z)^{-1}\bar{W}'Y \quad (۱۸)$$

حال برای حل مشکل دوم می‌توان از روش GLS استفاده کرد. این روش مبتنی بر حداقل مربعات وزنی است و لذا بر اساس ماتریس $\bar{\Sigma}$ به‌صورت زیر تعریف می‌شود:

$$\hat{\delta}_{IV,GLS} = [\bar{W}'(\bar{\Sigma})^{-1}Z]^{-1}\bar{W}'(\bar{\Sigma})^{-1}Y$$
$$= [\bar{W}'(\Sigma^{-1} \otimes I)Z]^{-1}\bar{W}'(\Sigma^{-1} \otimes I)Y \quad (۱۹)$$

اگر عناصر ماتریس Σ^{-1} با σ^{ij} نشان داده شود و اگر W_j مجموعه متغیرهای ابزاری برای معادله jام باشد، آنگاه:

$$\hat{\delta}_{IV,GLS} = \quad (۲۰)$$
$$\begin{bmatrix} \sigma^{11}W_1'Z_1 & \sigma^{12}W_1'Z_2 & \dots & \sigma^{1M}W_1'Z_M \\ \sigma^{21}W_2'Z_1 & \sigma^{22}W_2'Z_2 & \dots & \sigma^{2M}W_2'Z_M \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \sigma^{M1}W_M'Z_1 & \sigma^{M2}W_M'Z_2 & \dots & \sigma^{MM}W_M'Z_M \end{bmatrix}^{-1} \begin{bmatrix} \sum_{j=1}^{M}\sigma^{1j}W_1'Y_j \\ \sum_{j=1}^{M}\sigma^{2j}W_2'Y_j \\ \vdots \\ \sum_{j=1}^{M}\sigma^{Mj}W_M'Y_j \end{bmatrix}$$

در معادله (۱۹) عبارت $\bar{W}'(\Sigma^{-1} \otimes I)Z$ برابر است با:

$$\bar{W}'(\Sigma^{-1}\otimes I)Z=[W_1' \quad W_2' \quad \dots \quad W_M']= \begin{bmatrix}\sigma^{11}I & \sigma^{12}I & \dots & \sigma^{1M}I\\ \sigma^{21}I & \sigma^{22}I & \dots & \sigma^{2M}I\\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots\\ \sigma^{M1}I & \sigma^{M2}I & \dots & \sigma^{MM}I\end{bmatrix}\begin{bmatrix}Z_1 & 0 & \cdots & 0\\ 0 & Z_2 & \cdots & 0\\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots\\ 0 & 0 & \cdots & Z_3\end{bmatrix} \quad (۲۱)$$

و

$$\bar{W}=\begin{bmatrix}W_1'\\ W_2'\\ \vdots\\ W_M'\end{bmatrix}=\begin{bmatrix}W_{11} & W_{21} & \dots & W_{T1}\\ W_{12} & W_{22} & \dots & W_{T2}\\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots\\ W_{1M} & W_{2M} & \dots & W_{TM}\end{bmatrix} \quad (۲۲)$$

حال برای تخمین زننده 3SLS ابتدا $\bar{W}$ معادل $\hat{Z}$ تعریف می‌شود:

$$\bar{W}=\hat{Z}=\begin{bmatrix}Z_1 & 0 & \cdots & 0\\ 0 & Z_2 & \cdots & 0\\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots\\ 0 & 0 & \cdots & Z_3\end{bmatrix}= \quad (۲۳)$$
$$\begin{bmatrix}X(X'X)^{-1}X'Z_1 & \dots & 0\\ 0 & \ddots & 0\\ \vdots & & \vdots\\ 0 & \dots & X(X'X)^{-1}X'Z_M\end{bmatrix}$$

عبارت $\hat{Z}_j$ از یک تخمین زننده 2SLS به دست می‌آید که طبق آن $\hat{Z}_j$ روی تمام متغیرهای برون‌زا برازش می‌شود. به‌عبارت‌دیگر، اجزای Z_j، یعنی Y_j و X_j هریک روی X برازش می‌شود. که برای آن‌ها به ترتیب $\hat{Y}_j=X\hat{\Pi}_j$ و $\hat{X}_j=X\underline{\hat{\Pi}}_j=X_j$ به دست می‌آید. لذا، $\hat{Z}_j$ برابر است با:

$$\hat{Z}_j=[\hat{Y}_j \quad \hat{X}_j]=[X\hat{\Pi}_j \quad X\underline{\hat{\Pi}}_j]= \quad (۲۴)$$
$$[X(X'X)^{-1}X'Y_j \quad X(X'X)^{-1}X'X_j]$$

توجه شود که $\hat{\Pi}_j=X(X'X)^{-1}X'Y_j$ و $\underline{\hat{\Pi}}_j=X(X'X)^{-1}X'X_j$ است.

حال تخمین زننده IV عبارت است از:

$$\hat{\delta}_{IV}=\left(\hat{Z}'\hat{Z}\right)^{-1}\hat{Z}'Y \quad (۲۵)$$

با توجه به $\hat{Z}$ و نحوه تعیین آن، تخمین زننده فوق یک تخمین زننده 2SLS است. اگر همبستگی بین جملات خطای معادلات در نظر گرفته شود، آنگاه بایستی از یک تخمین زننده GLS نیز بر مبنای ماتریس $\bar{\Sigma}=\Sigma\otimes I_T$ استفاده شود. این تخمین زننده را 3SLS می‌گویند (Souri, 2015):

$$\hat{\delta}_{3SLS} = \left[\hat{Z}'(\Sigma^{-1} \otimes I)Z\right]^{-1}\hat{Z}'(\Sigma^{-1} \otimes I)Y \qquad (۲۶)$$

۵- نتایج تخمین

آزمون ریشه واحد دیکی-فولر با شکست ساختاری به‌منظور بررسی مانایی متغیرهای مورداستفاده در معادلات بیانگر مانایی در سطح در همه متغیرها، غیر از نوآوری سرانه، شدت سرمایه، حجم پول و نرخ سود اعتبارات پرداختی بوده است که با یک‌بار تفاضل گیری مانا می‌شوند. ازآنجاکه متغیرهای معادلات تولید ناخالص داخلی همگی مانا هستند نیازی به آزمون هم انباشتگی برای آن‌ها نیست. اما معادلات نوآوری با استفاده از آزمون هم انباشتگی جوهانسون-یوسیلیوس بررسی‌شده‌اند. نتیجه بررسی انجام‌شده بیانگر وجود حداقل یک بردار هم انباشتگی در معادلات برآوردی است. لذا، متغیرهای موجود در معادلات همگی در سطح برآورد شده‌اند. جداول آزمون‌های ریشه واحد و هم انباشتگی در پیوست ارائه‌شده است.

همانطورکه در **جدول ۱** مشاهده می‌شود، افزایش حجم پول در برآورد معادلات نوآوری سرانه اثر منفی و معناداری بر این متغیر داشته است. به‌عبارت‌دیگر، سیاست پولی اعمال‌شده توسط بانک مرکزی در بازه زمانی موردمطالعه در جهت گسترش نوآوری عمل‌نکرده است. بنابراین، شواهد کافی برای رد فرضیه اول مبنی بر اثر منفی سیاست پولی بر نوآوری در بازه زمانی موردمطالعه یافت نشده است. هرچند این نتیجه با مطالعات چن (۲۰۱۸) و چو و کوزی (۲۰۱٤) کوستاماگنا (۲۰۱۵) همسو است اما با مطالعات ژنگ و همکاران (۲۰۱۸)، موران و کورالتو (۲۰۱۸)، وان و ژانگ (۲۰۱٦) و آمور و همکاران (۲۰۱۳) هم‌راستا نیست. به‌منظور تبیین چرایی بروز چنین پدیده‌ای باید توجه داشت ارتباط بین سیاست پولی و رفتار کنشگر اقتصادی در یکی از حالات زیر قرار می‌گیرد:

I. سیاست پولی بدون توجه به بازار عوامل جدید تولید و تنها به‌منظور رفع احتیاجات آنی دولت اعمال می‌شود.
II. هدف سیاست‌گذار بهبود بازار عوامل جدید تولید است اما سیاست اعمال‌شده منطبق با هدف نیست.
III. هدف سیاست‌گذار و سیاست اعمال‌شده بر یکدیگر منطبق هستند.

در توضیح حالت اول توجه به این نکته مهم است که رشد اقتصادی بدون توجه به بازار عوامل جدید تولید، شامل نوآوری، کارآفرینی، سرمایه انسانی و...، در دنیای کنونی امکان‌پذیر نخواهد بود. افزایش سهم این عوامل در تابع تولید در تناسب با عوامل سنتی تولید ضمن تسهیل گسترش اقتصاد دانش‌بنیان، در توسعه اقتصادی و به‌تبع آن تغییر در ماهیت عوامل سنتی تولید نیز اثرگذار خواهد بود.

آنچه از برآوردهای انجام‌شده در **جدول ۱** مشاهده می‌شود آن است که سیاست اعمال‌شده در بازه زمانی موردبررسی موجب اثر منفی بر نوآوری شده است. به‌عبارت‌دیگر، سیاست مذکور یکی از حالات اول و دوم بوده است. درصورتی‌که سیاست اعمال‌شده از نوع دوم باشد، شرایط به‌گونه‌ای است که یافتن مسیر درست می‌تواند موجبات تغییر در اثر سیاست پولی بر نوآوری را پدید آورد. به‌عبارت‌دیگر، در ارتباط با حالت دوم سیاست‌گذار به اهمیت موضوع واقف بوده اما در انتخاب مسیر دچار اشتباه شده است. اما اگر سیاست پولی موردبررسی در بازه موردنظر از نوع اول بوده باشد ابتدا باید سیاست‌گذار متوجه اهمیت مسئله شود و پس‌ازآن سیاست متناسب اتخاذ شود. در این صورت وظیفه اقتصاددانان است که سیاست‌گذار را از تبعات بی‌توجهی به موضوع مطلع سازند. ازسوی‌دیگر اثر نرخ سود اعتبارات بانکی بر نوآوری نیز منفی بوده است که با کانال معرفی‌شده برای نوآوری در بخش مبانی نظری همسو نیست. به‌عبارت‌دیگر، انتظار بر آن بود که با افزایش نرخ سود اعتبارت به سبب کاهش قیمت نسبی نوآوری به سرمایه فیزیکی تقاضا برای نوآوری افزایش یابد. در توضیح اثر یادشده توجه به چند نکته ضروری است. نخست، همانطورکه امیدی و همکاران (۱۳۹۷) نشان داده‌اند، به دلیل عدم اعتماد تولیدکننده به نوآوری داخلی در کشورهای درحال‌توسعه این احتمال وجود دارد که با کاهش قیمت نسبی نوآوری با افزایش سود اعتبارت بانکی تولیدکننده تقاضای نوآوری خارجی را افزایش داده باشد. دودیگر، شیوه اثرگذاری سیاست مذکور بر قیمت سایر عوامل تولید نیز به شیوه‌ای است که درباره نوآوری بیان شد، لذا اثر نهایی افزایش نرخ سود اعتبارت بانکی بر تقاضای نوآوری برآیند همه این موارد خواهد بود. سه دیگر، کانال معرفی‌شده برای اثر سیاست پولی بر نوآوری بیانگر کاهش نرخ بهره به‌واسطه افزایش حجم پول است. این در صورتی است که در اقتصاد ایران ارتباط بین حجم پول و نرخ سود اعتبارات بانکی منقطع بوده و هریک به‌صورت مجزا تعیین

می‌شوند. لذا، صحت تجربی کانال نوآوری باید توسط داده‌های مربوط به کشورهایی سنجیده شود که چنین انقطاعی بین دو جزء اساسی کانال معرفی‌شده در آن‌ها رخ نداده باشد.

نتیجه حاصل‌شده از برآوردهای انجام‌شده بیانگر آن است که سیاست پولی اعمال‌شده توسط بانک مرکزی بر GDP و GDP-بدون نفت ایران از کانال نوآوری منفی بوده است. در این صورت شواهد کافی در رد فرضیه سوم تحقیق مبنی بر منفی بودن اثر سیاست مذکور بر تولید ناخالص داخلی از کانال نوآوری در بازه زمانی موردمطالعه یافت نشده است. به‌عبارت‌دیگر، افزایش حجم پول با تغییر در قیمت‌های نسبی موجب عدم اقبال تولیدکننده به نوآوری شده و از این طریق با کاهش و عدم بسط بازار نوآوری، به‌ویژه در حوزه تجاری‌سازی، بر تولید اثر منفی برجای گذاشته است.

همچنین، در برآوردهای انجام‌شده اثر افزایش تولید ناخالص داخلی با نفت و بدون نفت بر نوآوری مثبت و معنادار برآورد شده است. ضرایب به‌دست‌آمده نشان‌دهنده میزان اهمیت این شاخص در بهبود نوآوری است. درواقع، افزایش تولید ناخالص داخلی عامل مهمی در افزایش تقاضا برای نوآوری محسوب می‌شود. این نتیجه بامطالعه کاسپریک و دورن[4] (۲۰۱۷) همسو است.

افزایش شدت سرمایه نیز در برآوردهای انجام‌شده اثر مثبت و معناداری بر نوآوری سرانه داشته است. به‌واقع، افزایش نسبت سرمایه به نیروی کار در بازه زمانی موردمطالعه با تغییر جهت فناوری تولید از کاربر به سرمایه‌بر موجب افزایش تقاضا برای نوآوری شده است. هرچند یافته‌های سینایا و رث[5] (۲۰۱۸) و پینداردو و همکاران (۲۰۱۰) اثر شدت سرمایه‌بر نوآوری در سطح بنگاه را منفی نشان می‌دهد. دلیل ارائه‌شده از جانب مطالعات یادشده آن است که افزایش شدت سرمایه احتمال کنار گذاشتن نوآوری داخلی در بنگاه را افزایش می‌دهد. بنگاه‌های واجد شدت سرمایه بیشتر با مشکلات مالی بیشتری دست‌به‌گریبان هستند که این امر تأمین هزینه نوآوری را به نفع تأمین هزینه استهلاک کاهش خواهد داد. این توضیح زمانی که بنگاه متکی به نوآوری بوده و از این طریق قدرت رقابت‌پذیری بالایی نیز داشته باشد نمی‌تواند توضیح پذیرفتنی باشد. چراکه در این حالت افزایش سود بنگاه موجب رفع نگرانی بابت تأمین مالی خواهد شد. در ضمن استدلال ارائه‌شده توضیحی در رد امکان افزایش نوآوری با افزایش شدت سرمایه با توجه به دیدگاه ارو (۱۹۶۲) ارائه نمی‌دهد.

---

[4] Kacprzyk & Doryń
[5] Seenaiah and Rath

جدول ۱. نتایج تخمین معادلات نوآوری
مأخذ: محاسبات تحقیق

Table 1. Estimation Results of the Innovation Equations
Source: Author's Computation

متغیر	معادله ۱	معادله ۲	معادله ۳	معادله ٤
GDP	٤/٤٤	۷/٤٦		
	]۰/۰۰۰[	]۰/۰۰۰[		
-بدون نفتGDP			٤/۲٤	۸/۳٦
			]۰/۰۰۰[	]۰/۰۰۰[
شدت سرمایه	۲/۸۳	۲/۷٦	۳/٤۳	۱/٦۲
	]۰/۰۰۱[	]۰/۰۰۰[	]۰/۰۰۰[	]۰/۰۳۱[
سرمایه انسانی	۰/۸۲۱	۰/٦٦۱	۰/۳٤۳	۰/۳٥٥
	]۰/۰٦۲[	]۰/۰۱۰[	]۰/٤٦۱[	]۰/۳۰۷[
حجم پول		-۰/٦٤۲		-۱/۰۲
		]۰/۰۰۰[		]۰/۰۰۰[
نرخ سود اعتبارات پرداختی	-۲/۲۲		-۲/۳۰	
	]۰/۰۰۰[		]۰/۰۰۰[	
عرض از مبدأ	-٥۹/٤۲	-۹٥/٤۳	-٥۹/٥۹	-۱۱۲/۲
	]۰/۰۰۰[	]۰/۰۰۰[	]۰/۰۰۰[	]۰/۰۰۰[
R^2	]۰/۹٥۲[	]۰/۹۳۳[	]۰/۹۲۲[	]۰/۹۳۱[
RMSE	]۱/۳۱[	]۱/۸۳[	]۲/٦٥[	]۲/۳٤[

جدول ۲. نتایج تخمین معادلات GDP و GDP- بدون نفت
مأخذ: محاسبات تحقیق

Table 2. Estimation Results of the GDP & GDP/Oil Equations
Source: Author's Computation

متغیر	معادله ۱	معادله ۲	معادله ۳	معادله ٤
نوآوری سرانه	۰/۱۰۳	۰/۱۱٤	۰/۱۱٤	۰/۱۲۵
	]۰/۰۰۰[	]۰/۰۰۰[	]۰/۰۰۰[	]۰/۰۰۰[
اشتغال	۰/۱۹۱	۰/٤٦۲	۰/۲۱٦	۰/۱۲۳
	]۰/۰۲٦[	]۰/۰۰۰[	]۰/۰۲٦[	]۰/۱۰۹[
انباشت سرمایه خالص	۰/۰۸۰	۰/۰۲٤	۰/۱۰۳	۰/۱۰۹
	]۰/۰۰۰[	]۰/۰۰۰[	]۰/۰۰۰[	]۰/۰۰۰[
عرض از مبدأ	۹/٤۷	۵/۸٦	۹/۹۳	۱۱/۵۳
	]۰/۰۰۰[	]۰/۰۰۰[	]۰/۰۰۰[	]۰/۰۰۰[
R^2	]۰/۹۸۸[	]۰/۹۷۷[	]۰/۹۸۹[	]۰/۹۹۰[
RMSE	]۰/۰۱٤[	]۰/۰۳۰[	]۰/۰۲٦[	]۰/۰۲٤[

همانطورکه در **جدول ۲** مشاهده می‌شود، اثر نوآوری سرانه بر تولید ناخالص داخلی با نفت و بدون نفت در همه معادلات برآورد شده مثبت و معنادار است. ازاین‌روی، شواهد کافی در رد فرضیه دوم مبنی براثر مثبت نوآوری بر GDP و GDP- بدون نفت یافت نشد. اثر مثبت نوآوری به‌عنوان یکی از مهم‌ترین عوامل جدید تولید بر تولید ناخالص داخلی نویدبخش ورود به عرصه اقتصاد دانش‌بنیان است. همانطورکه مالپاس (۲۰۰٤) بیان می‌کند، در عصر کنونی تقسیم قدرت جهانی به میزان تولید و مصرف دانش در هر جامعه در تناسب با دیگر جوامع بستگی دارد. لذا، بهبود اثرگذاری نوآوری بر تولید ناخالص داخلی می‌تواند نشان از اهمیت یافتن این عامل در فرآیند تولید داشته باشد. این نتیجه با مطالعات مارادانا و همکاران (۲۰۱۹)، پسه و همکاران (۲۰۱۵) و پتراریو و همکاران (۲۰۱۳) همسو است. همچنین، اثر اشتغال و انباشت سرمایه فیزیکی بر تولید ناخالص داخلی مطابق با تئوری مثبت و معنادار برآورد شده است. این نتیجه با مطالعات آکیگز و بن علی (۲۰۱۹) و قائد و همکاران (۱۳۹۸) همسو است.

۶- نتیجه‌گیری و ارائه توصیه‌های سیاستی

امروزه اقتصاد دانش‌بنیان به‌عنوان موضوعی مهم در ترسیم نقشی که کشورهای مختلف در آینده اقتصاد جهانی ایفا خواهند کرد از اهمیت بیشتری در قیاس با گذشته برخوردار شده است. کشورهایی در آینده نقش مهم‌تری در اقتصاد جهانی بر عهده خواهند داشت که در تولید و کاربست دانش از دیگران پیشی گرفته باشند. همچنین، میزان تولید و کاربست دانش به‌عنوان یکی از مهم‌ترین شروط توسعه برای کشورهایی که درحال‌توسعه خوانده می‌شوند نیز بیش از پیش اهمیت دارد. لذا، برای کشوری چون ایران که در منطقه‌ای خاص و تحت شرایطی خاص[۶] روزگار می‌گذراند تسهیل شرایط گسترش اقتصاد دانش‌بنیان امری حیاتی است. به این منظور در پژوهش پیش‌روی تلاش شده است سیاست پولی بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران از سال ۱۳۵۷ تا ۱۳۹۵ با این رویکرد که «آیا سیاست مذکور در راستای تقویت بازار نوآوری، به‌عنوان یکی از ارکان مهم اقتصاد دانش‌بنیان، بوده است یا خیر» موردبررسی قرار گیرد. نتیجه مطالعه انجام‌شده نشان می‌دهد سیاست پولی اعمال‌شده در طی سال‌های موردمطالعه نه‌تنها گسترش بازار نوآوری را هدف نداشته، بلکه بر تقاضای این عامل اثر منفی نیز داشته است. به‌طوری‌که اثر سیاست مذکور بر نوآوری منفی و معنی‌دار بوده است. دلیلی که برای اثر منفی سیاست پولی بر تولید ناخالص داخلی از کانال نوآوری می‌توان اقامه کرد به نوع هدف‌گذاری سیاست پولی توسط بانک مرکزی مربوط می‌شود. ازآنجاکه بنا بر ماده ۱۰ قانون پولی و بانکی مصوب ۱۳۵۱/۰٤/۱۸ یکی از اهداف بانک مرکزی کمک به رشد اقتصادی ذکرشده است، انتظار می‌رود سیاست‌های بانک مرکزی با این هدف هماهنگ باشد. اما آنچه از نتایج برآوردهای انجام‌شده مشاهده می‌شود آن است که بانک مرکزی در تعیین سیاست پولی توجه چندانی به رشد اقتصادی از جانب گسترش بازار عوامل تولید نداشته است. ازاین‌روی، همانطورکه در بخش مبانی نظری ذکر شد، با تداخل در قیمت‌ها نسبی نوآوری و سرمایه فیزیکی تقاضای تولیدکننده به سمت جانشینی حداکثری سرمایه فیزیکی به‌جای نوآوری بوده است. این تحلیل در رابطه با شیوه ارتباط دیگر عوامل تولید نیز صادق است. به‌عبارت‌دیگر، با تغییرات سیاستی در قیمت‌های نسبی عوامل

[۶] منطقه خاورمیانه همواره به عنوان ناحیه‌ای حیاتی در اقتصاد جهانی مطرح بوده و ثبات آن مورد توجه همه کشورهای جهان و به ویژه ایران قرار داشته است. از نظر شرایط نیز وجود تحریم از ابتدای استقرار دولت جمهوری اسلامی ایران کافی است که خاص بودگی را توجیه کند.

انتظار بر آن است که تولیدکننده عقلایی ترکیب عوامل تولید را به‌گونه‌ای موردبازنگری قرار دهد که کمترین هزینه را برای او داشته باشد. در این صورت، سیاست‌های اعمال‌شده تعیین خواهند کرد فرآیند تولید به سمت استفاده بیشتر از کدام عامل تولید حرکت کند. نکته قابل تأمل آن است که در بازه زمانی مورد مطالعه اثر نوآوری بر تولید ناخالص داخلی با نفت و بدون نفت مثبت و معنادار برآورد شده است. ازاین‌روی، پیشنهادات سیاستی به شرح زیر قابل‌ارائه است:

- بانک مرکزی باید نسبت به اثر سیاست‌های اعمالی بر بازار نوآوری آگاه بوده و اقدامات عاجلی در پایان دادن به شرایط موجود اتخاذ کند.

همچنین، بر عهده مشاورین اقتصادی بانک مرکزی است که سیاست‌های همسو با گسترش اقتصاد دانش‌بنیان را در فضایی غیرسیاسی و با نگاهی بلندمدت به سیاست‌گذار پیشنهاد کنند.

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

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

Funding: This article is funded by The Expediency Discernment Council Plan Information.

Reference

Acikgoz, S., & Ben Ali, M.S. (2019). Where does economic growth in the Middle Eastern and North African countries come from? *The Quarterly Review of Economics and Finance*, https://doi.org/10.1016/j.qref.2019.03.007

Aghdam, N., Dehghan, T, A., Rezaei, A. & Beik, M, H. (2011). The Effect of Innovation on Economic Growth: (A Case Study in Selected Islamic Countries). *Educational Administration Research*, 3(9), 159-182. (in Persian) Available at: https://jearq.riau.ac.ir/article_492.html?lang=en

Amore, M. D., Schneider, C., & Žaldokas, A. (2013). Credit supply and corporate Innovation. *Journal of Financial Economics*, 109(3), 835-855.

Arrow, K. J. (1962). The economic implications of learning by doing. *The Review of Economic Studies*, 29(3), 155-173.

Bayarcelik, E. B., & Taşel, F. (2012). Research and development: Source of economic growth. *Procedia-Social and Behavioral Sciences*, 58, 744-753.

Branson, W, H. (2018). *Macroeconomic Theory and Policy*. Ney Press. Tehran, Iran. (in Persian).

Chen, H. J. (2018). Innovation, FDI, and the long-run effects of monetary policy. *Review of International Economics*, 26(5), 1101-1129.

Chu, A. C., & Cozzi, G. (2014). R&D and economic growth in a cash-in-advance economy. *International Economic Review*, 55(2), 507-524.

Costamagna, R. (2015). Inflation and R&D investment. *Journal of Innovation Economics Management*, 17(2), 143-163.

Davoodi, P., Samsami, H. (2009). *The Economics of Money and Banking*. Beheshti University Press. Tehran, Iran. (in Persian).

Ghaed, E., Dehghani, A., Fattahy, M. (2019). The effect of Types renewable resources on the economic growth of Iran. *Economic Growth and Development Research*. 9(35): 137-148.

Kacprzyk, A., & Doryń, W. (2017). Innovation and economic growth in old and new member states of the European Union. *Economic research-Ekonomska istraživanja*, 30(1), 1724-1742.

Malpas, S. (2004). *The postmodern*. Routledge.

Maradana, R. P., Pradhan, R. P., Dash, S., Zaki, D. B., Gaurav, K., Jayakumar, M., & Sarangi, A. K. (2019). Innovation and economic growth in European economic Area countries: The granger causality approach. *IIMB Management Review*. https://doi.org/10.1016/j.iimb.2019.03.002

Mishkin, F. S. (1995). Symposium on the monetary transmission mechanism. *Journal of Economic perspectives*, 9(4), 3-10.

Moran, P., & Queralto, A. (2018). Innovation, productivity, and monetary policy. *Journal of Monetary Economics*, 93(C), 24-41.

Omidi, V., Shahabadi, A., Mehregan, N. (2018). The Effect of Knowledge Spillover and Institutional Quality on the Innovation Growth in Selected OIC Countries. *Technology Development Management*. 4(6): 9-30. (in Persian). DOI: 10.22104/JTDM.2019.2862.1967

Omidi, V., Shahabadi, A., & Mehregan, N. (2018). Innovation drivers in developing countries. *Journal of the Knowledge Economy*, *11*(2), 707-720.

Pece, A. M., Simona, O. E. O., & Salisteanu, F. (2015). Innovation and Economic Growth: An Empirical Analysis for CEE Countries. *Procedia Economics and Finance*, 100(26), 461-467.

Petrariu, I. R., Bumbac, R., & Ciobanu, R. (2013). Innovation: a path to competitiveness and economic growth. The case of CEE countries. *Theoretical and Applied Economics*, 20(5(582)), 15-26.

Rabiei, M. (2008). The role of research and development in economic development of the countries. *Roshd-e-Fanafari*. 4(15): 35-40. (in Persian). Available at: http://roshdefanavari.ir/en/Article/13930609127201843

Romer, D. (2012). *Advanced macroeconomics*. McGraw-Hill, Irwin. Massachusetts: Boston.

Shahabadi, A., Rahnama, B. & Omidi, A. (2019). The Interaction of Oil Revenue with the Governance Index on the Formation of Physical Capital. *Quarterly Journal of Quantitative Economics (JQE)*, 15(3), 21-42. (in persian). DOI: 10.22055/JQE.2018.22611.1667

Seenaiah, K., & Rath, B. N. (2018). Determinants of Innovation in selected manufacturing firms in India: role of R&D and exports. Science, *Technology and Society*, 23(1), 65-84.

Souri, Ali. (2015). *Econometrics (Advanced). Second Volume. With Eveiws 8 and STATA 12 application.* Farhang Shenasi Press. Tehran. Iran. (in Persian).

Wan, J., & Zhang, J. (2016). Money and growth through Innovation cycles with leisure. *Economics Letters*, 148(C), 23-26.

Zheng, G., Wang, S., & Xu, Y. (2018). Monetary stimulation, bank relationship and Innovation: Evidence from China. *Journal of Banking & Finance*, 89(C), 237-248.

پیوست

جدول ۳. نتایج آزمون ریشه واحد با لحاظ شکست ساختاری
مأخذ: محاسبات تحقیق

Table 3. Unit root test result with structural break
Source: Author's Computation

متغیر	سطح- با عرض از مبدأ و روند	تفاضل مرتبه اول- با عرض از مبدأ و روند
نیروی کار	[۰/۰۲۲]	-
موجودی سرمایه خالص	[۰/۰۵۴]	-
شدت سرمایه	[۰/۰۱] >	-
GDP	[۰/۰۴۷]	-
بدون نفتGDP-	[۰/۰۱۰]	-
نوآوری سرانه	[۰/۳۲٤]	[۰/۰۱] >
حجم پول	[۰/۲۰٤]	[۰/۰۱] >
نرخ سود اعتباراتی پرداختی	[۰/۹۰۲]	[۰/۰۱] >

جدول ٤. آزمون هم انباشتگی معادلات نوآوری
مأخذ: محاسبات تحقیق

Table 4. Integration tests of Innovation Equation
Source: Author's Computation

معادله نوآوری	
[۰/۰۰۱]	**معادله (۱)**
[۰/۰۰۳]	**معادله (۲)**
[۰/۰۰۱]	**معادله (۳)**
[۰/۰۰۰]	**معادله (٤)**

جدول ۵. آمار توصیفی متغیرهای مورداستفاده
مأخذ: محاسبات تحقیق

Table 5. Descriptive Statistics
Source: Author's Computation

متغیر	میانگین	انحراف معیار	کمینه	بیشینه
GDP	۱۲/۵۵	۰/۳۵۰	۱۲/۰۷	۱۳/۲۱
-بدون نفتGDP	۱۳/۷۵	۰/٤۱٦	۱۳/۱۷	۱٤/٤۵
نوآوری سرانه	-۱۰/٦۵	۱/۳۱	-۱۲/۰۷	-۸/٤۱
نرخ سود اعتبارات پرداختی	۲/٤۸	۰/۲۷٤	۲/۰۷	۳/۱۳
حجم پول	۱۰/٤۵	۲/۱٦	۷/۰۹	۱٤/۰۸
نیروی کار	۱٦/۸۲	۰/۲۲۷	۱٦/٤۷	۱۷/۱۱
موجودی سرمایه خالص	۱۳/٤۷	۲/۲۸	۹/۸۵	۱۷/۲۳
شدت سرمایه	-۱/۱۹	۰/۲٤	-۱/۵٤	-۰/۷٦

جدول ٦. آزمون ناهمسانی واریانس معادلات نوآوری
مأخذ: محاسبات تحقیق

Table 6. Heteroscedasticity Tests of Innovation Equation
Source: Author's Computation

معادلات	ناهمسانی واریانس
معادله (۱)	[۰/۵٦۱]
معادله (۲)	[۰/۲۷٦]
معادله (۳)	[۰/٦۳۳]
معادله (٤)	[۰/۳۹٤]

جدول ۷. آزمون ناهمسانی واریانس معادلات تولید ناخالص داخلی
مأخذ: محاسبات تحقیق

Table 7. Heteroscedasticity Tests of GDP Equation
Source: Author's Computation

معادلات	ناهمسانی واریانس
GDP	[۰/۱٤۷]
بدون نفتGDP	[۰/۲٤٤]

جدول ۸. نتایج آزمون خودهمبستگی سیستم معادلات هم‌زمان، معادله اول
مأخذ: محاسبات تحقیق

Table 8. Residual Portmanteau Tests for Autocorrelations, First Equation
Source: Author's Computation

درجه آزادی	P-value	Q-star تعدیل شده	P-value	Q-star	تعداد وقفه
٤	۰/۱۲۹	۷/۱۱	۰/۱٤٦	٦/۸۰	۱
۸	۰/۰۳۰	۱٦/۹۹	۰/۰٤٤	۱۵/۸۲	۲
۱۲	۰/۰۲۸	۲۲/۸۹	۰/۰۵۱	۲۰/۹۵	۳
۱٦	۰/۰۳۱	۲۷/۹۹	۰/۰٦٦	۲۵/۱٦	٤
۲۰	۰/۰۵۱	۳۲/۲٦	۰/۱۱۵	۲۷/۷۳	۵
۲٤	۰/۰۹۵	۳۳/٤۳	۰/۲۰۷	۲۹/۳۳	٦
۲۸	۰/۱٤۸	۳۵/۷۷	۰/۳۱۸	۳۰/۹٦	۷
۳۲	۰/۲۲٦	۳۷/٦٤	۰/٤۵۷	۳۲/۱۸	۸
۳٦	۰/۳٤٦	۳۸/۳۲	۰/٦۳۱	۳۲/۵۹	۹
٤۰	۰/۵۱۰	۳۹/۰۹	۰/۷۷٤	۳۳/۰۲	۱۰

جدول ۹. نتایج آزمون خودهمبستگی سیستم معادلات هم‌زمان، معادله دوم
مأخذ: محاسبات تحقیق

Table 9. Residual Portmanteau Tests for Autocorrelations, Second Equation
Source: Author's Computation

درجه آزادی	P-value	Q-star تعدیل شده	P-value	Q-star	تعداد وقفه
٤	۰/۳۳۰	٤/٦۰	۰/۳۵٤	٤/٤۰	۱
۸	۰/۲۰٤	۱۰/۹۵	۰/۲۵۱	۱۰/۱۹	۲
۱۲	۰/۳٤۷	۱۳/۲۹	۰/٤۲٦	۱۲/۲۳	۳
۱٦	۰/۳۰۵	۱۸/۳۱	۰/٤۲٦	۱٦/۳۸	٤
۲۰	۰/٤٤۰	۲۰/۲۸	۰/۵۹۲	۱۷/۹۲	۵
۲٤	۰/۵۸۷	۲۱/۸٦	۰/۷٤٦	۱۹/۰۹	٦
۲۸	۰/٦۹۷	۲۳/٦۹	۰/۸۵۰	۲۰/۳٦	۷
۳۲	۰/۸۳۳	۲٤/۳۰	۰/۹۳٦	۲۰/۷٦	۸
۳٦	۰/۸۸٤	۲٦/۲۱	۰/۹٦۸	۲۱/۹۲	۹
٤۰	۰/۹۳۲	۲۷/۵٤	۰/۹۸٤	۲۲/٦۸	۱۰

جدول ۱۰. نتایج آزمون خودهمبستگی سیستم معادلات هم‌زمان، معادله سوم
مأخذ: محاسبات تحقیق

Table 10. Residual Portmanteau Tests for Autocorrelations, Third Equation
Source: Author's Computation

درجه آزادی	P-value	Q-star تعدیل شده	P-value	Q-star	تعداد وقفه
٤	۰/۰۵۳	۹/۳۱	۰/۰٦٤	۸/۸۷	۱
۸	۰/۰۵۰	۱۵/۵۰	۰/۰۷۰	۱٤/٤۷	۲
۱۲	۰/۱۷٦	۱٦/۳۳	۰/۲۳۱	۱۵/۱۸	۳
۱٦	۰/۳٤٤	۱۷/٦٤	۰/٤۳۵	۱٦/۲٤	٤
۲۰	۰/۳۲۰	۲۲/۳٦	۰/٤٦۷	۱۹/۸٤	۵
۲٤	۰/۰٤۷	۳٦/٦۰	۰/۱۸٤	۳۰/۰۱	٦
۲۸	۰/۰۳۵	٤۲/۹۷	۰/۱۹۲	۳٤/۲۵	۷
۳۲	۰/۰٤٤	٤٦/۷٦	۰/۲٦۳	۳٦/٦۰	۸
۳٦	۰/۰۷۵	٤۸/۸۳	۰/۳۸۷	۳۷/۷۸	۹
٤۰	۰/۱۳۰	۵۰/۱۳	۰/۵۳۹	۳۸/٤۷	۱۰

جدول ۱۱. نتایج آزمون خودهمبستگی سیستم معادلات هم‌زمان، معادله چهارم
مأخذ: محاسبات تحقیق

Table 11. Residual Portmanteau Tests for Autocorrelations, Fourth Equation
Source: Author's Computation

درجه آزادی	P-value	Q-star تعدیل شده	P-value	Q-star	تعداد وقفه
٤	۰/۸٦٦	۱/۲٦	۰/۸۷٦	۱/۲۰	۱
۸	۰/۵۰۲	۷/۳۲	۰/۵۷۱	٦/٦۸	۲
۱۲	۰/۵۱۲	۱۱/۱۸	۰/٦۱٦	۹/۹۹	۳
۱٦	۰/۵۱۱	۱۵/۱۸	۰/٦۵۵	۱۳/۲۳	٤
۲۰	۰/۵۷۹	۱۸/۱۱	۰/۷٤۰	۱۵/٤٦	۵
۲٤	۰/٦٦۸	۲۰/٤٦	۰/۸٤۱	۱۷/۱٦	٦
۲۸	۰/۷۳٤	۲۲/۹٦	۰/۹۰۳	۱۸/۸۱	۷
۳۲	۰/۷۹۹	۲۵/۱۷	۰/۹٤۸	۲۰/۱۷	۸
۳٦	۰/۸۰٦	۲۸/۵۷	۰/۹٦٦	۲۲/۱۲	۹
٤۰	۰/۸۷۷	۲۹/۹۲	۰/۹۸٦	۲۲/۸۳	۱۰

فصلنامه‌ی اقتصاد مقداری (بررسی‌های اقتصادی سابق) زمستان ۱۴۰۰ ۱۸(۴) ۹۲-۶۷

فصلنامه‌ی اقتصاد مقداری

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

بررسی وضعیت چرخه‌ای سیاست‌های پولی و مالی در ایران

سید نظام الدین مکیان*، علی حسین صمدی**، جواد آماره***

* دانشیار اقتصاد، گروه اقتصاد، دانشکده ی اقتصاد، مدیریت و حسابداری، دانشگاه یزد، یزد، ایران (نویسنده مسئول).
** استاد اقتصاد، گروه اقتصاد، دانشکده ی اقتصاد، مدیریت و علوم اجتماعی، دانشگاه شیراز، شیراز، ایران.
*** دانشجوی دکتری اقتصاد، گروه اقتصاد، دانشکده ی اقتصاد، مدیریت و حسابداری، دانشگاه یزد، یزد، ایران.

اطلاعات مقاله	طبقه‌بندیJEL: E30, E52, E62
تاریخ دریافت: ۹ مهر ۱۳۹۸ تاریخ بازنگری: ۳ بهمن ۱۳۹۸ تاریخ پذیرش: ۱۲ بهمن ۱۳۹۸	واژگان کلیدی: سیاست پولی، SVAR ، الگوی خودرگرسیون برداری ساختاری، ایران
ارتباط با نویسنده (گان) مسئول: ایمیل: nmakiyan@yazd.ac.ir 0000-0002-8890-3890	آدرس پستی: یزد، دانشگاه یزد، دانشکده اقتصاد، مدیریت و حسابداری، گروه اقتصاد

اطلاعات تکمیلی:
این مقاله از رساله ی دکتری جوادآماره به راهنمایی سید نظام الدین مکیان و مشاوره علی حسین صمدی در دانشگاه یزد است.

قدردانی: از تمامی افراد و موسساتی که در انجام این تحقیق مولف را مساعدت نمودند، قدردانی می‌شود.
تضاد منافع: نویسندگان مقاله اعلام می‌کنند که در انتشار مقاله ارائه شده تضاد منافعی وجود ندارد.
منابع مالی: این مقاله از پایان نامه دکتری آقای جواد آماره با عنوان بررسی اثر کیفیت نهادی بر رفتار پرخه ای سیاست های پولی در ایران در گروه اقتصاد دانشکده اقتصاد، مدیریت و حسابداری است که توسط معاونت پژوهشی دانشگاه یزد حمایت مالی شده است.

چکیده

توصیه پذیرفته‌شده در ادبیات اقتصادی این است که کشورها می‌بایست از سیاست‌های پولی و مالی مخالف چرخه‌ای استفاده نمایند. این توصیه اشاره‌ای به سطوح توسعه‌یافتگی کشورها نمی‌کند. بااین‌حال شواهدی وجود دارد که نشان می‌دهد کشورها با توجه به سطوح توسعه‌یافتگی خود از ابزارهای سیاستی به نحوی متفاوت در برخورد با چرخه‌های تجاری استفاده نموده‌اند. در این راستا پژوهش حاضر باهدف بررسی وضعیت چرخه‌ای سیاست‌های پولی و مالی در ایران انجام شده است. برای رسیدن به این هدف با استفاده از داده‌های دوره ۱۳۵۲ تا ۱۳۹۶ یک الگوی خودرگرسیون برداری ساختاری (SVAR) با سه متغیر برآورد شده است. نتایج برآورد مدل نشان می‌دهد که سیاست‌های پولی و مالی در ایران دارای رفتار مستقل از چرخه‌ها می‌باشند. نتایج به‌دست‌آمده همچنین نشان می‌دهند که این سیاست‌ها علیرغم ماهیت مستقل از چرخه خود، از توان تثبیت اقتصادی برخوردار بوده‌اند. به‌عبارت‌دیگر، هیچ همبستگی معنی‌داری بین تکانه‌های ساختاری پولی و تکانه‌های ساختاری ستاده (چرخه‌های تجاری) کشف نشد.

ارجاع به مقاله:

مکیان، سید نظام الدین، صمدی، علی حسین، آماره، جواد. (۱۴۰۰). بررسی وضعیت چرخه‌ای سیاست‌های پولی و مالی در ایران. *فصلنامه‌ی اقتصاد مقداری (بررسی های اقتصادی سابق)*، ۱۸ (۴), ۹۲-۶۷.

10.22055/JQE.2020.31264.2157

© 2022 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

فارغ از نگرش‌های نظری متفاوتی که در مورد اثرگذاری سیاست‌های پولی در اقتصاد وجود دارد، امروزه در وادی عمل ابزاری برای تأثیرگذاری بر متغیرها و ساختار اقتصاد قلمداد می‌شوند. اهداف اصلی از اجرای این دسته از سیاست‌های اقتصادی مانند سایر ابزارهای سیاستی، کنترل نوسانات نامطلوب اقتصادی و ایجاد ثبات نسبی در سطوح قیمت و حفظ تولید در اطراف مسیر بهینه خود است.

در مورد سیاست‌های پولی و تفاوت نحوه استفاده از ابزارهای پولی در پاسخ به چرخه‌های تجاری هیچ تفکیکی بین کشورها (برای مثال، بر مبنای سطح توسعه یافتگی و ...) در نظریه‌های اقتصادی صورت نگرفته است. در ادبیات اقتصادی این گونه بحث می‌شود که کشورها می‌بایست از سیاست‌های پولی مخالف-چرخه‌ای[1] استفاده کنند. به عبارت دیگر، توصیه می‌شود که مقامات پولی کشورها در زمان‌های رونق اقتصادی با افزایش نرخ بهره زمینه بروز تورم را از بین ببرند و در زمان رکود اقدام به کاهش نرخ‌های بهره کنند تا تولید را برای بازگشت به مسیر پایدار خود تهییج کنند. این توصیه به ویکسل (۱۹۰۷) نسبت داده می‌شود و علیرغم همه‌ی توسعه‌هایی که در قرن اخیر در زمینه نظریه‌های پولی اتفاق افتاده است، کماکان پابرجا و بدون منازعه باقی مانده است (Wicksell, 1907; Yakhin, 2007). این توصیه سیاستی در طرح شیکاگو[2] برای خروج از رکود بزرگ ۱۹۳۳ نیز وجود داشت و همچنین در مدل‌های IS و LM برخاسته از تفکر کینزی نیز از سیاست‌های پولی مخالف چرخه‌ای حمایت می‌شد. در ادامه نیز فیشر و فلپس و تیلور در حضور انتظارت عقلایی و حتی کینزین‌های جدید وودفورد، جیانونی و وودفورد همگی سیاست‌های پولی مخالف چرخه‌ای را برای تثبیت اقتصاد فعال می‌دانند و آن را توصیه می‌کنند (Fischer, 1977; Phleps & Taylor, 1977; Woodford, 2001; Giannoni & Woodford, 2002).

همچنین در این توصیه مؤکد سیاستی نیز اشاره‌ای به هیچ دسته‌بندی خاصی بین کشورها نشده است. با این حال شواهدی وجود دارد که نشان می‌دهد، کشورها با توجه به سطوح توسعه‌یافتگی (و یا دیگر شاخص‌های اقتصادی) خود از ابزارهای پولی به نحوی متفاوت در واکنش به چرخه‌های تجاری مشابه استفاده کرده‌اند. به عبارت دیگر، همانگونه

---

[1] Counter-cyclical

[2] Chicago plan

که بررسی مطالعات نشان می‌دهند کشورهای توسعه یافته در مواجهه با چرخه‌های تجاری سیاست‌های پولی مخالف چرخه‌ای را (و یا بعضاً مستقل از چرخه[3]) اجرا کرده‌اند و کشورهای در حال توسعه عکس این رویه را در پیش گرفته‌اند و سیاست‌های پولی موافق چرخه‌ای[4] را به اجرا گذاشته‌اند (Kaminsky, G., Reinhart, C. and Végh, C. 2004; Yakhin, 2007; Duncan, 2014). بررسی این مطالعات نشان می‌دهد که علیرغم توصیه-های صریح نظری در مورد وضعیت چرخه‌ای سیاست‌های پولی، یافته‌های تجربی حاکی از عدم تبعیت مجموعه‌هایی از کشورهای جهان از این توصیه‌ها است.

کاملا مشخص است که انتخاب نادرست سیاست در مواجهه با نوسانات اقتصادی می‌تواند بر عمق نوسانات اقتصادی بیافزاید و اقتصاد یک کشور را با مشکلات به مراتب بیشتری نسبت به قبل از اجرای سیاست مواجه کند. مطالعاتی مانند کامینسکی و همکاران و لین وجود دارد که نشان می‌دهند، سیاست‌های موافق چرخه‌ای اجرا شده در کشورهای در حال توسعه را می‌توان یکی از عوامل عمیق‌تر شدن نوسانات اقتصادی این کشورها قلمداد نمود. اما در همین زمینه مطالعاتی مانند هوآنگ و وی و یاخین نیز وجود دارند که نشان می‌دهند سیاست‌های اجرا شده در کشورهای در حال توسعه علیرغم ناهمخوانی با ادبیات پذیرفته شده‌ی موضوع، بهینه هستند. به عبارت دیگر، این مطالعات سعی کرده‌اند به نحوی توضیح دهند که در برخی از کشورها سیاست‌های پولی موافق چرخه‌ای، سیاست بهینه برای تثبیت اقتصادی می‌باشد (Kaminsky et al., 2004; Lane, 2003; Huang & Wei, 2006; Yakhin, 2007).

گرچه در مطالعات اقتصادی انجام گرفته در کشور پژوهشی دارای نگرشی مطابق با مباحث مطروحه فوق در رابطه با سیاست‌های پولی یافت نشد، ولی در ادبیات اقتصادی ایران می‌توان مطالعاتی را پیدا کرد که یافته‌های آن‌ها به مباحث فوق نزدیک است. برای مثال معدلت با انجام مجموعه‌ای از بررسی‌های آماری نتیجه می‌گیرد که سیاست‌های پولی(و مالی) در ایران نه تنها نتوانسته‌اند آثار سوء شوک‌های اقتصادی را کاهش دهند؛ بلکه خود به وجود آورنده این شوک‌ها بوده‌اند و وضعیت اقتصادی کشور را بدتر نموده‌اند (Madelat, 2001). اگر این یافته را در کنار یافته‌های کامینسکی و همکاران و لین که در بالا به آن‌ها

[3] Acyclical

[4] Pro-cyclical

اشاره شد، قرار دهیم می‌توان نتیجه گرفت که سیاست‌های پولی اجرا شده در ایران موافق-چرخه بوده‌اند و نتوانسته‌اند در زمینه تثبیت اقتصادی موثر باشند (Kaminsky et al., 2004; Lane, 2003). مطالعات دیگری نیز وجود دارند که می‌توان نتایج آن‌ها را به نحوی در جهت تأیید این وضعیت تفسیر نمود (برای مثال: سیف (۱۳۹۰)، جلالی نائینی (۱۳۹۱)، مزینی و قربانی (۱۳۹۲) و (۱۳۹۳)). همچنین سیف (۱۳۹۰) و مزینی و قربانی (۱۳۹۲) مجموعه‌ای از ویژگی‌های نهادی اقتصاد ایران (شامل بی‌اعتمادی مردم به سیاست‌های پولی، عدم استقلال بانک مرکزی و سلطه مالی دولت در اقتصاد) را دلیل بروز این پدیده در ایران می‌دانند. ضمن اینکه در همین راستا خوش اخلاق و همکاران (۱۳۸۸) با یک تحلیل تعادل عمومی قابل محاسبه [5]در ایران اثبات می‌کنند که پول در اقتصاد ایرا ن خنثی نیست.

در جمع‌بندی می‌توان چنین نتیجه گرفت: علیرغم خنثی نبودن پول در ایران، شواهدی وجود دارد که نشان می‌دهد سیاست‌های اقتصادی در ایران غیربهینه و موافق-چرخه هستند و ساختار نهادی ایران در وقوع این پدیده نقش دارد. اما روشن است که این استنباط نمی‌تواند استنباط قابل اتکایی باشد؛ گرچه اهمیت موضوع به هیچ وجه قابل چشم‌پوشی نیست.

با نگرشی برگرفته از مطالب فوق در پژوهش حاضر سعی خواهد شد تا ابتدا وضعیت چرخه‌ای سیاست‌های پولی در ایران به عنوان یک کشور در حال توسعه مورد شناسایی و بررسی قرار گیرد و سپس در مورد اثربخشی این سیاست‌ها شواهد موجود مرور شوند. برای رسیدن به این اهداف از یک چارچوب خودگرسیون برداری ساختاری (SVAR) استفاده شده است. با این چارچوب این امکان فراهم خواهد شد تا تکانه‌های دائمی عرضه را از تکانه‌های گذرای تقاضا تفکیک نمود. انجام این پژوهش می‌تواند بعدی دیگر از سیاست‌های پولی (که به نظر می‌رسد تاکنون در مطالعات تجربی داخلی مغفول مانده است) را مورد واکاوی قرار دهد. روشن است که نتایج این تحقیق در کنار سایر مطالعات انجام شده در مورد سیاست‌های پولی در ایران می‌تواند زمینه را برای تدوین و اجرای سیاست‌های کاراتر پولی فراهم کند.

[5] Computable General Equilibrium

مقاله حاضر در پنج بخش سازماندهی شده است. بخش دوم به پیشینه موضوع خواهد پرداخت. در بخش سوم روش تحقیق ارائه شده و بخش چهارم به نتایج تجربی اختصاص یافته است. بخش پنجم به جمع‌بندی و نتیجه‌گیری اختصاص یافته است.

۲- مبانی نظری و پیشینه پژوهش

سیاست پولی یک مفهوم یا استنباط کلی از ظرفیت‌ها، توان و ابزارهای نهاد سیاستگذار پولی و فرآیند اعمال سیاست (از طریق ابزارها) و تأثیر آن بر متغیرهای عمده اقتصادی است. در یک برداشت وسیع‌تر از سیاست پولی، می‌توان آن را وسیله‌ای برای رسیدن به اهداف دیگر(مهم‌تر)، مانند مساعدت به رشد تولید، تلقی کرد. در اغلب دیدگاه‌ها، وظیفه نهاد سیاست‌گذار پولی بیشینه کردن رشد اقتصادی و کمک به ارتقای سطح زندگی و رفاه است. بنابراین کراکت[6] اظهار می‌دارد که مشروعیت و مقبولیت سیاست پولی در آن است که به بهبود شرایط اقتصادی کشور کمک موثری نماید (Naini, 2015). در دهه‌های گذشته نگرش غالب بر آن بوده است که هر چند کنترل تورم هدف کلیدی نهاد سیاست‌گذار پولی است، اما با کنترل تورم و کاهش نااطمینانی می‌توان به رشد اقتصادی کمک نمود (Crockett, 1994; King, 2003). نظریه‌های پولی رایج در قرن بیستم بیشتر به موضوع کنترل حجم پول یا دیگر لنگرهای اسمی و استفاده از آن‌ها برای تأثیر گذاشتن بر متغیرهای کلان متمایل بوده است. رویکرد نوین سیاست پولی مبتنی بر سیاست‌گذاری بر اساس قاعده‌ی توأم با استصواب است. در این رویکرد، تعیین صریح هدف (کنترل تورم) یا اهداف (حداقل کردن شکاف میان تورم جاری و هدف‌گذاری شده و شکاف میان تولید جاری و بالقوه) و اعلان این اهداف به عموم و پیگیری سیاست‌های قاعده‌مند به منظور قفل کردن انتظارات تورمی و نگه داشتن اقتصاد در وضعیت تعادلی انجام می‌گیرد.

همانطور که در مقدمه نیز اشاره شد علیرغم تفاوت‌های موجود در دیدگاه‌های مختلف، توصیه پذیرفته شده در ادبیات اقتصادی این است که در زمان‌های رونق اقتصادی مقامات پولی کشورها با افزایش نرخ بهره زمینه بروز تورم را از بین ببرند و در زمان‌هایی که اقتصاد رکود را تجربه می‌کند، مقامات پولی اقدام به کاهش نرخ‌های بهره نمایند تا تولید را برای بازگشت به مسیر پایدار خود تهییج نمایند. به عبارت دیگر، آنچه در ادبیات موضوع

[6] Crockett

توصیه می‌شود، اتخاذ سیاست‌های پولی مخالف-چرخه‌ای است. اما برخی از مطالعات شواهدی از عدم تبعیت برخی گروه‌های کشوری از این توصیه ارائه نموده‌اند که در ادامه به آن‌ها اشاره خواهد شد.

کامینسکی و همکاران در پژوهش خود مدعی می‌شوند که پژوهش آن‌ها اولین پژوهش نظامند در بررسی تجربی ویژگی چرخه‌ای سیاست پولی در کشورهای در حال توسعه می‌باشد (Kaminsky, 2004). آن‌ها در پژوهش خود سعی کرده‌اند که با استفاده از داده‌های ۱۰۴ کشور تعاملات بین سیاست‌های پولی و مالی با جریان سرمایه را بررسی کنند و وضعیت چرخه‌ای این مفاهیم را مورد مطالعه قرار دهند. در این پژوهش تعاریف مقداری دقیقی از مفاهیم موافق چرخه‌ای و مخالف چرخه‌ای بر مبنای ضرایب همبستگی ارائه شده است. یافته اصلی این پژوهش این است که سیاست‌های پولی در اقتصادهای در حال ظهور رفتار موافق چرخه‌ای از خود به نمایش گذاشته‌اند. یعنی نرخ‌های سیاستی (نرخ بهره کوتاه مدت) در شرایط اقتصادی خوب کاهش یافته و در شرایط اقتصادی بد افزایش یافته است.

دوپلسیس و همکاران با هدف بررسی وضعیت سیاست‌های پولی و مالی در تقابل با نوسانات اقتصادی آفریقای جنوبی مطالعه‌ای را انجام داده‌اند. در این پژوهش از یک الگوی خودرگرسیون برداری ساختاری (SVAR) با سه متغیر ستاده، نسبت مخارج دولت به GDP و نرخ بهره واقعی جهت شناسایی تکانه‌های عرضه و تقاضای کل و همچنین تفکیک تکانه‌های تقاضا به تکانه‌های سیاست‌های پولی و مالی استفاده شده است. نتایج این تحلیل در بازه‌های زمانی مختلف متفاوت بوده است. اما عمده نتایج این پژوهش به عکس مطالعه کامینسکی و همکاران حاکی از مخالف چرخه‌ای بودن سیاست پولی و موافق چرخه‌ای بودن سیاست مالی در آفریقای جنوبی است (Kaminsky, 2004; Du Plessis, et al., 2007).

یاخین پژوهش خود را با این پرسش شروع می‌کند که آیا کشورها می‌بایست از سیاست پولی موافق چرخه‌ای استفاده نمایند یا از سیاست مخالف چرخه‌ای؟ به عبارت دیگر این محقق از بعد دیگری به موضوع چرخه‌ای بودن سیاست‌های پولی می‌پردازد. فرضیه اصلی این پژوهش این است که تفاوت در دسترسی به بازارهای مالی می‌تواند سبب تغییر سیاست پولی بهینه در این کشورها شود. وی برای آزمون این فرضیه یک الگوی استاندارد یک بخشی نیوکینزی از یک اقتصاد باز کوچک می‌سازد. الگو نشان می‌دهد، هنگامی که اقتصاد یک کشور بتواند به سهولت از بازارهای بین‌المللی قرض بگیرد و یا به آن قرض بدهد (فرض یکپارچگی مالی) سیاست بهینه پولی مخالف چرخه‌ای است. در حالیکه با فرض

خودکفایی مالی، یعنی هنگامی که اقتصاد دسترسی به بازارهای مالی ندارد، سیاست بهینه پولی موافق چرخه‌ای است (Yakhin, 2008).

بر خلاف یاخین، کالدرون و همکاران با پیشفرض غیربهینه بودن سیاست‌های موافق چرخه‌ای در کشورهای در حال توسعه سعی می‌کنند، چرایی بروز این اتفاق در این قبیل کشورها را توضیح دهند. این محققین با ارائه دیدگاهی متفاوت نسبت به مطالعات قبل از خود اشاره می‌کنند که سیاست‌های موافق چرخه‌ای می‌توانند خاستگاه سیاسی و نهادی داشته باشند و با استفاده از داده‌های ۱۱۵ کشور در حال توسعه و توسعه یافته (از جمله ایران) برای بازه زمانی ۱۹۸٤ تا ۲۰۰۸ درمی‌یابند که کیفیت نهادی یک نقش کلیدی در توانایی کشورها در به کارگیری سیاست‌های مخالف چرخه‌ای دارد. به عبارت دیگر، نتایج نشان می‌دهند که سیاست‌های اقتصاد کلان (اعم از پولی و مالی) در کشورهایی که از سطوح بالای کیفیت نهادی برخوردارند، مخالف چرخه‌ای است و در کشورهایی که سطوح پایینی از کیفیت نهادی را تجربه می‌کنند، موافق چرخه‌ای است (Yakhin, 2008; Calderon et al., 2010). دانکن ایده کالدرون و همکاران را بسط می‌دهد و با نگرشی مشابه با آن‌ها، در مطالعه خود به بررسی ارتباط بین کیفیت نهادی و چرخه‌ای بودن سیاست پولی و تلاطم (نوسان) ستاده می‌پردازد. نتایج بدست آمده از این تحلیل نیز حاکی از این است که تغییر کیفیت نهادی می‌تواند منجر به تغییر وضعیت سیاست‌های پولی در مواجهه با چرخه‌های تجاری شود (Duncan, 2014; Calderon, et al., 2010).

تورنتون و واسیلاکیس از مسیری دیگر سعی در توضیح چرایی اتخاذ سیاست‌های پولی مخالف چرخه‌ای نموده‌اند. این محققان در مطالعه‌ی خود به بررسی ارتباط اتخاذ رژیم هدف‌گذاری تورم بر وضعیت چرخه‌ای سیاست پولی در کشورهای در حال توسعه و توسعه‌یافته پرداخته‌اند. نتایج این تحلیل نشان می‌دهد که اتخاذ رژیم هدف‌گذاری تورم اثر معنی‌دار و قابل توجهی در بروز سیاست پولی مخالف چرخه‌ای دارد. به عبارت دیگر، در این پژوهش اهداف واسطه‌ای متفاوت، به عنوان خاستگاه تفاوت در رفتار چرخه‌ای سیاست‌ها در کشورهای مختلف معرفی شده است (Thornton & Vasilakis, 2017).

الافمی و ابیودان به بررسی وضعیت چرخه‌ای سیاست پولی و ارتباط این سیاست‌ها بر رشد اقتصادی و رشد صنعتی در نیجریه پرداخته‌اند. این تحلیل حاکی از این است که سیاست‌های پولی در نیجریه مخالف چرخه‌ای است. این محققین از نتایج تجربی به دست

آمده نتیجه می‌گیرند که سیاست‌های پولی در نیجریه مخالف چرخه‌ای بوده و توان تأثیرگذاری معنی‌دار بر رشد اقتصادی این کشور را داشته‌اند (Olufemi & Abiodun, 2018).

نواز و همکاران در مطالعه‌ای به بررسی تأثیر کیفیت نهادی بر وضعیت چرخه‌ای سیاست‌های پولی و مالی در کشورهای بنگلادش، هند، پاکستان و سریلانکا با استفاده از اطلاعات مربوط به بازه زمانی ۱۹۸٤ تا ۲۰۱۵ پرداخته‌اند. در این مطالعه از تکنیک‌های مختلف اقتصادسنجی با داده‌های پنل استفاده شده است. نتایج این مطالعه نشان می‌دهد که سیاست‌های پولی و مالی اجرا شده در تمام کشورهای مورد مطالعه با توجه به سطح کیفیت نهادی فعلی، مخالف چرخه‌ای بوده است. به عبارت دیگر، یافته‌های این پژوهش همخوانی زیادی با دیدگاه کالدرون و همکاران و دانکن ندارند (Nawaz et al., 2018; Calderon et al., 2010; Duncan, 2014).

بررسی مطالعات فوق نشان می‌دهد که در ادبیات موضوع کماکان نمی‌توان اجماعی در مورد مسائلی چون بهینه یا غیربهینه بودن سیاست‌های مخالف چرخه‌ای (و موافق چرخه‌ای)، چرایی رفتارهای چرخه‌ای متفاوت سیاست‌های پولی در کشورهای مختلف و حتی مسئله اثرگذاری سیاست‌ها ملاحظه نمود. این وضعیت سبب شده است تا امروزه موضوع رفتارهای چرخه‌ای سیاست‌ها (اعم از پولی و یا مالی) به یک حوزه فعال پژوهشی در ادبیات اقتصاد تبدیل شود.

بررسی مطالعات انجام شده در ایران نشان می‌دهد که تعداد قابل توجهی مطالعه در ایران به بررسی ابعاد مختلف سیاست‌های پولی پرداخته‌اند. در این میان مطالعات زیادی را می‌توان یافت که به ناکارآمدی و عدم موفقیت و حتی تأثیرات منفی و نامطلوب سیاست‌های پولی در ایران اشاره کرده‌اند. در این راستا معدلت بیان می‌کند که در ایران سیاست‌های پولی فعال به واسطه عدم استقلال بانک مرکزی از قوه مجریه در ایران وجود ندارد و سیاست‌های پولی اجرا شده در ایران در کوتاه مدت اثر معنی‌داری بر تولید نداشته‌اند و در دراز مدت دارای اثر منفی بوده‌اند (Madelat, 2001). مجتهد با مرور روند برخی از متغیرهای کلان اقتصادی در ایران نتیجه می‌گیرد که بانک مرکزی ایران در رسیدن به اهداف خود ناموفق بوده است. وی دلایل عمده این عدم موفقیت را حوادث قهری و بیرونی (مانند جنگ و تحریم‌ها)، غلبه سیاست‌های مالی بر سیاست‌های پولی و ضعف یا نبود ابزارهای مناسب پولی در ایران می‌داند (Mojtahed, 2009). کمیجانی و همکاران بیان می‌کنند که

به دلیل مسائل ساختاری، در اقتصاد ایران افزایش حجم نقدینگی (به عنوان یک شاخص از سیاست‌های پولی) نتوانسته است سرمایه‌گذاری و تولید را تحت تأثیر قرار دهد. این محققین معتقدند که نوسانات درآمدهای نفتی در ایران عملاً کنترل پایه پولی را از دست بانک مرکزی خارج کرده است (Komijani et al., 2013). کمیجانی و مشهدی احمد بیان می‌کنند که سیاست‌های پولی در ایران از آنجا که عمدتاً توأم با سرکوب مالی بوده‌اند، تأثیر منفی بر رشد اقتصادی داشته‌اند (Komijani & Mashhadi Ahmad, 2013). نتایج مطالعه دادگر و نظری نیز نشان می‌دهد که سیاست پولي با وجود ایجاد نوسانات مختلف، در کوتاه مدت تأثیر معني‌داری بر تولید ملي نداشته است و در دراز مدت اثر منفی بر رشد اقتصادی برجای گذاشته است (Dadgar & Nazari, 2015).

برخی دیگر از این مطالعات داخلی صراحتاً به تفاوت ساختار اقتصاد ایران و بنابراین نیاز به سیاست‌های متفاوت اشاره کرده‌اند. ختائی و سیفی‌پور در مطالعه‌ای با مرور شرایط خاص اقتصاد ایران به این نتیجه رسیده‌اند که اثرگذاری سیاست‌های پولی تقریباً غیر ممکن است. این محققان عنوان می‌کنند سیاست‌های پولی در ایران دنباله‌رو مخارج دولت و درآمدهای نفتی کشور است و نمی‌تواند در راستای حصول به اهداف معین سیاست پولی حرکت کند (Khataie & Seyfipour, 2006). کمیجانی و همکاران بیان می‌کنندکه بین سیاست‌های پولی در ایران و کشورهای توسعه یافته تفاوت وجود دارد (Komijani 2010 .et al). جلالی نائینی و نادریان اذعان می‌کنند که طراحی سیاست پولی و انتخاب رژیم ارزی مناسب تا حدود زیادی به ساختار اقتصادی و فضای اقتصاد سیاسی حاکم در هر کشور بستگی دارد. بنابراین نمی‌توان با اتکا به فروض استاندارد الگوها و تحلیل‌های اقتصادی ابزار و سیاست پولی مناسب برای ایران را تجویز کرد. آن‌ها بحث می‌کنند که نرخ بهره در اقتصادهایی که سطوح توسعه مالی پایینی را تجربه می‌کنند، نمی‌تواند ابزار خوبی برای تثبیت قلمداد شود (Jalali Naini & Naderian, 2016).

برخی دیگر از مطالعات بر تفاوت ابزارها و اهداف بانک مرکزی در ایران با سایر بانک‌های مرکزی در جهان متمرکز شده‌اند. در این زمینه مجتهد با مرور قوانین مرتبط با بانک مرکزی در ایران به این نتیجه رسیده است که قانون عملیات بانکی بدون ربا فعالیت و اهداف بانک مرکزی را با فعالیت نظام بانکی در هم آمیخته و وظایف متعددی را بر عهده بانک مرکزی گذاشته است که علاوه بر تداخل اهداف بانک مرکزی با نظام بانکی، بانک

مرکزی را در جهت دستیابی به اهداف متعدد در موقعیت دشواری قرار داده است (Mojtahed, 2009). کشاورز محمدیان و همکاران نیز بیان می‌کنند که ابزارهای عملیات بازار باز و نرخ تنزیل در ایران به دلیل وجود قانون بانکداری بدون ربا غیرقابل استفاده شده است و تنها ابزار (غیرمستقیم) باقی مانده برای اجرای سیاست‌های پولی نرخ ذخیره قانونی است (Keshavarz Mohammadian et al., 2014).

در این میان حتی می‌توان مطالعاتی را یافت که اذعان می‌دارند ابزارهای رایج اجرای سیاست‌های پولی در ایران می‌توانند بر متغیرهای هدف تأثیراتی مطابق تئوری و انتظارات بگذارند. در این زمینه در مطالعه‌ای اثر واقعی نرخ بهره را بر تراز تجاری و رشد اقتصادی و سرمایه گذاری شناسایی نموده است (Bidabad, 2005). شیرین بخش نیز اشاره می‌کند که شواهدی از نقش ضعیف سیاست‌های پولی در اقتصاد ایران وجود دارد (Shirinbakhsh, 2005).

مهدیلو و اصغرپور نیز با توجه به یافته‌های مطالعه خود توصیه می‌کنند که بانک مرکزی جهت کنترل تورم، رشد حجم پول را محدود نماید. زیرا با افزایش رشد پول، اثرگذاری پول بر تولید تغییر نکرده و تنها در بلندمدت موجب رشد بیشتر قیمت‌ها خواهد شد. از طرفی بدلیل اینکه کانال نرخ ارز در هر دو رژیم نقش منفی در انتقال پول بر تولید داشته‌است، لذا توصیه می‌گردد تا بانک مرکزی به منظور افزایش تولید، با کنترل سایر عوامل مؤثر بر نرخ ارز، از جهش و رشد بیشتر نرخ ارز جلوگیری نماید تا آثار منفی آن بر تولید را محدود نماید. (Mahdiloo & Asgharpur, 2020)

خوش‌اخلاق و همکاران در مطالعه خود نشان می‌دهند که با تغییر نرخ ذخایر قانونی در ایران ستاده ملی تغییر خواهد کرد و بنابراین نتیجه گرفته‌اند که در ایران پول خنثی نیست (Khoush Akhlag et al., 2009). مرزبان و همکاران نیز نشان داده‌اند که با تغییر نرخ بهره، تولید ناخالص داخلی، بیکاری، مصرف، سپرده بانکی و تورم تحت تأثیر قرار می‌گیرند (Marzban et al., 2018).

داوودی و باستان زاد بیان می کنند که *منافع اجتماعی سیاست پولی نامتعارف در گذر از بحران به شرطی که میزان ناکارآیی بانک مرکزی ناچیز بوده عملا مثبت تلقی شود. در تحلیل نهایی، استفاده محدود از ابزارهای غیرمتعارف سیاست پولی نسبت به ابزارهای متعارف در اقتصاد ایران، در زمان بحران مالی منجر به رشد پایدار تولید در سطوح پایین‌تری از تورم و نرخ بهره در میان مدت در اقتصاد ایران شده که عملا سطح رفاه بالاتری برای*

خانوارها ایجاد می‌نماید. چرا که استفاده از ابزارهای غیرمتعارف در فرآیند سیاستگذاری پولی از یکطرف سبب تنوع در ابزارهای سیاستگذاری و از طرف دیگر زمینه کاهش دامنه نوسانات ابزارهای متعارف سیاست پولی و متغیرهای متناظر هدف (تورم، رشد اقتصادی و ثبات مالی) در فضای اقتصاد کلان ایران را فراهم می سازد. (Davoudi & Bastanzad, 2019)

بررسی این طیف گسترده از مطالعات نشان می‌دهد که نمی‌توان با بررسی مطالعات تجربی انجام شده در ایران در مورد هیچکدام از ابعاد سیاست‌های پولی (اعم از کارآیی، انتخاب ابزار، پتانسیل اثرگذاری و ...) به یک جمع‌بندی رسید. مرتبط با موضوع این پژوهش بررسی این مطالعات نشان می‌دهد که هیچکدام از مطالعات انجام شده در کشور تاکنون به موضوع تبیین رفتار چرخه‌ای سیاست‌های پولی در ایران نپرداخته‌اند. البته مطالعه کسائی‌پور و عرفانی بدون بررسی رفتار محقق شده چرخه‌ای سیاست‌های پولی در ایران، با استفاده از یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی به این نتیجه رسیده‌اند که سیاست پولی بهینه در ایران مخالف چرخه‌ای است (Kasaipour & Erfani, 2018). با توجه به مطالعات مرور شده و خلاء موجود، در مطالعه حاضر سعی خواهد شد تا با روشی متفاوت به اثرگذاری و رفتار چرخه‌ای سیاست‌های پولی اجرا شده در کشور پرداخته شود.

۳- روش تحقیق

یکی از روش‌های مورد استفاده در ادبیات موضوع جهت به دست آوردن یک نماینده برای سیاست‌های پولی و مالی استفاده از الگوهای خودرگرسیون ساختاری (SVAR) است. در این روش از قیود شناسایی اضافی و تخمین ماتریس‌های ساختاری برای تبدیل اجزای خطای یک الگوی خودرگرسیون برداری (VAR) به تکانه‌های ساختاری ناهمبسته استفاده می‌شود. با داشتن تکانه‌های ساختاری می‌توان طیف وسیعی از تحلیل‌های VAR شامل واکنش ضربه‌ای، تجزیه واریانس پیش‌بینی، تجزیه تاریخی و دیگر تحلیل‌های علّی را انجام داد[۷]. قیود شناسایی که در این مقاله مورد استفاده قرار خواهند گرفت، قیود درازمدت است که در ادبیات موضوع به شاپیرو و واتسن و بلانچارد و کواه نسبت داده می‌شوند و بر مبنای ویژگی خنثایی در تئوری پویایی اقتصاد کلان بنا نهاده شده‌اند. نمایش تکنیکی که در ادامه

[۷] برای مثال به آمیسانو و جیانینی(۱۹۹۷) و مارتین، هارن و هریس (۲۰۱۳) رجوع شود.

برای معرفی این روش آمده است از مطالعه کلاریدا و گالی برگرفته شده است (Shapiro & Watson, 1988; Blanchard & Quah, 1989).

مدل تجربی مورد استفاده در این پژوهش شامل سه متغیر مانا است که در بردار (x_t) جای گرفته‌اند و $(\in_t)$ اشاره به یک بردار سه متغیره از اختلالات ساختاری دارد، فرض می‌شود که بردار x_t توسط مدل میانگین متحرک زیر تولید می‌شوند:

$$x_t = C_0 \in_t + C_1 \in_{t-1} + C_2 \in_{t-2} + \cdots \quad (۱)$$

که (C_0) اشاره به یک ماتریس ۳ در ۳ دارد که رابطه ساختاری همزمان (معاصر) بین سه متغیر سیستم را تعریف و معین می‌کند. چنین بحث می‌شود که اگر مدل توضیحی ارائه شده واقعاً داده‌ها را تولید کند، مدل میانگین متحرک ساختاری (و همچنین فرم تقلیل یافته تخمین زده شده) یک بردار MA(1) خواهد بود. البته یک مزیت مهم از راهکار بلانچارد و کواه برای شناسایی این است که لزومی ندارد صراحتاً در مورد پویایی‌های مدل اظهار نظر شود. در عوض، تنها از محدودیت‌های بلند مدت‌تر برای مدل استفاده خواهد شد تا ماتریس‌های C_i از داده‌ها شناسایی شود.

هنگامی که یک VAR با استفاده از سه متغیر موجود در مدل تخمین زده می‌شود، تخمین‌های مدل میانگین متحرک معادله (۱) به شکل مستقیم بازیابی نمی‌شوند. در عوض، مدل زیر تخمین زده می‌شود:

$$x_t = u_t + R_1 u_{t-1} + R_2 u_{t-2} + \cdots \quad (۲)$$

که (u_t) یک بردار از اختلالات فرم تقلیل یافته است. فرض می‌شود که یک ماتریس غیرمنفرد S وجود دارد به نحوی که $u_t = S \in_t$. با مقایسه (۱) با (۲) ملاحظه می‌شود که: $C_0 = S$, یعنی $C_1 = R_1 S,\ C_2 = R_2 S$ یعنی $C(L) = R(L)S$.

بنابراین:

$$u_t = C_0 \in_t \quad (۳)$$

علاوه بر بازیابی تخمین‌ها از پارامترهایی که نمایش فرم تقلیل یافته میانگین متحرک (۲) را تعریف می‌کنند، در مسیر به دست آوردن تکانه‌های ساختاری باید توجه داشت که می‌توان یک تخمین از ماتریس متقارن واریانس-کواریانس اختلالات فرم تقلیل یافته را نیز بازیابی کرد:

$$\sum = E(u_t u_t^{'}) \quad (۴)$$

روشن است که مدل (۱) کمتر از حد شناسا است؛ بنابراین امکانپذیر نیست که برآوردهایی از C_0 و به تبع آن از $\in_t$ به دست آورد بدون اینکه قیود اضافی تحمیل گردد. برای ملاحظه این موضوع فرض کنید، همانطور که در ادبیات موضوع رایج است، تکانه‌های ساختاری قطری دوطرفه[8] هستند و هر کدام دارای واریانس برابر یک هستند. بنابراین از (۳) و (٤) می‌توان نتیجه گرفت که:

$$\sum = E(u_t u'_t) = E(S \in_t \in_t' S') = SS' = C_0 C'_0 \quad (۵)$$

با توجه به تعداد متغیرها این معادله یک سیستم متشکل از ۹ معادله را نمایش می دهد که دارای ٦ مجهول، سه واریانس و سه کواریانس است که $\sum$ را تعیین می‌نمایند. بنابراین، سه محدودیت اضافی نیاز است تا C_0 شناسایی شود و سری‌های زمانی تکانه‌های ساختاری $\in_t$ و همچنین پویایی‌های سیستم ساختاری (که با $C_1, C_2, \ldots$ مشخص می‌شوند) تعیین گردند.

۲-۳- شناسایی طبق رویه بلانچارد و کواه

طبق پیشنهاد بلانچارد و کواه (۱۹۸۹) وضع محدودیت‌هایی بر روابط درازمدت بین سه متغیر می‌تواند طرح شناسایی را تکمیل نماید. همان‌طور که اشاره شد به سه قید برای شناسایی مدل نیاز است. با قرار دادن $C(l) = C_0 + C_1 + C_2 +$ و تبعیت از کلاریدا و گالی (۱۹۹٤) و دوپلسیس و همکاران (۲۰۰۷) فرض می‌شود که دو محدودیت اول از این محدودیت‌های بلند مدت مستلزم این است که تکانه‌های سیاست پولی و مالی تأثیر بلندمدتی بر GDP واقعی نداشته باشند (فروض خنثایی بلند مدت) همانطور که در معادله (٦) بیان شده است (Du Plessis et al., 2007):

$$C_{12}(l) = C_{13}(l) = 0 \quad (۶)$$

در نهایت، در تصریح قید سوم، فرض می‌شود که تأثیر بلند مدت سیاست پولی بر وضعیت سیاست مالی نیز برابر صفر باشد. به عبارت دیگر:

[8] mutually orthogonal

$$C_{23}(l) = 0 \quad (۷)$$

حال نشان داده خواهد شد که این سه قید بلند مدت اضافی، برای شناسایی ماتریس ساختاری C_0 جهت بازیابی پویایی‌های سیستم ساختاری که به وسیله $C_1, C_2, \ldots$ تعریف می‌شوند و همچنین تکانه‌های ساختاری $\in_t$ کافی هستند.

با قرار دادن $R_0 \equiv I,\ R_1 \equiv C_1 C_0^{-1},\ R_2 \equiv C_2 C_0^{-1}$ و به همین ترتیب، فرم میانگین متحرک تقلیل یافته (۲) که تخمین زده شده است را می‌توان به صورت زیر نوشت:

$$x_t = R_0 u_t + R_1 u_{t-1} + R_2 u_{t-2} + \cdots \quad (۸)$$

باید توجه داشت که $R(l) = R_0 + R_1 + R_2 + \square = C(l)C_0^{-1}$. حال اگر ماتریس زیر تشکیل شود:

$$R(l)\sum R(l)' \quad (۹)$$

این ماتریس را می‌توان از تخمین‌های $\sum$ و $R(l)$ که از فرم تقلیل یافته (۸) به دست آمده‌اند، محاسبه نمود. با استفاده از (۵) برای جایگزینی برای $\sum$ و تعریف $R(l)$ مشاهده می‌شود که:

$$R(l)\sum R(l)' = C(l)C(l)' \quad (۱۰)$$

حال اگر H برای اشاره به تجزیه چولسکی پائین مثلثی از $R(l)\sum R(l)'$ در نظر گرفته شود:

$$HH' = R(l)\sum R(l)' \quad (۱۱)$$

حال، قیود بلندمدت بیان می‌کنند که $C(l)$ نیز پایین مثلثی است. از آنجا که H تجزیه یکتای پایین مثلثی $R(l)\sum R(l)'$ است، ما داریم که:

$$C(l) = H \quad (۱۲)$$

از تعریف $R(l) \equiv C(l)C_0^{-1}$ ، (۱۲) بیان می‌کند که:

$$C_0 = R(l)^{-1}H \quad (۱۳)$$

بنابراین، این حقیقت که قیود بلندمدت مدل بیان می‌کنند که $C(l)$ پایین مثلثی است، می‌تواند برای شناسایی C_0 مورد استفاده قرار گیرد. در عمل رویه تجربی به این ترتیب است که ابتدا به سادگی مدل تقلیل یافته تخمین زده می‌شود و بر مبنای نتایج تخمین $R(l)$ را محاسبه می‌گردد، سپس ماتریس یکتای پایین مثلثی چولسکی H را محاسبه می‌کند که $HH' = R(l)\sum R(l)'$ را محقق می‌سازد و در ادامه $C_0 = R(l)^{-1}H$ قرار داده می‌شود. با معلوم بودن یک تخمین برای C_0، می‌توان پویایی‌های سیستم ساختاری که با $C_1, C_2, \ldots$

تعیین می‌شود را بازیابی نمود. همچنین سری‌های زمانی تکانه‌های ساختاری ϵ_t را نیز به دست آورد.

۴- نتایج تجربی

۴-۱- داده‌های مورد استفاده

بررسی مطالعات مختلف نشان می‌دهد که متغیرهای مختلفی به عنوان نماینده سیاست‌های پولی و مالی مورد استفاده قرار گرفته‌اند. روشن است که ابزار سیاست‌های پولی در کشورهای مختلف با توجه به محیط اقتصادی غالب، می‌تواند متفاوت باشد. مرور مطالعات داخلی نشان می‌دهد که حجم پول[۹] و نرخ بهره[۱۰] پرکاربردترین متغیرها برای نمایندگی سیاست‌های پولی در کشور هستند. در همین زمینه ختائی و سیفی‌پور (۱۳۸۵) با مرور ابزارهای مختلف سیاست پولی نتیجه می‌گیرند که حرکات عمده این ابزارها از نظر انبساطی و انقباضی بودن همخوان هستند. از طرف دیگر مطالعاتی چون مجتهد (۱۳۸۸)، کمیجانی و همکاران (۱۳۸۹) و دادگر و نظری (۱۳۹٤) به این نکته اذعان داشته‌اند که تبدیل درآمدهای ارزی نفت به ریال و ناتواني بانک مرکزی در خنثي سازی اثر این اقدام مالي، افزایش پایه‌ی پولي و در نهایت رشد نقدینگي را سبب مي‌شود. روشن است که بروز این رویه تفسیر حجم پول به عنوان یک متغیر نماینده سیاست پولی را با چالش مواجه می‌کند. علیرغم موارد مورد اشاره، با توجه به هدف پژوهش حاضر سعی خواهد شد تا هر دو متغیر مذکور به طور جداگانه در مدل وارد شوند. توجه شود که در مطالعه حاضر از متوسط نرخ بهره تسهیلات اعطائی به بخش‌های مختلف اقتصادی به عنوان نماینده نرخ بهره استفاده شده است. در این پژوهش همچنین از نسبت مخارج دولت به تولید ناخالص داخلی به عنوان نماینده سیاست مالی و

---

[۹] برای مثال مطالعات معدلت(۱۳۸۰)، نظری و گوهریان(۱۳۸۱)، ختائی و سیفی‌پور (۱۳۸۵)، شریفی رنانی و همکاران(۱۳۸۸)، قبادی و کمیجانی(۱۳۸۹)، ستوده نیا و عابدی(۱۳۹۲)، کشاورز محمدیان و همکاران(۱۳۹۳) و دادگر و نظری(۱۳۹۴) از تعاریف مختلف حجم پول به عنوان نماینده سیاست پولی استفاده کرده‌اند.

[۱۰] برای مثال مطالعات بیدآباد (۱۳۸۴)، ختائی و سیفی‌پور(۱۳۸۵)، صادقی و همکاران(۱۳۸۶)، طاهری فرد و موسوی آزاد کسمایی(۱۳۸۷)، قبادی و کمیجانی(۱۳۸۹)، کمیجانی و همکاران(۱۳۸۹) و مرزبان و همکاران(۱۳۹۵) از نرخ بهره به عنوان نماینده سیاست پولی استفاده نموده‌اند.

از تفاضل لگاریتم تولید ناخالص داخلی به عنوان نماینده نوسانات[11] ستاده استفاده شده است[12]. در بخش بعدی نتایج برآورد مدل با استفاده از داده‌های سالانه بازه زمانی ۱۳۵۲ تا ۱۳۹۶ ارائه شده است.

۴-۲- نتایج تجربی

همانطور که در بخش‌های پیشین نیز گفته شد برای یافتن نمایندگان تکانه‌های ساختاری ابتدا الگوی تقلیل یافته خودرگرسیون برداری با استفاده از سه متغیر موجود در الگو برآورد خواهد شد و سپس با استفاده از نتایج برآورد، ماتریس واریانس کواریانس اجزای اخلال و همچنین قیود بلند مدت تلاش خواهد شد تا ضرایبی برای تبدیل اجزای اخلال فرم تقلیل یافته به اجزای اخلال فرم ساختاری (تکانه‌های ساختاری) محاسبه گردد. نتایج انجام این رویه هنگامی که نماینده سیاست پولی نرخ بهره تلقی گردد، ماتریس $C_0 = S$ را به صورت زیر نتیجه می‌دهد:

$$S = \begin{bmatrix} ۰۵۸۲/۰ & ۰۲۲۴/۰ & ۰۰۹۵/۰- \\ ۰۱۰۱/۰- & ۰۰۸۰/۰ & ۰۰۱۵/۰- \\ ۰۰۵۵/۰ & ۰۴۲۸/۰ & ۰۹۱۳/۰ \end{bmatrix}$$

با استفاده از ماتریس فوق می‌توان تکانه‌های ساختاری را به دست آورد. سیاست‌های پولی و مالی می‌بایست پس از محاسبه تکانه‌های ساختاری برای تشخیص وضعیت چرخه‌ای ضرایب همبستگی بین انواع تکانه‌های ساختاری محاسبه گردند. نتایج این محاسبات در **جدول۱** ارائه شده است:

---

[11] fluctuations

[12] توجه شود که الزام به مانایی متغیرهای موجود در الگو و همچنین توجه به ادبیات موضوع در انتخاب متغیرها مد نظر قرار گرفته است.

جدول۱. ضرایب همبستگی بین تکانه‌های ساختاری: نرخ بهره به عنوان نماینده سیاست پولی
مأخذ: محاسبات تحقیق

Table 1. Correlation coefficient between structural impacts: Interest rate as proxy of monetary policy
Source: Research calculations

	تکانه‌های ساختاری عرضه	تکانه‌های ساختاری مالی	تکانه‌های ساختاری پولی
تکانه‌های عرضه	1		
تکانه‌های ساختاری مالی	1.56×10^{-14} [1.00]	1	
تکانه‌های ساختاری پولی	-2.6×10^{-14} [1.00]	3.41×10^{-14} [1.00]	1

توجه: اعداد داخل براکت ارزش احتمال آزمون آماری برابری ضریب همبستگی با صفر است.

Attention: Numbers in brackets are value of statistical test for zero equivalency of correlation Coefficient

در حالتی که نماینده سیاست پولی حجم پول قلمداد شود، ماتریس S به صورت زیر خواهد بود.

$$S = \begin{bmatrix} ۰۵۴۵/۰ & ۰۲۰۷/۰ & ۰۱۷۱/۰- \\ ۰۰۹۴/۰- & ۰۰۸۷/۰ & ۰۰۱۶/۰- \\ ۱۶۲۳/۰- & ۰۶۶۵/۰- & ۰۶۹۳/۱ \end{bmatrix}$$

و متعاقباً ضرایب همبستگی بین تکانه‌های ساختاری و سطوح معنی‌داری آن‌ها به شرح **جدول۲** به دست آمده است.

جدول۲. ضرایب همبستگی بین تکانه‌های ساختاری: حجم پول به عنوان نماینده سیاست پولی
مأخذ: محاسبات تحقیق

Table 2. Correlation coefficient between structural impacts: Money volume as proxy of Monetary policy
Source: Research calculations

	تکانه‌های ساختاری عرضه	تکانه‌های ساختاری مالی	تکانه‌های ساختاری پولی
تکانه‌های عرضه	1		
تکانه‌های ساختاری مالی	1.56×10^{-14} [1.00]	1	
تکانه‌های ساختاری پولی	-2.6×10^{-14} [1.00]	3.41×10^{-14} [1.00]	1

توجه: اعداد داخل براکت ارزش احتمال آزمون آماری برابری ضریب همبستگی با صفر است.
Attention: Numbers in brackets are value of statistical test for zero equivalency of correlation Coefficient.

نتایج ارائه شده در **جدول۱** و **جدول۲** نشان می‌دهند که مقادیر ضرایب همبستگی بین تکانه-های ساختاری پولی و مالی با تکانه‌های ساختاری عرضه بسیار کم و نزدیک صفر هستند. آزمون t برابری این ضرایب با صفر نشان می‌دهد که هیچ‌کدام از این ضرایب تفاوت معنی-داری با صفر ندارند. این یافته‌ها نشان می‌دهند که نمایندگان (ابزارهای) سیاست‌های پولی و مالی در ایران مستقل از چرخه‌های تجاری تغییر نموده‌اند. در مورد سیاست‌های مالی مطالعات صمدی و اوجی مهر (۱۳۹۰)، زارعی (۱۳۹٤) و قاسمی و مهاجری (۱۳۹٤) نیز عدم بروز رفتار مخالف چرخه‌ای در سیاست‌های مالی اجرا شده در کشور را تأیید نموده‌اند اما در مورد سیاست‌های پولی مطالعه‌ای که به این مهم پرداخته باشد، یافت نشد.

نتایج جداول اخیر ماهیت چرخه‌ای سیاست‌های پولی و مالی را در ایران روشن ساخت. اما هنوز این سوال به قوت خود باقی است که سیاست‌های اجرا شده در تثبیت اقتصادی نقش داشته‌اند یا خیر؟ در ادامه برای پاسخ به این سئوال از تکنیک فاکلر و مک میلان بر مبنای نتایج برآورد الگوی خودرگرسیون ساختاری استفاده خواهد شد. در این روش ابتدا سعی خواهد شد تا انحراف معیار متغیر ستاده‌ی برآورد شده در حضور سه تکانه ساختاری محاسبه گردد. سپس با حذف تکانه‌های ساختاری پولی از مدل مجدداً انحراف

معیار ستاده‌ی برآورد شده محاسبه گردد. مقایسه این دو مقدار انحراف معیار نشان می‌دهد که اجرای سیاست‌های پولی چه تأثیری بر تغییرات ستاده داشته است. به عبارت دیگر، اگر انحراف معیار ستاده در حضور تکانه‌های پولی بیشتر شده باشد، این موضوع نشان می‌دهد که سیاست‌های پولی نتوانسته‌اند در تثبیت اقتصادی موثر باشند (Fackler & McMillan, 1998). چنین رویه‌ای را می‌توان در مورد سیاست‌های مالی نیز اجرا نمود. نتایج این تحلیل در **جدول۳** ارائه شده است.

جدول۳. نتایج بررسی توان اثرگذاری سیاست‌ها
مأخذ: محاسبات تحقیق

Table 3. Results of Policies effectiveness
Source: Research calculations

	انحراف معیار ستاده در حضور سه نوع تکانه ساختاری	انحراف معیار ستاده با حذف تکانه‌های ساختاری پولی	انحراف معیار ستاده با حذف تکانه‌های ساختاری مالی
نرخ بهره نماینده سیاست پولی	۰/۰۳٦	۰/۰۳۷	۰/۰٤۲
حجم پول نماینده سیاست پولی	۰/۰٤۰	۰/۰٤۳	۰/۰٤٤

نتایج ارائه شده در **جدول۳** نشان می‌دهند که سیاست‌های پولی و مالی طی دوره مورد بررسی توانسته‌اند ستاده را تا اندازه‌ای تثبیت کنند و در صورت عدم اجرای این سیاست‌ها نوسانات تجربه شده در ستاده دامنه وسیع‌تری را تجربه می‌نمود. این نتایج همچنین نشان می‌دهند که نقش سیاست‌های مالی در تثبیت ستاده تا اندازه‌ای بیش از سیاست پولی بوده است. در بخش بعدی سعی خواهد شد تا به جمع‌بندی این موارد پرداخته شود.

۵- نتیجه‌گیری

پژوهش حاضر با هدف بررسی وضعیت چرخه‌ای سیاست‌های پولی و مالی انجام شد. در این پژوهش بیان شد که توصیه پذیرفته شده در ادبیات اقتصادی این است که کشورها می‌بایست از سیاست‌های پولی مخالف چرخه‌ای استفاده کنند. به عبارت دیگر، چنین

توصیه می‌شود که فارغ از سطح توسعه یافتگی، در زمان‌های رونق اقتصادی مقامات پولی کشورها با افزایش نرخ بهره زمینه بروز تورم را از بین ببرند و در زمان‌هایی که اقتصاد رکود را تجربه می‌کند، مقامات پولی اقدام به کاهش نرخ‌های بهره نمایند تا تولید را برای بازگشت به مسیر پایدار خود تهییج نمایند. اما در این مطالعه ضمن مرور برخی از مطالعات تجربی انجام شده در سال‌های اخیر بیان شد که بررسی این مطالعات نشان می‌دهند که علیرغم توصیه‌های صریح تئوریک در مورد وضعیت چرخه‌ای سیاست‌های پولی، یافته‌های تجربی حاکی از عدم تبعیت مجموعه‌هایی از کشورهای جهان از این توصیه‌ها می‌باشد و برخی از کشورهای در حال توسعه در مواجهه با چرخه‌های تجاری کشورهای در حال توسعه سیاست‌های پولی موافق چرخه‌ای و یا مستقل از چرخه‌ها را به اجرا گذاشته‌اند. با نگرشی برگرفته از این مطالعات تجربی در پژوهش حاضر سعی شد تا رفتار چرخه‌ای سیاست‌های پولی و مالی در ایران مورد بررسی و شناسایی قرار گیرد. برای این منظور از یک الگوی خود رگرسیون برداری ساختاری استفاده شد. نتایج به دست آمده در این پژوهش نشان می‌دهد که سیاست‌های پولی و مالی اجرا شده در ایران علیرغم اینکه در تثبیت اقتصادی نقش داشته‌اند ولی این سیاست‌ها مستقل از چرخه‌های تجاری به کار گرفته شده‌اند. به عبارت دیگر، هیچ همبستگی معنی‌داری بین تکانه‌های ساختاری پولی و تکانه‌های ساختاری ستاده (چرخه‌های تجاری) کشف نشد. روشن است که در این سطح تحلیل نمی‌توان دلایل روشنی برای چنین رخدادی ارائه نمود اما مرور انجام شده بر ادبیات موضوع نشان می‌دهد که حوادث قهری و بیرونی (مانند جنگ و تحریم‌ها)، غلبه سیاست‌های مالی بر سیاست‌های پولی، عدم استقلال بانک مرکزی، ضعف یا عدم‌وجود ابزارهای مناسب پولی در ایران و وابستگی شدید ابزارهای سیاست پولی به درآمدهای نفتی را می‌توان به عنوان علل احتمالی بروز این پدیده قلمداد نمود. با توجه به یافته‌های این پژوهش می‌توان به عنوان یک پیشنهاد سیاستی به مقامات پولی کشور متذکر شد که علاوه بر مجموعه ابزار، الگوی زمانی به کارگیری ابزارهای سیاست‌های پولی نیز در کشور نیازمند بازنگری است.

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: This article is from the dissertation of Mr. Javad Amareh entitled "Investigating the effect of institutional quality on cyclical behavior of monetary policies in Iran" in the Department of Economics, Faculty of Economics, Management and Accounting, which is financially supported by Vice Chancellor for Research of Yazd University.

Reference

Bidabad, B. (2005). The effect of decreasing interest rate of banking facilities on the Iranian economy, *Banks & Eonomy, 58: 2-51.* http://ensani.ir/file/download/article/201204131831 08-5178-152.pdf *(In Persian)*

Blanchard, O. J., & Quah, D. (1989). The Dynamic Effects of Aggregate Demand and Supply Disturbances. *The American Economic Review*, *79*(4), 655–673. http://www.jstor.org/stable/1827924

César Calderón & Roberto Duncan & Klaus Schmidt-Hebbel., 2010."Institutions and Cyclical Properties of Macroeconomic Policies in the Global Economy, *Documentos de Trabajo 372, Instituto de Economia. Pontificia Universidad Católica de Chile.* https://ideas.repec.org/p/ioe/doctra/372.html

Crockett A.D. (1994) Rules versus Discretion in Monetary Policy. In: De Beaufort Wijnholds J.O., Eijffinger S.C.W., Hoogduin L.H. (eds) A Framework for Monetary Stability. *Financial and Monetary Policy Studies, vol 27. Springer, Dordrecht.* https://doi.org/10.1007/978-94-011-0850-8_16

Dadgar, Y., & Nazari, R. (2015). Analyzing the Role of Central Bank Monetary Policies in National Economy. *Journal of Development Economics and Planning,4(1),* https://www.sid.ir/en/journal/viewpaper.aspx?id=567743

Davoudi, P., & Bastanzad, H., (2019). Monetary policy and financial stability in Iran (DSGE approach). *Journal of Quantative Economics, 17(2),* 10.22055/jqe.2019.28357.2025. *(In Presian)*

Du Plessis, S., Smit, B., Sturzenegger (2007). The Cyclicality Of Monetary & Fiscal Policy In South Africa Since 1994. *South Africa Journal of Economics, 75(3), 391-411.* https://www.jstor.org/stable/23437646

Duncan, R. (2014). Institutional Quality, The Cyclicality Of Monetary Policy & Macroeconomic Volatilit

. *Journal of Macroeconomics, 39, 113-155.* https://doi.org/10.1016/j.jmacro.2013.11.004

Fackler, J. S. & McMillan, W. D. (1998). Historical Decomposition of Aggregate Dem & Supply Shocks in a Small Macro Model. *Southern Economic Journal, 64(3), 648-664.* https://doi.org/10.1002/j.2325-8012.1998.tb00085.x

Farahani, M., Marzban, H., Dehghan, Z. & akbarian, Z. (2018). The theory of Measuring Effects of Interest rate shock on the Macro factors in Iran: A Factor-Augmented Vector Autoregressive, Approach. *Journal of Applied Economics Studies in Iran*, 7(25), 29-54. doi: 10.22084/aes.2017.10703.2169 *(In Persian)*

Fischer, S. (1977). Long-Term Contracts, Rational Expectations, & The Optimal Money Supply Rule. *Journal of Political Economy, 85(1), 191-205.* https://doi.org/10.1086/260551

Giannoni, M. P., Woodford, M. (2002). *Optimal Interest-Rate Rules*: II. Applications. NBER Working Paper No. 9420. DOI:10.3386/w9420

Huang, H., Wei, S. (2006). Monetary Policies For Developing Countries: The Role Of Institutional Quality. *Journal of International Economics, 70, 239–252.* https://doi.org/10.1016/j.jinteco.2005.09.001

Jalali Naini, A & Naderian M. (2016). Monetary & exchange rate policy in an oil exporting economy: the case of Iran. *Journal Of Monetary & Banking Researches ,29:327372.* https://www.sid.ir/en/journal/ViewPaper.aspx?id=570971 (In Persian)

Jalali Naini, A., (2015). *Monetary policy: theoretical bases & evaluation of performance in Iran*, Monetary & Banking institute. http://pub.mbri.ac.ir/Pages/BookDetail.aspx?Item_Id=466&Edition_Id=391 *(In Persian)*

Kaminsky, G., Reinhart, C., Végh, C. (2004). *When It Rains, It Pours: Procyclical Capital Flows & Macroeconomic Policies.* In: Gertler, M.,

Rogoff, K. (Eds.), NBER Macroeconomics Annual. MIT Press, Cambridge, MA. https://www.jstor.org/stable/3585327

Kasaipour, N., Erfani, A. (2018). *Optimal Cyclical Behavior of Monetary Policy of Iran: Using a DSGE Model.* Iranian Journal of Economic Studies, 7(1), 61-79. DOI:10.22099/IJES.2018.28984.1443

Keshavarz Mohammadian, Z., & Parivar, O., & Hasanzadeh, A. (2014). Impact Of Monetary Policyon Interest Rate In Iran. *Journal Of Economics & Business Research, 5(6), 17-28.* Https://www.sid.ir/en/journal/viewpaper.aspx?id=513809 *(In Persian)*

Khataie, M., & Seyfipour, R. (2006). New Monetary Policy Instruments In Iran: Third Development Plan. *Tahghighat-e-eghtesadi, -(73), 233-267.* Https://www.sid.ir/en/journal/viewpaper.aspx?id=49573 *(In Persian)*

Khoush Akhlagh, R., & Dalali Esfahani, R., & Mousavi Mohseni, R. (2009). The Effects Of Monetary Policies In Iran's Economy: A Financial Computable General Equilibrium Model. *Economic Research Review, 9(2 (33)), 47-70.* Https://www.sid.ir/en/journal/viewpaper.aspx?id=166628 *(In Persian)*

King, M. (2003). *No Money, No Inflation – The Role Of Money In The Economy*. In P. Mizen(ed.), Central banking, monetary theory & practice: Essays in honour of Charles Goodhart(vol.1). https://www.jstor.org/stable/4538995

Komijani, A., & Mashhadi Ahmad, F. (2013). Monetary Policy And Its Effect On Economic Growth: With Emphasis On The Banking Interest (Profit) Rate In Iran. *Tahghighat-e-eghtesadi, 47(4), 179-200.* Https://www.sid.ir/en/journal/viewpaper.aspx?id=316629 *(In Persian)*

Komijani, a., & Kavand, H., & Abbasinejad, H. (2010). Lack of Independency in Monetary Policy and the Role of Oil Price in Monetary and Fiscal Policy: the Case of Iran. *Journal of Economic Studies and Policies (Economic Policies (Nameh-ye Mofid)), 6 (16)(1 (78)), 3-32.* Https://www.sid.ir/en/journal/viewpaper.aspx?id=260711 *(In Persian)*

Tavakolian H, Komijani a. Monetary Policy Under Fiscal Dominance and Implicit Inflation Target in Iran: a DSGE Approach. *JEMR. 2012; 2 (8) :87-117.* Url: Http://jemr.khu.ac.ir/article-1-539-en.html *(In Persian)*

Lane, P. (2003). *Business Cycles & Macroeconomic Policy In Emerging Market Economies*. International Finance, 6 (1), 89–108. https://doi.org/10.1111/1468-2362.00109

Madelat, K. (2001). The Study of State Monetary and Fiscal Policies on the Effect of Oil Revenues in the Economic Analysis. *Journal of Sustainable Growth and Development (the Economic Research), 1(2), 68-92.* Https://www.sid.ir/en/journal/viewpaper.aspx?id=38059 *(In Persian)*

Mahdiloo, A, & Asgharpur, H. (2020). Nonlinear Transmission Mechanism of Monetary Policy from Exchange Rate Channel in Iran: Approach (MS-VAR). *Journal of Quantative Economics, 17(1), 121-153*. doi: 10.22055/jqe.2019.27873.1990 *(In Presian)*

Mojtahed, a. (2009). Evaluation of Monetary Policy and Instruments in Central Bank of Iran. *Money and Economy*, 1(1), 1-23. Https://www.sid.ir/en/journal/viewpaper.aspx?id=183399 *(In Persian)*

Nawaz, M., Mazhar Iqbal, M., & Ali, A. (2018). Institutional Quality And Cyclicality Of Monetary And Fiscal Policies In SAARC Countries. *Transylvanian Review Of Administrative Sciences, 14(55), 32-44.* https://doi.org/10.24193/tras.55e.3

Saibu, O., Musbaudeen, A. (2018). Monetary Policy Cyclicality, Industrial Output and Economic Growth Interactions in Nigeria. *Iranian Economic Review, 22(2), 457-470*. doi: 10.22059/ier.2018.66162

Samadi, a., & Oujimehr, S. (2012). Evaluation of Nature and Cyclicality of Fiscal Policy in I.R. Iran (1974-2007). Journal of Economic Essays, 8(16), 49-75. Https://www.sid.ir/en/journal/viewpaper.aspx?id=248455 *(In Persian)*

Shapiro, M. D. & Watson, M. (1988). *Sources of Business Cycles Fluctuations*. In: S. Fischer (Eds.). NBER Macroeconomics Annual, The MIT Press. http:// https://www.princeton.edu/~mwatson/papers/Shapiro_Watson_NBERMA_1988.pdf

Shirin Bakhsh, S. (2006). The Impacts of Monetary Policy on Investment and Employment. *Economic Research Review, 5(4), 263-273.* Https://www.sid.ir/en/journal/viewpaper.aspx?id=42836*(In Persian)*

Thornton, J., & Vasilakis, C. (2017). *Inflation targeting & the cyclicality of monetary policy*. Finance Research Letters, 20, 296-302. https://doi.org/10.1016/j.frl.2016.10.012

Wicksell, K. (1907). *The Influence of The Rate Of Interest On Prices*. The Economic Journal, 17(66), 213-220. https://doi.org/10.2307/2220665

Woodford, M. (2001). *The Taylor Rule & Optimal Monetary Policy*. American Economic Review, Papers & Proceedings, 91(2), 232-237. https://www.jstor.org/stable/2677765

Yakhin, Yossi. "Financial Integration and Cyclicality of Monetary Policy in Small Open Economies." (2007) James A. Baker III Institute for Public Policy of Rice University: http://www.bakerinstitute.org/research/financial-integration-and-cyclicality-of-monetary-policy-in-small-open-economies/

Zare, Z. (2016). The Cyclical Behavior of Fiscal Policy: Its Determinants and Fiscal Rule. Journal of Monetary and Banking Researches, 8(26), 543-569. Https://www.sid.ir/en/journal/viewpaper.aspx?id=571644 *(In Persian)*

فصلنامه‌ی اقتصاد مقداری (بررسی‌های اقتصادی سابق) زمستان ۱۴۰۰ ۱۸(۴) ۱۲۴-۹۳

فصلنامه‌ی اقتصاد مقداری

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

بررسی سرعت انتقال رژیم در اثرگذاری نامتقارن نرخ ارز بر صادرات غیرنفتی ایران

مسلم انصاری نسب *، پریسا پاس **

* استادیار اقتصاد، گروه اقتصاد، دانشکده علوم اداری و اقتصاد، دانشگاه ولی عصر (عج)، رفسنجان، ایران. (نویسنده مسئول)

** کارشناس ارشد اقتصاد، گروه اقتصاد، دانشکده علوم اداری و اقتصاد، دانشگاه ولی عصر (عج)، رفسنجان، ایران.

اطلاعات مقاله

تاریخ دریافت: ۲ آبان ۱۳۹۸
تاریخ بازنگری: ۱۸ مرداد ۱۳۹۹
تاریخ پذیرش: ۱۴ آذر ۱۳۹۹

طبقه‌بندی JEL: C58, F31,F12,H30

واژگان کلیدی:
صادرات غیرنفتي، نرخ ارز، مدل مارکوف- سوئیچینگ، مدل رگرسیون انتقال ملایم

ارتباط با نویسنده مسئول:
ایمیل: M.Ansarinasab@vru.ac.ir
0000-0002-3491-7461

آدرس پستی:
ایران، کرمان، رفسنجان، میدان امام خمینی، دانشگاه ولی‌عصر(عج) رفسنجان، دانشکده علوم اداری و اقتصاد،گروه اقتصاد، کدپستی: ۷۷۱۸۸۹۷۱۱۱

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

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

چکیده

هدف اصلی این پژوهش بررسی سرعت انتقال رژیم در اثرگذاری نامتقارن نرخ ارز بر صادرات غیرنفتی ایران طی دوره زمانی ۱۳۹۶-۱۳۵۷ است. با توجه به اینکه نرخ ارز به‌عنوان یکی از مباحث اساسی سیاست‌های کلان اقتصادی در ادبیات اقتصادی هر کشوری ضروری است لذا تنظیم مناسب، توجه به تغییرات و عوامل مؤثر بر آن، در هر شرایطی می‌تواند موضوعی قابل‌توجه می‌باشد. از سوی دیگر، گسترش صادرات غیرنفتی و رهایی از اقتصاد تک‌محصولی یکی از دغدغه‌های سیاست‌گذاران اقتصادی کشور در دهه اخیر بوده است، ازاین‌رو بررسی عوامل مؤثر بر این مهم اقتصادی ضرورت دارد و این امر توسعه‌ی صادرات غیرنفتی را در راستای کاهش وابستگی اقتصاد کشور به درآمدهای نفتی، ضروری ساخته است. برای برآورد سرعت انتقال رژیم در اثرگذاری نامتقارن نرخ ارز بر صادرات غیرنفتی در مطالعه حاضر از روش‌های غیرخطی مارکف-سوئیچینگ (MS) و رگرسیون انتقال ملایم (STR) استفاده می‌شود. نتایج تغییر رژیم یک‌باره مدل مارکف-سوئیچینگ (MS) نشان داد که تأثیر نرخ ارز در رژیم اول حدود ۸/۶ برابر رژیم دوم است که هر دو رژیم اثری مثبت بر صادرات غیرنفتی دارند لذا نتایج این روش حاکی از آن است که در ایران نرخ ارز بر صادرات غیرنفتی اثری غیرخطی، نامتقارن و مثبت دارد؛ اما در مدل رگرسیون انتقال ملایم (STR) ضرایب نرخ ارز اثری متفاوت در دو رژیم نشان دادند به‌نحوی‌که در رژیم اول متغیر نرخ ارز اثر منفی و بی‌معنی بر صادرات غیرنفتی و در رژیم دوم نرخ ارز اثر مثبت و معناداری بر صادرات غیرنفتی دارد. درمجموع می‌توان نتیجه گرفت که اثر نرخ ارز بر صادرات غیرنفتی غیرخطی و نامتقارن است که این اثر بستگی به‌سرعت انتقال رژیم دارد به‌نحوی‌که اگر سرعت انتقال از رژیمی به رژیم دیگر یک‌باره (مارکف-سوئیچینگ) باشد شدت اثر نرخ ارز بر صادرات غیرنفتی را با شتاب زیادی تغییر می‌دهد اما اگر این سرعت انتقال به آهستگی (رگرسیون انتقال ملایم) انجام شود می‌تواند اثر نرخ ارز بر صادرات غیرنفتی را معکوس ساخته و حتی نحوه این اثر را به کل تغییر دهد.

ارجاع به مقاله:
انصاری نسب، مسلم و پاس، پریسا. (۱۴۰۰). بررسی سرعت انتقال رژیم در اثرگذاری نامتقارن نرخ ارز بر صادرات غیرنفتی ایران. *فصلنامه‌ی اقتصاد مقداری (بررسی های اقتصادی سابق)*، ۱۸ (۴), ۱۲۴-۹۳.
10.22055/JQE.2020.31521.2166

© 2022 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

در کشورهای متکی به نفت، صادرات کالاهای دیگر می‌تواند به کاهش اثر درآمدهای نفتی در سبد تجاری کشور کمک شایانی نماید. عوامل متعددی بر صادرات غیرنفتی تأثیر دارد که متغیر نرخ ارز یکی از آن‌ها است. نرخ ارز به عنوان قیمت يك واحد پول خارجی برحسب واحدهای پول داخلی، تأثیری مهم بر متغیرهای کلان اقتصادی؛ همچون تولید، صادرات، تراز پرداخت‌ها و غیره دارد. این نرخ با تأثیر گذاشتن بر قیمت نسبی کالاهای داخلی و وارداتی، می‌تواند بر بخش‌های دیگر اقتصادی کشور نیز تأثیر بگذارد. بر این اساس، نرخ ارز و تکانه‌های این متغیر یکی از عوامل اصلی تأثیرگذار بر صادرات غیرنفتی است (Takbiri & Kord madanlo, 2017).

کنترل تغییرات نرخ ارز، به‌عنوان یکی از عوامل تعیین‌کننده صادرات غیرنفتی، در جهت رونق صادرات غیرنفتی گامی مهم در مسیر رشد و توسعه اقتصادی کشور تلقی می‌گردد. از طرفی، بر پایهٔ بسیاری از مطالعات انجام‌شده، آشفتگی و نوسان در رفتار نرخ واقعی ارز تأثیر منفی بر دیگر بخش‌های اقتصادی ازجمله صادرات دارد. ازاین‌رو، تحلیل رفتار نرخ واقعی ارز و بررسی عوامل تعیین‌کننده آن برای تعدیل این شاخص به‌منظور افزایش درجهٔ رقابت بین‌المللی کشور و درنتیجه رونق صادرات، همواره بخش قابل توجهی از مطالعات اقتصادی را به خود اختصاص داده است (Taheri fard, 2020).

تغییرات نرخ ارز می‌تواند قیمت کالاهای وارداتی و صادراتی را متأثر ساخته و تجارت کشور را با نوسان روبرو سازد. ممکن است برخی از واردکنندگان و صادرکنندگان به طور کلی دست از فعالیت‌های قابل تجارت خود بردارند و یا آن دسته از صادرکنندگان و واردکنندگان که به فعالیت خود در بازارهای شرکای تجاری و در فضای نامطمئن و بی‌ثبات نرخ ارز ادامه می‌دهند، برای تحمل خطرات آن سود بیشتری را مطالبه کنند (Nunejad & Kashkoli, 2015).

مطالعات مختلفی درباره اثرگذاری نرخ ارز بر صادرات غیرنفتی در ایران صورت گرفت است اما هیچ‌کدام اول اینکه به بررسی این تأثیر در رژیم‌های مختلف نپرداخته‌اند و دوم آنکه سرعت تغییر از یک رژیم به رژیم دیگر را در این اثرگذاری مورد کنکاش و تحلیل قرار نداده‌اند. این تغییر رژیم صادرات غیرنفتی می‌تواند متأثر از تغییر رژیم عوامل مؤثر بر آن به ویژه نرخ ارز باشد از آنجایی‌که تعدیل نرخ ارز می‌تواند به مرور و در بستر زمان و سیاست

بازار بر پایه مبانی آن رخ دهد یا با دخالت و کنترل دولت و سرانجام (با کاهش قدرت دولت) به یک‌باره جهش کند. این هر دو می‌تواند بر سرعت انتقال از یک رژیم به رژیم دیگر تأثیر گذارد از این رو سؤال اصلی این تحقیق آن است که آیا نحوه و سرعت تعدیل عوامل مؤثر بر صادرات غیرنفتی بر تغییر رژیم این متغیر مؤثر است و تأثیر هرکدام از عوامل به ویژه نرخ ارز در هرکدام از این رژیم‌ها چگونه است؟

برای دستیابی به هدف تحقیق، این مطالعه بدین شکل سازمان‌دهی شده است. در بخش بعدی، ابتدا ادبیات موضوع و پس از آن مطالعات انجام شده مرتبط با موضوع در داخل و خارج کشور مورد بررسی قرار گرفته است. بخش چهارم به روش‌شناسی تحقیق (مباحث اقتصادسنجی گردآوری داده‌ها) اختصاص یافته و در بخش پنجم نتایج و بحث تحقیق آورده شده است. سرانجام در بخش ششم نتیجه‌گیری و پیشنهادات ارائه شده است.

۲- ادبیات موضوع

نرخ ارز به عنوان پل ارتباطی میان اقتصاد داخل و خارج یاد می‌شود تغییرات و نوسانات آن، آثار زیادی را در اقتصاد هر کشور به دنبال خود دارد از این رو تنظیم بهینه آن همیشه مورد توجه اقتصاددانان و سیاست‌گذاران بوده است (Salmani & Rezazadeh, 2010).

افزایش نرخ ارز می‌تواند دو نتیجه در پی داشته باشد. از یک سو با افزایش قیمت کالاهای وارداتی می‌تواند تورم را به دنبال داشته باشد اما باعث ایجاد انگیزه جهت کاهش واردات و جایگزینی آن توسط تولیدات داخل می‌شود. از سوی دیگر افزایش نرخ ارز می‌تواند باعث ارزان شدن کالاهای داخلی برای خارجیان شده و موجبات تشویق و افزایش صادرات را به دنبال داشته باشد (Emami maybodi & Shoreh kandi, 2011).

همچنین بر اساس نظریه مارشال[1] (۱۹۲۳) و لرنر[2] (۱۹۴۴) در شرایطی که کشش تقاضای صادرات و واردات بالا باشد، افزایش نرخ ارز می‌تواند افزایش صادرات و کاهش واردات را به دنبال داشته باشد اما یافته‌های تجربی نشان داد در کوتاه‌مدت این شرط معمولاً

[1] Marshal

[2] Lerner

صادق نبوده و افزایش نرخ ارز در کوتاه‌مدت می‌تواند تراز تجاری را دچار کسری نماید که در اقتصاد از آن به "منحنی جی"[۳] یاد می‌شود (Tavakoli & Sayah, 2010).

به‌عنوان‌مثال اتیر ۱۹۷۳ نشان داد نوسانات ناشی از نرخ ارز می‌تواند باعث کاهش صادرات شود. لذا، ریسک نرخ ارز می‌تواند با صدمه زدن بر صادرات، موجب نوسان درآمد ارزي شود که در این شرایط، برنامه‌ریزي‌هاي توسعه اقتصادي در فضايي نامطمئن صورت خواهد گرفت. بنابراین اگر سیاست‌گذاران اثرات ریسك نرخ ارز را نادیده بگیرند، دخالت در بازار براي تحريك صادرات ممكن است به شكست منتهی شود (Rasekhi, Shahrazi & Abdollahi, 2012).

بنابراین در مجموع می‌توان گفت اثر نرخ ارز بر صادرات و واردات هر کشور متأثر از شرایط می‌تواند متفاوت باشد.

با وجود اینکه مطالعات زیاد تئوري و تجربي در جهان روي مسئله انتقال نرخ ارز صورت گرفته است، احتمال نامتقارن بودن این انتقال از اواسط دهه ۱۹۸۰ ازلحاظ نظري مورد توجه تعداد اندكي از اقتصاددانان برای مثال فوستر وبالدوین ۱۹۸٦ قرار گرفت (Pedram, Shirin bakhsh & Abyaneh, 2012).

کنت آرو[۴] بسیار پیش‌تر از بسیاری مکاتب اقتصاد کلان جدید به اهمیت اطلاعات، نامتقارنی آن و رفتارها و ویژگی‌های شخصی افراد در تصمیمات اقتصادی در نظام بازار اشاره کرد و چارچوبی مفهومی از موضوع ریسک و نا اطمینانی را ارائه نمود که بعدها به صورت گسترده و وسیع، تقریباً در تمامی عرصه‌های دانش اقتصاد به‌خصوص در حوزه‌های مالی موضوعیت و کاربرد پیدا کرد (Jafari samimi, Azami & Azizian, 2015).

در نظر گرفتن مسئله نامتقارنی ، منجر به درك دقیق‌تر از PT[5] نرخ ارز و ارتباطش با رقابت‌پذیری می‌شود. به عنوان مثال در وضعیتي که نتایج خطي نشان می‌دهد که قیمت‌های صادرات به تغییرات نرخ ارز به‌شدت واکنش نشان می‌دهد، به طور متوسط تفسیر ضرایب با جهت تغییرات، تغییر می‌کند و دلالت بر این دارد که رقابت‌پذیری در

---

[3] J Curve

[4] Kenneth Arrow

[5] Pass_ Through:

درجه‌اي اشاره مي‌كند كه تغييرات نرخ ارز بر قيمت‌هاي جاري كالاهاي قابل تجارت كشور مقصد منعكس مي‌شود

طول‌افزایش ارزش پول نسبت به کاهش ارزش پول قوی‌تر است. از این رو ضروري است که سیاست‌گذاران در طراحي سیاست‌های کلان اقتصادي به دو مقوله نامتقارن و غیرخطي بودن واکنش قیمت‌های صادراتي به نوسانات نرخ ارز توجه لازم را داشته باشند (Pedram, Shirin bakhsh & Abyaneh, 2012).

مطالعات تجربی بسیاری در این زمینه صورت گرفته که برخی از این مطالعات اثر مثبت نرخ ارز، برخی اثر منفی و یا بی‌اثر بودن آن را بر صادرات نشان می‌دهد که در ادامه و بخش پیشینه پژوهش به برخی از آن‌ها اشاره خواهد شد.

۳- پیشینه پژوهش

۳-۱- مطالعات داخلی

کهنسال و محمودی (۱۳۹۸)، در مطالعه‌ی خود به بررسی نوسانات نرخ ارز بر صادرات و ارزش افزوده صنایع غذایی ایران پرداختند. آن‌ها به‌منظور تخمین از مدل الگوی خود رگرسیون برداری ساختاری برای دوره زمانی ۱۳۹۳-۱۳۵۰ استفاده نمودند. نتایج تحقیق نشان داد که آثار کوتاه‌مدت هم‌زمان متغیرهای رابطه مبادله و نرخ تورم به صورت منفی و متغیرهای ارزش‌افزوده و نوسانات نرخ ارز به صورت مثبت با صادرات صنایع غذایی در ارتباط هستند. از طرفی نتایج بلندمدت بین متغیرها نشان داد که تمامی متغیرها در بلندمدت روابط مثبتی با صادرات صنایع غذایی دارند (Mahmoudi & Kohansal,2020).

علیقلی و برادران (۱۳۹۷)، در مطالعه‌ای به بررسی الگوپذیری صادرات غیرنفتی کشور از نوسانات نرخ ارز طی دوره ۱۳۹۱-۱۳۷۰ پرداختند. آن‌ها از آزمون علیت گرنجری و مدل خود رگرسیون برداری (VAR) برای آزمون استفاده نمودند. نتایج نشان داد که متغیر نرخ ارز اثرات معکوس و معناداری بر صادرات غیرنفتی دارند. همچنین متغیرهای تولید ناخالص داخلی، درجه آزادی اقتصادی و تسهیلات اعطایی به بخش خصوصی بر صادرات غیرنفتی مثبت و معنادار است (Aligholi & Baradaran,2019).

خوشنویس‌یزدی و رجب‌زاده (۱۳۹۶)، به بررسی مقاله‌ای با عنوان تأثیر تغییرات نرخ ارز واقعی بر صادرات غیرنفتی ایران پرداخته‌اند. در این پژوهش، از الگوی ARDL استفاده می‌شود تا اثرات کوتاه‌مدت و بلندمدت تغییرات نرخ ارز واقعی بر صادرات غیرنفتی ایران، طی دوره زمانی ۱۳۹۲-۱۳۶۲ بررسی می‌شود. نتیجه به‌دست‌آمده نشان می‌دهد که تغییرات

نرخ ارز واقعي، در سطح خطای ۵ درصد در بلندمدت و کوتاه‌مدت، تأثیر مثبتی بر صادرات غیرنفتی داشته است (khoshnevis Yazdi & Rajabzadeh,2017) .

تکبیری و کرد مدانلو (۱۳۹۶)، درمقاله‌ای با عنوان بررسی تأثیر نا اطمینانی نرخ ارز واقعی بر صادرات غیرنفتی در ایران به بررسی یکی از عوامل مؤثر بر صادرات غیرنفتی که تأثیر نا اطمینانی حاصل از نرخ ارز واقعی است پرداخته‌شده و از مدل‌های، ARCH و GARCH بهره گرفته شده است. داده‌های تحقیق به‌صورت سالانه و در بازه زمانی سال‌های۱۳۷۰ الی ۱۳۹۱ جمع‌آوری شده‌اند. به این نتیجه رسیده است که تأثیر مثبت نرخ ارز و منفی نااطمینانی نرخ ارز بر صادرات غیرنفتی در ایران وجود دارد (Takbiri & Kordmadanloo,2017).

سبزنژاد و عابدی (۱۳۹۵)، مقاله‌ای با عنوان تأثیر نوسانات نرخ ارز بر صادرات ایران به کشور عمده طرف تجاری مطالعه موردی چین ارائه دادند. از روش ARCH، یوهانسون جوسیلیوس و مدل تصحیح خطای برداری طی دوره زمانی ۱۳۹۴-۱۳۵۸ استفاده کرده‌اند. بر طبق نتایج حاصله، اثر نوسان نرخ ارز بر صادرات ایران به کشور چین منفی است. همین تأثیر لگاریتم تولید ناخالص داخلی و لگاریتم نرخ ارز حقیقی ایران بر صادرات به چین مثبت و معنادار بوده است.(Sabznejad & Abedi, 2016).

۲-۳- مطالعات خارجی

نیکه، ازه و آتما (۲۰۲۰)، در مطالعه‌ای به تحلیل تأثیر استهلاک (تنزل) نرخ ارز بر عملکرد صادرات در نیجریه برای دوره ۲۰۱۸-۱۹۸۱ پرداختند. آن‌ها از مدل تأخیر توزیع خودکار رگرسیون در تحلیل خود استفاده نمودند. نتایج نشان داد که نرخ ارز به ترتیب در کوتاه‌مدت و بلندمدت تأثیر مثبت و معنی‌داری بر عملکرد صادرات نفت و عملکرد کل صادرات دارد. همچنین نشان داد که نرخ ارز تأثیر مثبت و ناچیزی در عملکرد صادرات غیرنفتی در کوتاه‌مدت دارد. درحالی‌که در طولانی‌مدت، نرخ ارز تأثیر منفی و ناچیزی بر عملکرد صادرات غیرنفتی داشته است (Nweke, Eze & Atuma,2020).

تارگان، کایندلر، الفیرا و سیلانگیت (۲۰۱۹)، در مطالعه‌ای تأثیر نرخ ارز بر صادرات اندونزی را با هدف تعیین تأثیر نرخ ارز روپیه در برابر ارزش صادرات بنزین نفت و صادرات گاز غیرنفتی در اندونزی برای دوره ۲۰۱۷-۲۰۱۰ بررسی نمودند. نتیجه این تحقیق حاکی از آن است که نرخ ارز به میزان قابل توجهی بر ارزش صادرات بنزین نفت و گاز غیرنفتی در

اندونزی تأثیر می‌گذارد. اگر نرخ ارز روپیه بالا رود، ارزش صادرات ۳٫۵۲ درصد کاهش می‌یابد (Tarigan, Kindler, Elfira & Silangit,2019).

پاندا و مهانتی (۲۰۱۵)، به بررسی اثرات نوسانات نرخ ارز بر صادرات: کاربردی برای هند با استفاده از داده‌های سری زمانی برای دوره ۱۹۷۰-۷۱ تا ۲۰۱۱-۱۲ می‌پردازند که از روش یوهانسون استفاده کرده‌اند. حجم صادرات هند از لحاظ نوسانات نرخ ارز واقعی منفی است. نتایج تجربی نشان می‌دهد که اعتدال در نوسانات نرخ ارز ممکن است باعث افزایش حجم صادرات در هند شود(Panda & Mohanty,2015) .

اکینلو و ادیجمو (۲۰۱۴)، نوسانات نرخ ارز و صادرات غیرنفتی در نیجریه: ۲۰۰۸-۱۹۸۶ با استفاده از مدل ECM بررسی کردند. نتایج نشان می‌دهد که تأثیر کوتاه‌مدت نوسان نرخ ارز ازلحاظ آماری ناچیز است. کاهش قابل ملاحظه نرخ ارز می‌تواند منجر به افزایش صادرات غیرنفتی در نیجریه شود. در واقع، نوسانات نرخ ارز تنها در بلندمدت مؤثر است (Akinlo & Adejumo,2014).

التیناس و همکاران (۲۰۱۱)، مقاله‌ای تحت عنوان تأثیر نوسانات نرخ ارز بر صادرات ترکیه: ۲۰۰۹-۱۹۹۳ که روابط بلندمدت و کوتاه‌مدت بین صادرات ترکیه، نوسانات نرخ ارز، درآمد خارجی و قیمت نسبی را بررسی می‌کند که در این راستا از روش ECM استفاده شده است. نتایج نشان می‌دهد نوسانات نرخ ارز اسمی تأثیر مثبتی بر روی صادرات ترکیه دارد (Altintaş, Cetin & Öz,2011).

۴- روش تحقیق و گردآوری داده‌ها

امروزه با توجه به اینکه بسیاري از کشورها با تغییرات پی‌درپی در حوزه سیاست و اقتصاد مواجه هستند، انتظار مي‌رود مدل‌سازی متغیرهاي کلان اقتصادي با مدل‌هاي خطي و پارامترهاي ثابت مناسب نباشد، لذا مدل‌هاي غیرخطي و پارامترهاي زمان‌دار داراي مزیت نسبي مي‌باشند (Barkchian, Bayat & Karami, 2014).

ازجمله مدل‌هاي غيرخطي مي‌توان به مدل‌هاي خود رگرسيون آستانه‌اي (TAR)[6]، مدل‌هاي خود رگرسيون آستانه‌اي ملايم (STAR)[7] و مدل‌های مارکف-سوئیچینگ (MS)[8] و همچنین شبکه مصنوعی (ANN)[9] اشاره کرد (Ebrahimi, Babaei Agh Ismaili & Kafili,2016).
مدل‌هاي غيرخطي از لحاظ سرعت تغيير از يك وضعيت به وضعيت ديگر به دو گروه عمده تقسيم مي‌شوند. در برخي ازاين مدل‌هاي غيرخطي، تغيير از يك وضعيت به وضعيت ديگر به صورت ملايم و آهسته انجام مي‌گيرد (مانند مدل‌هاي STAR و شبكه مصنوعي ANN)، در برخي ديگر از اين مدل‌هاي غيرخطي اين انتقال به سرعت انجام مي‌گيرد كه مدل مارکف - سوئیچینگ از اين مدل‌ها مي‌باشد (Enders, 2004).

همان‌طور که گفته شد هدف این مطالعه بررسی سرعت انتقال رژیم در اثرگذاری نامتقارن نرخ ارز بر صادرات غیرنفتی است بنابراین برای به دست آوردن سرعت انتقال رژیم از الگوهای خود رگرسیون استانه‌ای (STR) و مدل مارکف-سوئیچینگ (MS) استفاده می‌شود. برای تخمین مدل‌ها، از نرم‌افزار آکس متریکس (Oxmetrics7) برای تخمین مدل مارک-سوئیچینگ و از نرم‌افزار جی مالتی (J-Multi) برای مدل استار استفاده می‌شود.

۱-۴- الگوی خودرگرسیو با انتقال ملایم *STAR*

الگوی خودرگرسیو با انتقال ملایم (STAR) توسط لوککونن و همکاران (۱۹۸۸)، ارائه شده است. یک مدل پویای غیرخطی در حالت کلی با جزء اخلال جمع‌پذیر می‌تواند به‌صورت:

$$y_t=f(z_t;\theta)+\varepsilon_t \qquad (1)$$

بیان شود که $z_t=(w'_t.x'_t)'$ برداری است از متغیرهای توضیحی $w_t=(1.y_{t-1}.\ldots.y_{t-p})'$ و بردار متغیرهای مستقل $x_t=(x_{1t}.\ldots.x_{Kt})'$ و $\varepsilon_t\approx iid(0.\sigma^2)$ جزء اخلال مدل است.

در حالت کلی می‌توان مدل STR را به‌صورت زیر تعریف نمود:

[6] Threshold Autoregressive Model
[7] Smooth Threshold Autoregressive Model
[8] Markov Switching
[9] Artificial Neural Network

$$y_t=\varphi' Z_t+\theta' Z_t(\gamma_t\ c.s_t)+\varepsilon_t$$
$$=\{\varphi+\theta G(\gamma.c.s_t\}Z_t+\varepsilon_t=1.\ldots.T \quad (۲)$$

که Zt را به دست آورده و $\phi=)\phi.\phi_0.\phi_1.\ldots.\phi_m)$ و $\theta=(\theta.\theta 0.\theta 1.....\theta m)'$ بردارهای پارامترهای $\varepsilon_t \approx iid(0.\sigma^2)$ می‌باشند.

در تابع انتقال $G(\gamma(c.st)$: γ: پارامتر شیب و$c=(c1.\ldots.cK)'$: است. تابع انتقال در یک مدل لجستیک به این صورت متداول است:

$$G(\gamma(c,s_t)=(1+\exp\{-\gamma\prod_{K=1}^{K}(s_t-ck)\})^{-1} \quad ,\gamma>0 \quad (۳)$$

از تلفیق معادله (۲) و (۳) مدل لجستیک STR (LSTR) حاصل می‌شود، بیشترین حالت‌های ممکن برای k، k=1، k=2 است. زمانی که k=1 است پارامترهای $\phi+\theta G(\gamma.c.s_t)$ به‌صورت یکنواخت به‌صورت تابعی ازS_t، از مقادیر ϕ و ϕ+θ تغییر می‌کند.

پارامتر γ شیب را کنترل می‌کند و c_1 و c_2 مکان تابع انتقال را نشان می‌دهند. قابل ذکر است زمانی که γ=0 باشد، تابع انتقال $G(\gamma(c.st)=\frac{1}{2}$ خواهد شد، بنابراین مدل STR به مدل خطی تبدیل می‌شود و از سوی دیگر وقتی‌که$\gamma\to\infty$ باشد، مدل STR به SR[10] تبدیل می‌شود (Jafari samimi, elmi & deghan, 2013).

در این تحقیق برای برآورد در نرم‌افزار jmulti الگوهای LSTAR1 و LSTAR2 در برابر الگوی خطی آزمون می‌شود. مدل LSTAR2 یک حالت کلی از مدل ESTAR است. که هر دو از ویژگی یکسان برای توضیح برخوردارند (Hadian & Ojeemehr, 2013).

[10] Switching Regression

۲-۴- مدل مارکف-سوئیچینگ

کوانت[11] (۱۹۷۲) و کوانت و گلدفلد[12] (۱۹۷۳) و بعد از آن همیلتون[13] (۱۹۸۹)، ابتدا روش مارکوف را ارائه نمودند. در مدل مارکوف-سوئیچینگ انتقال به سرعت انجام می‌شود (Ansarinasab & Mohammadi,2019).

در این مدل فرض می‌شود رژیمی که در زمان t رخ می‌دهد، دیدنی نبوده و بستگی به یک فرایند قابل مشاهده st دارد. در یک مدل با دو رژیم، به‌سادگی می‌توان فرض کرد که st، مقادیر ۱ و ۲ را اختیار می‌کند. یک مدل AR(1) دو رژیمی را می‌توان به‌صورت زیر نشان داد:

$$y_t=\begin{cases} c_1+\rho_1 y_{t-1}+\varepsilon_t \rightarrow s_t=1 \\ c_2+\rho_2 y_{t-1}+\varepsilon_t \rightarrow s_t=2 \end{cases} \quad (۴)$$

و یا به‌طور خلاصه می‌توان نوشت:

$$y_t=c_{st}+\rho_{st} y_{t-1}+\varepsilon_t \quad (۵)$$

برای تکمیل مدل، باید ویژگی‌های فرایند st را مشخص کرد. در مدل مارکف-سوئیچینگ، یک فرایند مارکف از درجه‌ی اول در نظر گرفته می‌شود. این فرض، بیانگر این نکته است که *st* فقط به رژیم دوره‌ی قبل، یعنی *st-1* بستگی دارد. در زیر با معرفی احتمالات انتقال از یک وضعیت به وضعیت دیگر، مدل خود کامل می‌شود:

$$\begin{pmatrix} pr(s_t=1|s_{t-1}=1) & pr(s_t=2|s_{t-1}=1) \\ pr(s_t=1|s_{t-1}=2) & pr(s_t=2|s_{t-1}=2) \end{pmatrix}=\begin{pmatrix} p_{11} & p_{12} \\ p_{21} & p_{22} \end{pmatrix} \quad (۶)$$

در روابط بالا Pijها بیانگر احتمال حرکت زنجیره‌ی مارکف، از وضعیت i در زمان t-1، به وضعیت j در زمان t است. Pijها باید غیرمنفی بوده و همچنین، شرط زیر برای آن‌ها برقرار باشد:

---

[11] Quandt
[12] Quandt & Goldfeld
[13] Hamilton

$$P_{11}+P_{12}=1$$
$$P_{21}+P_{22}=1 \quad (۷)$$

جدول۱ حالت‌هاي مختلف MS را با استفاده از علائم نشان مي‌دهد (Fallahi & Rogriguez , 2007).

جدول۱. انواع مدل‌های روش مارکوف سوئیچینگ
مأخذ: فلاحی و رودریگز، ۲۰۰۷

Table 1. Types of method models MS
source: Fallahi & Rogriguez , 2007

		MSM		MSI	
		میانگین متغیر	میانگین ثابت	عرض از مبدأ متغیر	عرض از مبدأ ثابت
α_0 ثابت	واریانس ثابت	MSM-AR	ARخطی	MSI	ARخطی
	واریانس متغیر	MSMH-AR	MSH-AR	MSIH-AR	MSH-AR
α_0 متغیر	واریانس ثابت	MSMA-AR	MSA-AR	MSIA-AR	MSA-AR
	واریانس متغیر	MSMAH-AR	MSAH-AR	MSIAH-AR	MSAH-AR

آنچه در مطالعات اقتصاد بیشتر موردتوجه است، شامل چهار حالت مدل‌هاي مارکوف سوئیچینگ در میانگین (MSM)[۱۴]، عرض از مبدأ (MSA)[۱۵]، ناهمساني واریانس (MSH)[۱۶] و پارامترهاي اتورگرسیو (MSA)[۱۷] و یا ترکیب آن‌ها است.

۳-۴- گردآوری داده‌ها

در این بخش به معرفی متغیرهای مورد استفاده در مدل پژوهش پرداخته می‌شود. داده‌های جمع‌آوری‌شده در این مطالعه، داده‌های آماری از سال ۱۳۵۷ تا ۱۳۹۶ هستند. متغیرهای

[14] Markov Stwitching Mean
[15] Markov Stwitching Intercept Term
[16] Markov Stwitching Heteroskedasticity
[17] Markov Stwitching Autoregressive Parameters

مورد بررسی از سایت‌های بانک مرکزی ایران و بانک شرکای تجاری جمع‌آوری‌شده است. که شامل: صادرات غیرنفتی، نرخ ارز، تولید ناخالص داخلی ایران، تولید ناخالص داخلی خارجیان و شاخص قیمت‌ها می‌شود. متغیرها مورد بررسی در الگوهای مورد نظر به اختصار در **جدول۲** شرح داده شده است:

جدول۲. معرفی متغیرها
مأخذ: فلاحی و رودریگز

Table 2. Introducing variables
source: Fallahi & Rogriguez , 2007

متغیر	اختصار	
صادرات غیرنفتی	Exp	دائی کریم زاده، امام وردی و شایسته۱۳۹۳ جلائی وکوچک زاده۱۳۹۲ علیقلی و برادران ۱۳۹۸ رضوی، سلیمی‌فر و ناجی میدانی ۱۳۹۲ سلمانی و رضازاده ۱۳۸۹
نرخ ارز	Exc	دائی کریم زاده، امام وردی و شایسته۱۳۹۳ جلائی وکوچک زاده۱۳۹۲ علیقلی و برادران ۱۳۹۸ رضوی، سلیمی‌فر و ناجی میدانی ۱۳۹۲ سلمانی و رضازاده ۱۳۸۹
تولید ناخالص داخلی ایران	Gdp	دائی کریم زاده، امام وردی و شایسته۱۳۹۳ جلائی وکوچک زاده۱۳۹۲ علیقلی و برادران ۱۳۹۸ رضوی، سلیمی‌فر و ناجی میدانی ۱۳۹۲ سلمانی و رضازاده ۱۳۸۹
تولید ناخالص داخلی خارجیان	Wgdp	دائی کریم زاده، امام وردی و شایسته۱۳۹۳ سلمانی و رضازاده ۱۳۸۹ مصیب پهلوانی، دهمرده و حسینی ۱۳۸٦ هاشمی و اژدری ۱۳۹۱
شاخص قیمت مصرف‌کننده	Cpi	رضوی، سلیمی‌فر و ناجی میدانی۱۳۹۲ علیقلی و برادران ۱۳۹۸ طاهری فرد ۱۳۸۹ هاشمی و اژدری۱۳۹۱

علاوه بر این، بر اساس مبانی نظری و مطالعات تجربی انجام شده در داخل و خارج از کشور مشاهده می‌شود که شکل تابع صادرات و متغیرهای توضیح دهنده آن یکسان نیست و این امر با توجه به کشور مورد مطالعه و یا نوع کالاهای مورد بررسی و عرضه و تقاضای آن متفاوت است.

مدل پایه‌ای بررسی تأثیر نرخ ارز بر صادرات غیرنفتی در مطالعه حاضر به شکل زیر است:

$$Exp_{it}=\alpha+\beta_1 Exc_{it}+\beta_2 Gdp_{it}+\beta_3 Wgdp_{it}+\beta_4 Cpi_{it}+\varepsilon_{it} \quad (۸)$$

در معادله بالا Exp_{it} متغیر وابسته، X_{it} بردار متغیرهای مستقل، ε_{it} اجزای اخلال مدل است.

۵- نتایج و بحث

۵-۱- نتایج الگوی STR

۵-۱-۲- آزمون غیرخطی و انتخاب متغیر انتقال

برای برآورد یک مدل STR تعیین خطی یا غیرخطی بودن مدل بر اساس آماره آزمون F صورت می‌گیرد. فرضیه صفر این آزمون تائید غیرخطی بودن مدل است. بعد از رد شدن فرضیه خطی بودن رابطه بین متغیرها، برای تشخیص نوع مدل باید آزمون‌های روابط ۹ را انجام داد:

$$\begin{aligned} &H_3:\beta_3=0 \\ &H_2:\beta_2=0\,|\,\beta_1=0 \\ &H_1:\beta_1=0\,|\,\beta_1=\beta_2=0 \\ &H_0:\beta_1=\beta_2=\beta_3=0 \end{aligned} \quad (۹)$$

آماره آزمون‌هاي مربوط به فرضیه‌هاي صفر فوق به ترتیب با F_4، F_3 و F_2 نشان داده می‌شود. در صورت رد فرضیه H_{03}، مدل LSTR2 یا ESTR تایید می‌شود که با آزمون فرضیه

صفر می‌توان یکی از این دو حالت را انتخاب کرد. در صورت رد فرضیه H_{04} و H_{02} مدل LSTR1 انتخاب می‌شود (Mousavi, Haghighat & Salmani bishak, 2014).

متغیر انتقال مناسب و تعداد رژیم‌هاي مدل غیرخطی بر اساس آماره آزمون‌هاي $F.F1.F2.F3$ تعیین می‌شود. که نتایج حاصل در **جدول۳** گردآوری‌شده است.

جدول۳. آزمون غیرخطی و انتخاب متغیر انتقال
مأخذ: محاسبات تحقیق

Table 3. Nonlinear test and selection of transfer variable
Source: Research calculations

مدل پیشنهادي	آماره F2	آماره F3	آماره F4	آماره F	متغیرانتقال
LSTR1	۰/۱۰۶۲۴	۰/۱۱۸۱۴	۰/۰۰۷۱۶۲۳	۰/۰۰۲۴۴۹۳	Exp1
LSTR1	۰/۰۱۶۵۴	۰/۵۲۴۲۳	۰/۰۰۰۴۰۳۲۲	۰/۰۰۰۲۰۶۴۸	*Exp2
LSTR1	۰/۰۴۱۲۷۲	۰/۴۳۶۳۱۱	۰/۰۹۶۱۸۵	۰/۰۴۹۰۶۴	wgdp
Linear	۰/۳۹۵۹۳	۰/۶۶۷۹۶	۰/۲۴۴۵۷	۰/۳۹۳۴۹	gdp
LSTR1	۰/۰۷۱۸۶۶	۰/۴۳۰۸	۰/۰۳۳۸۱۹	۰/۰۲۴۱۳۶۴	exc
Linear	۰/۴۸۰۷۲	۰/۱۰۱۲۶	۰/۳۷۴۶۶	۰/۲۱۲۳	cpi

*مناسب‌ترین متغیر انتقال پیشنهادي را نشان می‌دهد.

*Shows the most suitable transfer variable.

با توجه به ارزش احتمال آماره F گزارش شده در جدول فرضیه صفر آزمون مبنی برخطی بودن مدل رد می‌شود و فرض غیرخطی بودن تأیید می‌شود. گام بعدي انتخاب متغیر انتقال مناسب از بین متغیرهاي انتقال پیشنهادي براي مدل غیرخطی است. براي انتخاب متغیر انتقال می‌توان هر متغیر بالقوه‌اي را مورد آزمون قرارداد، اما اولویت با متغیر انتقالی است که فرضیه صفر آزمون F آن به‌طور قوي‌تري رد شده باشد.

با توجه به جدول تفاضل متغیر صادرات غیرنفتی به شکل لگاریتمی Exp2 به‌عنوان متغیر انتقال انتخاب و مدل پیشنهادي الگوي LSTR1 است. تخمین مدل خود، شامل دو مرحله است: در مرحله اول مقادیر γ و c اولیه به روش جستجو[18] برآورد می‌شود و برای هر مقدار γ و c، مجموع مربعات باقیمانده‌ها محاسبه خواهد شد. سپس مقدار حداقل به‌عنوان

[18] Grid Search

مقدار شروع انتخاب می‌شود. در مرحله دوم مدل به روش نیوتن – رافسن[19] تخمین زده می‌شود. نتایج تخمین مدل در دو قسمت خطی و غیرخطی ارائه می‌شود و همچنین مقادیر معیارهایی نظیر آکائیک ، شوارتز نمایش داده می‌شود. نتایج برآورد مدل در **جدول٤** تنظیم‌شده است.

جدول۴. نتایج برآورد به روش الگوی خود رگرسیون با انتقال ملایم
مأخذ: محاسبات تحقیق

Table 4. Estimation results by str model
Source: Research calculations

قسمت خطی	ضریب φ	انحراف معیار	آمارهt	Prob
CONST	۱۵۰/۳۶۹۹۱	۲۲۷/۴۴۲۳	۰/۶۶۱۱	۰/۵۱۵۷
Exp1	۰/۲۹۹۴۹	۰/۳۳۲۰	۰/۹۰۲۱	۰/۳۷۷۳
Exp2	۰/۱۶۶۶۴	۰/۲۵۶۱	۰/۶۵۰۸	۰/۵۲۲۳
wgdp	-۰/۰۰۰۰۱	۰/۰۰۰۰	-۰/۱۴۹۰	۰/۸۸۳۰
gdp	-۰/۰۰۰۰۲	۰/۰۰۱۵	-۰/۰۱۶۰	۰/۹۸۷۴
exc	-۰/۰۸۸۱۹	۰/۱۷۳۱	-۰/۵۰۹۴	۰/۶۱۵۸
cpi	۱۸/۶۵۸۶۷	۱۳/۲۸۲۴	۱/۴۰۶۸	۰/۱۷۴۱
قسمت غیرخطی	ضریب θ	انحراف معیار	آمارهt	Prob
CONST	-۱۰۴۷۸/۷۱۷۷۷	۳۰۷۶/۸۲۴۸	-۳/۴۰۵۷	۰/۰۰۲۷
Exp1	-۱/۰۲۵۲۲	۰/۵۶۸۸	-۱/۸۰۲۴	۰/۰۸۵۹
Exp2	۰/۰۲۱۹۶	۰/۳۸۰۴	۰/۰۵۷۷	۰/۹۵۴۵
wgdp	۰/۰۰۰۰۲	۰/۰۰۰۰	۳/۴۶۵۵	۰/۰۰۲۳
gdp	۰/۰۱۰۱۷	۰/۰۰۳۵	۲/۹۳۰۲	۰/۰۰۸۰
exc	۰/۳۱۶۳۵	۰/۱۸۷۰	۱/۶۹۱۴	۰/۱۰۵۵
cpi	۳۲/۴۲۹۰۹	۲۶/۷۰۶۴	۱/۲۱۴۳	۰/۲۳۸۱

مقادیر نهایی تخمین زده شده براي پارامتر سرعت انتقال ۷، ۱۰/۰۰۰ و براي مقدار آستانه c برابر با ۲۶۰۳/۳۸۲۱ است. این مقدار نشان‌دهنده سطح آستانه‌اي تغییر رژیم است، این

[19] Newton-Raphson Algorithm

مقدار به نحوی منجر به تفکیک رژیم‌ها خواهد شد که ممکن است نحوه اثرگذاري و شدت ضرایب در دو رژیم متفاوت باشد. تابع انتقال به‌صورت رابطه (۱۰) خواهد بود:

$$G(10.0000\ ,2603.3821,Exp2)= \left(1+\exp\{-10.0000 \prod_{k=1}^{i}(Exc-2603.3821)\}\right)^{-1} \quad (۱۰)$$

همان‌طور که در بخش سوم (معرفی مدل) اشاره شد، در رژیم اول G=0 و در رژیم دوم G=1 است، بنابراین در رژیم اول رابطه به شکل رابطه (۱۱) خواهد بود:

$$Exp1=150.36991+0.29949Exp1+0.16664Exp2 \\ -0.00001\ wgdp-0.00002\ gdp-0.08819exc+18.68567cpi \quad (۱۱)$$

همان طور که مشاهده می‌شود با توجه به ضرایب به دست آمده در رژیم اول اثر تولید ناخالص داخلی ایران و شرکای تجاری و نرخ ارز بر صادرات غیرنفتی منفی و شاخص بهای کالا و خدمات مصرفی اثری مثبت است. همچنین نتایج رژیم دوم مطابق رابطه (۱۲) خواهد بود:

$$Exp2=-10478.71777-1.02522\ Exp1+0.02196\ Exp2 \\ +0.00002wgdp+0.01017gdp+0.31635\ exc+32.42909\ cpi \quad (۱۲)$$

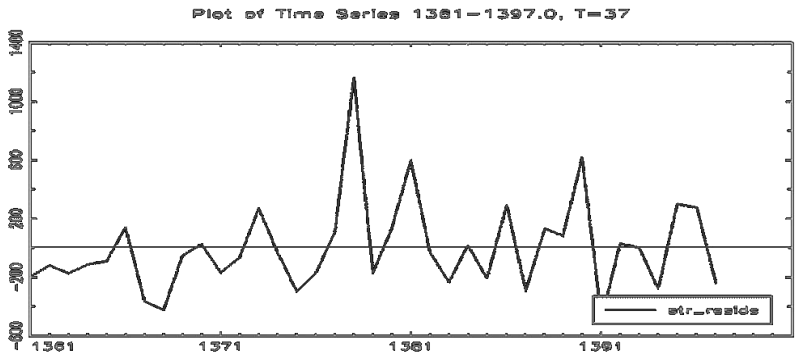
با توجه به ضرایب به دست آمده در رژیم دوم تولید ناخالص داخلی ایران و شرکای تجاری و نرخ ارز و شاخص بهای کالا و خدمات مصرفی اثر مثبت بر صادرات غیرنفتی دارند.

ضرایب متفاوت متغیرها در دو رژیم نشان می‌دهد که واکنش متغیرهاي توضیحی نسبت به صادرات غیرنفتی متفاوت است. در رژیم اول متغیر نرخ ارز اثر منفی بر صادرات غیرنفتی دارد و در رژیم دوم اثر نرخ ارز بر صادرات غیرنفتی مثبت است. با این تفاوت که در رژیم اول اثر نرخ ارز بر صادرات غیرنفتی که منفی است این اثر معنادار نیست و می‌توان نتیجه گرفت در رژیم اول نرخ ارز تأثیر معناداری بر صادرات غیرنفتی بر جای نمی‌گذارد. اما با انتقال به رژیم غیرخطی دوم، اثر نرخ ارز بر صادرات غیرنفتی کاملاً متفاوت شده و این اثر مثبت و تقریباً در سطح اطمینان ۹۰ درصد معنادار نیز است.

بنابراین در مجموع می‌توان نتیجه گرفت که در الگوی خودرگرسیو با انتقال ملایم، نرخ ارز در رژیم اول هیچ تأثیر معناداری بر صادرات غیرنفتی ندارد و تنها در رژیم دوم تأثیر مثبتی بر صادرات غیرنفتی بر جای می‌گذارد.

۳-۱-۵- ارزیابی مدل

مرحله ارزیابی مدل با تحلیل‌هاي گرافیکی آغاز می‌شود. **نمودار۱** دوره‌هاي مربوط به رژیم اول و دوم را با توجه به مقدار آستانه‌اي صادرات غیرنفتی نشان می‌دهد. براي رسم این نمودار از تفاضل مرتبه اول متغیر صادرات غیرنفتی در برابر مقدار آستانه‌اي متغیر به دست آمده از تخمین مدل استفاده شده است. مقادیر پایین‌تر از مقدار آستانه بیانگر رژیم اول و مقادیر بالاتر از مقدار آستانه نشان‌دهنده رژیم دوم است. در موضوع رژیم‌ها نحوه سیاست‌گذاري‌ها می‌تواند متفاوت باشد.



نمودار۱. روند نرخ ارز و مقدار آستانه‌اي آن طی دوره موردمطالعه
مأخذ: محاسبات تحقیق

Figure 1. The exchange rate trend and its threshold value during the study period
Source: Author's Computation

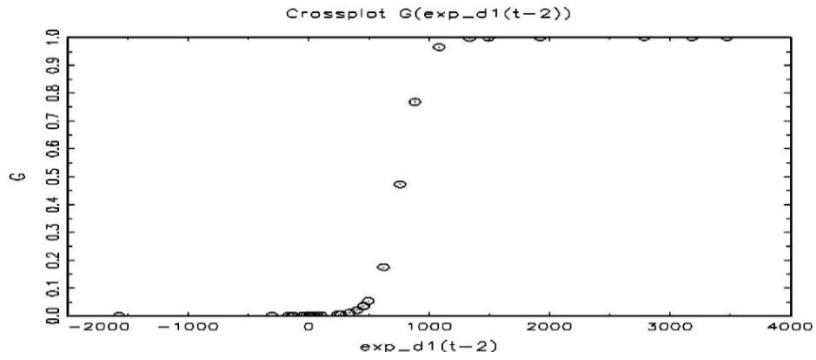
علاوه بر آن در بخش ارزیابی مدل به بررسی آزمون‌هاي مختلف جهت اطمینان از تصریح مناسب مدل پرداخته می‌شود. اولین آزمون مربوط به آزمون عدم وجود خودهمبستگی است. براي این منظور آزمون با لحاظ ۸ وقفه انجام شد و ارزش احتمال آماره آزمون F براي وقفه‌هاي ۱ تا ۸ در **جدول۵** آورده شده است.

جدول۵. نتایج آزمون عدم وجود خودهمبستگی در مدل
مأخذ: محاسبات تحقیق

Table 5. Non-correlation test results in model
Source: Research calculations

lag	F-value	df1	df2	p-value
۱	۲/۴۱۹۰	۱	۱۹	۰/۱۳۶۴
۲	۲/۰۳۸۰	۲	۱۷	۰/۱۶۰۹
۳	۱/۵۹۵۴	۳	۱۵	۰/۲۳۲۲
٤	۱/۶۰۸۶	٤	۱۳	۰/۲۳۰۹
۵	۱/۷۸۲	۵	۱۱	۰/۴۲۳۵
٦	۳/۵۴۹۲	٦	۹	۰/۰۴۳۶
۷	۲/۳۸۴۰	۷	۷	۰/۱۳۷۲
۸	۲/۸۸۲۳	۸	۵	۰/۱۲۹۴

همچنین **نمودار۲** تابع انتقال را برحسب متغیر انتقال نشان می‌دهد، شکل S مانند آن به دلیل استفاده از تابع لجستیک در الگوست که نشان می‌دهد متغیرهای توضیحی به میزان نسبتاً بالایی، متغیر وابسته را توضیح می‌دهند. همان طور که شکل زیر نشان می‌دهد انتقال از یک رژیم به رژیم دیگر به آهستگی صورت می‌گیرد که این شکل به‌خوبی در قالب تابع انتقال، سرعت انتقال را نشان می‌دهد.



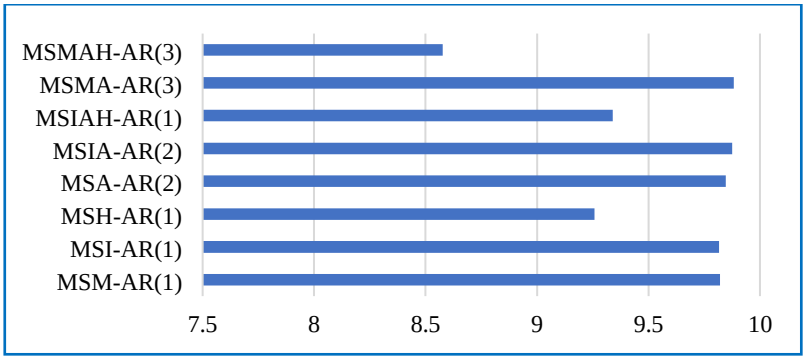
نمودار۲. تابع انتقال برحسب متغیر انتقال
مأخذ: محاسبات تحقیق

Figure 2. Transfer function by transfer variable
Source: Author's Computation

جهت مقایسه اثر نرخ ارز بر صادرات غیرنفتی در رژیم‌های مختلف، سرعت تغییر رژیم از جایگاه بالایی برخوردار است. پس از بررسی مدل در قالب مدل انتقال رژیم آهسته یعنی الگوی خودرگرسیو با انتقال ملایم، در ادامه مدل در قالب الگوی انتقال رژیم یک باره یعنی مدل مارکف - سوئیچینگ برآورد و تحلیل خواهد شد.

۵-۲- نتایج برآورد الگوی *MS*

در روش مارکف سوئیچینگ، توسط آماره‌هایی همچون معیار آکائیک و معیار شوارتز می‌توان مدل بهینه را انتخاب نمود (Ansarinasab & Manzari Tavakoli, 2020). که در اینجا مدل بهینه با در نظر گرفتن کمترین مقدار آکائیک انتخاب می‌شود. با توجه به برآورد مدل، مدل بهینه به دست آمده MSMAH-AR(3) است. که نتیجه تخمین‌ها در **نمودار۳** نمایش داده شده است.



نمودار۳. تعیین حالت بهینه‌ی مدل مارکف- سوئیچینگ
مأخذ: محاسبات تحقیق

Figure 3. Determining the optimal mode of Markov-switching model
Source: Author's Computation

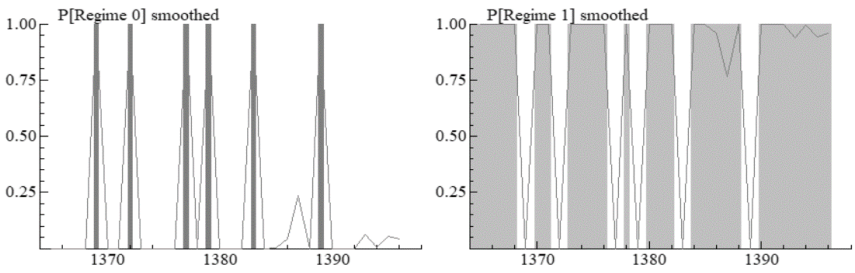
جدول٦و نمودار٤ سال‌های قرارگیری صادرات غیرنفتی در رژیم‌های یک و دو را از یکدیگر تفکیک نموده و همان طور که مشخص است می‌توان دریافت که هر سال در کدام رژیم قرارگرفته است. با توجه به اینکه میانگین صادرات غیرنفتی در سال‌های قرارگرفته در رژیم اول بیش

از میانگین صادرات غیرنفتی در سال‌های قرار گرفته در رژیم دوم است، می‌توان رژیم اول را رژیم با صادرات غیرنفتی بالاتر نسبت به رژیم دوم یعنی رژیم با صادرات غیرنفتی پایین‌تر نام نهاد.

جدول۶. سال‌های قرارگیری در رژیم ۱ و ۲ مدل MSMAH(2)-AR(3)
مأخذ: محاسبات تحقیق

Table 6. Years of foundation in the 1st and 2nd model of MSMAH (2)-AR(3)
Source: Research calculations

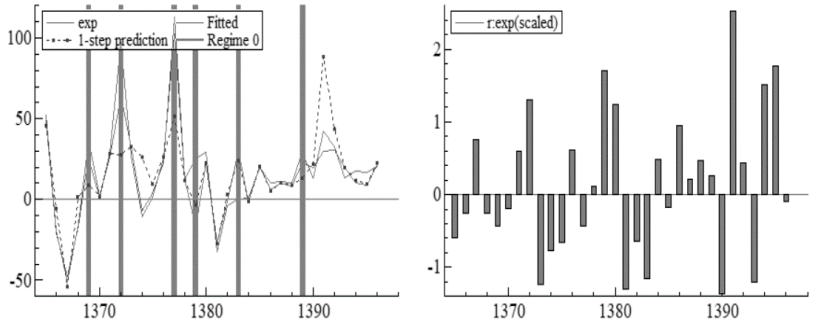
رژیم	سال
رژیم۱	۸۹-۸۳-۷۹-۷۷-۷۲-۶۹
رژیم۲	۹۳-۹۲-۹۱-۹۰-۸۸-۸۷-۸۶-۸۵-۸۴-۸۲-۸۱-۸۰-۷۸-۷۶-۷۵-۷۴-۷۳-۷۱-۷۰-۶۸-۶۷-۶۶-۶۵-۶۵ ۹۶-۹۵-۹۴



نمودار۴. احتمال واقع شدن دوره مورد بررسی در دو رژیم صادرات غیرنفتی
مأخذ: محاسبات تحقیق

Figure 4. The most likely study period in two non-oil export regimes
Source: Author's Computation

جهت سنجش میزان قدرت مدل در برازش رفتار سری زمانی صادرات غیرنفتی، روند واقعی و برازش شده صادرات غیرنفتی در نمودار زیر، مقایسه شده‌اند. همچنان که دیده می‌شود مدل مارکف-سوئیچینگ در مدل‌سازی رفتار این متغیر، خصوصاً در برازش نوسانات مثبت و منفی آن از عملکرد قابل قبولی برخوردار است.



نمودار۵. وضعیت جزء اخلال و مقادیر برآوردی و واقعی

مأخذ: محاسبات تحقیق

Figure 5. Situation of disturbing component and estimates and actual values

Source: Author's Computation

پس از انتخاب مدل بهینه و تخمین آن، نتایج مربوط به برآورد اثر نرخ ارز بر صادرات غیرنفتی در رژیم‌های مختلف در مدل تغییر رژیم یک‌باره مارکوف سوئیچینگ توسط مدل MSMAH(2)-AR(3)، در **جدول۷** آورده شده است:

جدول۷. خلاصه نتایج تخمین پارامترهاي مدل بهینه MSMAH(2)-AR(3)

مأخذ: محاسبات تحقیق

Table 7. Estimating the results of the optimal model MSMAH (2)-AR (3)

Source: Research calculations

متغیر	ضرایب	انحراف معیار	tآماره	prob
AR-1 (0)	۰/۳۳۰۶۵۳	۰/۱۳۹۴	۲/۳۷	۰/۰۳۱
AR-1 (1)	۰/۹۰۱۹۷۲	۰/۰۶۵۷۸	۱۳/۷	۰/۰۰۰
AR-2 (0)	-۱/۲۴۸۷۶	۰/۱۲۱۶	-۱۰/۳	۰/۰۰۰
AR-2 (1)	-۰/۴۷۵۹۱۹	۰/۷۰۶۱	-۰/٦٧٤٠	۰/۵۳۰
AR-3 (0)	۰/۹۲۲۸۱۴	۰/۰۹۱۲۰	۱۰/۱	۰/۰۰۰
AR-3 (1)	۰/۱۹۰۴۷۱	۰/۰۹۰۰۰	۲/۱۲	۰/۰۵۰
CPI	۰/۲۳۰۶۰۸	۰/۱۸۸۵	۱/۲۲	۰/۲۳۹
GDP	-۰/۵۶۷۲۳۵	۰/۲۰۳۳	-۲/۷۹	۰/۰۱۳
WGDP	-۰/۱۱۲۵۹۸	۱/۱۵۳	-۰/۰۹۷۷	۰/۹۲۳

Constant(0)	۲/۳۵۸۶۴	۶/۶۳۱	۰/۳۵۶	۰/۷۲۷
Constant(1)	۷/۰۷۶۵۱	۵/۱۴۱	۱/۳۸	۰/۱۸۸
exc(0)	۲/۸۰۶۵۵	۰/۲۳۳۷	۱۲/۰	۰/۰۰۰
exc(1)	۰/۳۲۵۹۲۴	۰/۰۶۰۸۸	۵/۳۵	۰/۰۰۰
Sigma(0)	۲۵/۲۲۵۵	۷/۲۷۵		
Sigma(1)	۴/۸۱۸۰۰	۰/۶۸۶۵		
log-likelihood	۱۲۱/۲۴۰۴۳۳			
AIC	۸/۵۷۷۵۲۷۰۶			
SC	۹/۳۱۰۳۹۵۰۱			
Normality Test	[۰/۵۳۲۶] ۱/۵۶۵۴ = Chi^2(2)			
ARCH Test	[۰/۶۵۶۳]۰/۲۰۶۷۰ = F(1,14)			
Autocorrelation Test	[۰/۵۳۵۲]۳/۶۸۷۶ = Chi^2(5)			

همان طور که نتایج جدول فوق نشان می‌دهد سطح قیمت‌های داخلی و تولید ناخالص داخلی شرکای تجاری کشور تأثیر معناداری بر صادرات غیرنفتی بر جای نگذاشته است. اما تولید ناخالص داخلی اثری منفی بر صادرات غیرنفتی داشته است این شاید بدان علت است که با افزایش تولید ناخالص داخلی (که بخش عمده‌ای از آن از بخش نفت سرچشمه می‌گیرد) درآمد کشور افزایش‌یافته و با افزایش درآمد واردات رشد فزاینده داشته و این می‌تواند به بنگاه‌های داخلی صدمه زده و صادرات غیرنفتی را با مشکل روبرو سازد.

اما با توجه به **جدول۷**، این مدل تأثیر نرخ ارز بر صادرات غیرنفتی در رژیم اول ۲/۸ و در رژیم دوم ۰/۳۲ را نشان می‌دهد که این تأثیر در هر دو رژیم مثبت و معنادار است. به عبارت دیگر اثر نرخ ارز بر صادرات غیرنفتی در رژیم اول به مراتب بیش از این اثر در رژیم دوم است به‌نحوی‌که این اثر در رژیم اول حدود ۸/۶ برابر رژیم دوم است که این تأثیرگذاری را می‌توان به نوع رژیم‌ها نیز نسبت داد که پیش‌تر گفته شد رژیم اول، رژیمی با میانگین صادرات غیرنفتی بالاتر نسبت به رژیم دوم است و نرخ ارز توانسته اثر قوی‌تری در تقویت صادرات غیرنفتی داشته باشد.

درمجموع یافته‌های برآورد دو مدل غیرخطی تغییر آهسته رژیم رگرسیون انتقال ملایم (STR) و تغییر یک باره رژیم مدل مارکف-سوئیچینگ (MS) را می‌توان چنین خلاصه نمود:

-درباره اثر تورم، هرچند در هر دو روش این اثر مثبت است اما در هر دو روش ضریب مربوطه معنادار نبوده به‌عبارت‌دیگر صادرات غیرنفتی و تقاضای خارجیان از کالاهای داخلی متأثر از قیمت‌های داخلی نیست. علت آن نیز در این نهفته است که چه بسیار دوره‌هایی که قیمت‌ها در ایران افزایش یافته اما به دلیل افزایش نرخ ارز قیمت کالاهای داخلی برای خارجیان ارزان‌تر نیز شده است زیرا صادرکننده داخلی با افزایش نرخ ارز حاضر به دریافت ارزش دلاری پایین‌تری از واردکننده خارجی است بنابراین درمجموع قیمت‌های داخلی اثر تعیین‌کننده‌ای بر صادرات غیرنفتی در ایران نداشته است.

-درباره تولید جهانی، اثر آن بر صادرات غیرنفتی در تغییر رژیم یک‌باره، منفی بوده اما در تغییر رژیم ملایم، مثبت و معنادار بوده است به‌عبارت‌دیگر هرگاه تغییر رژیم در صادرات غیرنفتی به‌صورت تدریجی و در بستر زمان صورت گرفته است صادرکنندگان توانسته‌اند از دوره‌های رونق جهانی استفاده نموده و صادرات خود را افزایش دهند هرچند که درمجموع این اثر بسیار ضعیف و کوچک به دست آمده است.

-درباره تولید داخلی، اثر در مدل انتقال ملایم مثبت و در مدل انتقال یک‌باره منفی به دست آمده است. اصولاً صادرات یک متغیر زمان‌بر است زیرا از زمانی که تولید و رونق در اقتصادی شروع می‌شود تا وقتی‌که تولیدکننده به تکمیل ظرفیت تقاضای داخلی و تمایل به صادرات می‌رسد، زمان خواهد برد (این در نیمه اول منحنی جی در مباحث بین‌الملل کاملاً مشخص است، هرچند دلیل شروع کننده آن چیز دیگری است اما درمجموع صادرات برای اینکه با وضعیت جدید منطبق شود زمان لازم دارد). لذا هرگاه تغییر رژیم به‌طور آهسته، ملایم و در طول زمان شکل گرفته است تقویت تولید داخل توانسته اثر مثبتی بر صادرات غیرنفتی داشته و آن را تقویت نماید اما هرگاه این تغییر در تولید، یک‌باره بوده اثر معکوسی بر صادرات غیرنفتی داشته است اما تغییر و انتقال رژیم یک‌باره در تولید ایران معمولاً در دوره‌هایی که درآمدهای نفتی به یک‌باره جهش داشته، رخ می‌داده است که این اثر تأیید کننده بیماری هلندی در ایران نیز است به این معنی که هرگاه تغییر یک‌باره در تولید ایران حاصل از جهش درآمد نفتی رخ‌داده است با تقویت مصنوعی پول ملی، دیگر بخش‌های غیرنفتی را ضعیف و مشخصاً صادرات غیرنفتی را تضعیف نموده است (که ضریب منفی تولید در مدل مارکوف سوئیچینگ نشانگر آن است) اما هرگاه تولید در ایران بر اساس تقویت توان داخل (همه‌جانبه) و به‌طور ملایم در بستر زمان اتفاق افتاده است، مشخصاً

افزایش صادرات غیرنفتی را نیز به دنبال داشته است (که این در ضریب مثبت تولید در مدل رگرسیون انتقال ملایم کاملاً مشهود است).

-اما در مورد اثرگذاری نرخ ارز بر صادرات غیرنفتی ایران در دو روش انتقال ملایم و یک‌باره که موضوع اصلی این پژوهش است، نتایج اثرگذاری نرخ ارز بر صادرات غیرنفتی در رژیم‌های مختلف در قالب دو مدل مذکور در **جدول۸** خلاصه شده است:

جدول۸. خلاصه نتایج تخمین دو الگوی رگرسیون انتقال ملایم (STR) و الگوی مارکف-سوئیچینگ (MS)
مأخذ: محاسبات تحقیق

Table 8. Summary of estimation results of two modes of smooth transition regression (STR) and Markov-switching model (MS)
Source: Research calculations

مدل	ضریب و آماره t	رژیم اول	رژیم دوم
رگرسیون انتقال ملایم (STR)	ضریب	۰/۰۸۸۱۹	۰/۳۱۶۳۵
	آمارهt	۰/۶۱۵۸۰	۰/۱۰۵۵۰
مارکف-سوئیچینگ (MS)	ضریب	۲/۸۰۶۵۵	۰/۳۲۵۹۲
	آمارهt	۰/۰۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰۰

مقایسه نتایج برآورد اثر نرخ ارز بر صادرات غیرنفتی در قالب دو مدل الگوی رگرسیون انتقال ملایم (STR) و الگوی مارکف-سوئیچینگ (MS) یافته‌های مهمی را نشان می‌دهد که می‌تواند برای تصمیم‌گیران و سیاست‌گذاران اقتصادی کشور بسیار راهگشا باشد:

-اثر نرخ ارز بر صادرات غیرنفتی، غیرخطی است و بررسی اثر خطی و یکتای نرخ ارز بر صادرات غیرنفتی می‌تواند سیاست‌گذاران اقتصادی کشور را به خطای محاسباتی دچار کند. زیرا نتایج نشان داد که نرخ ارز به‌صورت غیرخطی و در رژیم‌های مختلف رفتار کاملاً متفاوتی از خود نشان می‌دهد بنابراین این یافته حاکی از آن است که برای سیاست‌گذاری ارزی، درک زمان (قرارگیری در کدام رژیم و فضای اقتصادی) مهم و حائز اهمیت است و چه‌بسا در نظر نگرفتن آن می‌تواند عکس نتایج مورد نظر سیاست‌گذار را به دنبال داشته باشد.

-اثر نرخ ارز بر صادرات غیرنفتی نامتقارن است به‌عبارت‌دیگر اثر نرخ ارز در رژیم‌های دوگانه در مدل رگرسیون انتقال ملایم (۰/۰۸۸ و ۰/۳۱۶) و در مدل مارکوف-سوئیچینگ (۲/۸۰۶

و ۰/۳۲۵) نشان از آن دارد که تخلیه اثر نرخ ارز بر صادرات غیرنفتی در رژیم‌های مختلف نامتقارن است و در نظر گرفتن این مسئله بسیار می‌تواند مهم باشد.

-سرعت انتقال رژیم از دیگر موارد مهم این رابطه است به‌نحوی‌که اگر سرعت انتقال از رژیمی به رژیم دیگر یک‌باره باشد شدت اثر نرخ ارز بر صادرات غیرنفتی را با شتاب زیادی تغییر می‌دهد اما اگر این سرعت انتقال به آهستگی انجام شود حتی می‌تواند اثر نرخ ارز بر صادرات نفتی را معکوس ساخته و نحوه این اثر را به‌کل تغییر دهد.

-در مجموع از آنجایی‌که نرخ ارز در دو رژیم اثری مثبت و معنادار و تنها در یک رژیم اثر منفی و آن هم بی‌معنی بر صادرات غیرنفتی را نشان می‌دهد لذا می‌توان نتیجه گرفت افزایش نرخ ارز مطابق تئوری، اثر معناداری بر صادرات غیرنفتی در ایران بر جای می‌گذارد زیرا با افزایش ارزش پول خارجی در مقابل پول داخلی، قدرت خریدار خارجی برای کالای داخلی افزایش می‌یابد و به عبارت دیگر توان صادرکننده داخلی جهت رقابت در بازار جهانی بیشتر شده و صادرات غیرنفتی رونق بیشتری خواهد گرفت و این می‌تواند افزایش اشتغال و توان تولید ناخالص داخلی را به دنبال داشته باشد.

۶- نتیجه‌گیري

در این تحقیق نحوه تأثیر نامتقارن نرخ ارز بر صادرات غیرنفتی ایران با استفاده از داده‌هاي سالانه ۱۳۹۶-۱۳۵۷ و با برآورد الگوهای غیرخطی رگرسیون انتقال ملایم STR و مارکف-سوئیچینگ MS مورد بررسی قرار گرفت. در الگوی رگرسیون انتقال ملایم، به منظور تبیین رابطه غیرخطی بین متغیرها، مدل رگرسیون انتقال ملایم با تابع انتقال لاجیستیک دو رژیمی به‌عنوان الگوي بهینه تحقیق انتخاب شد. بر اساس نتایج برآورد در دو قسمت خطی و غیرخطی، مقدار آستانه‌اي برابر۲۶۰۳/۳ محاسبه شد. ضرایب برآورد شده در دو رژیم، این نتیجه را در پی داشت که اثرگذاري متغیرها در دو رژیم مختلف متفاوت است و بستگی به این دارد که اقتصاد در چه رژیمی قرارگرفته است. در رژیم اول نرخ ارز تأثیر منفی بر صادرات غیرنفتی دارد و در رژیم دوم نرخ ارز تأثیر مثبت بر صادرات غیرنفتی دارد. در مدل مارکف-سوئیچینگ در قالب مدل بهینه MSMAH-AR(3)، تأثیر نرخ ارز در رژیم اول حدود ۸/۶ برابر رژیم دوم است که هر دو اثری مثبت بر صادرات غیرنفتی دارند. به عبارت دیگر با انتقال یک‌باره از رژیم اول به رژیم دوم، اثر نرخ ارز بر صادرات غیرنفتی به شدت دچار

تغییر می‌شود. درمجموع نتایج حاکی از آن است که اثر نرخ ارز بر صادرات غیرنفتی غیرخطی، نامتقارن و این اثر با تغییر سرعت انتقال رژیم دچار تغییر می‌شود و با تمام تفاسیر این اثر مثبت است به عبارت دیگر رسیدن نرخ ارز به مقدار واقعی خود، می‌تواند موجب تقویت قدرت رقابت بنگاه‌ها و کالاهای داخلی در سطح بین‌المللی شده و موجبات افزایش صادرات غیرنفتی شود.

در مجموع و مبتنی بر یافته‌های این پژوهش، پیشنهادهای زیر توصیه می‌شود:

- کنترل نوسانات نرخ ارز و کاهش ریسک نوسانان ارزی برای صادرکنندگان
- استفاده از الگوهای بیمه‌ای برای جبران زیان ناشی از نوسانات ارزی
- شفاف نمودن سیاست‌های ارزی دولت و مقید نمودن سیاست‌گذاران به اجرای صحیح آن‌ها
- اما پیشنهاد اساسی این پژوهش انتقال ملایم تغییر از یک رژیم به رژیم دیگر است به ویژه تغییر عواملی که انتقال رژیم صادرات غیرنفتی را به دنبال دارد. مخصوصاً تغییر رژیم نرخ ارز که در ایران معمولاً در دوره‌های وفور دلارهای نفتی کاملاً تحت اختیار قدرت دولت کنترل می‌شود اما با تورم مزمن کشور، ارزش پول ملی کاهش می‌یابد و نتایج نشان داد اگر این کنترل بیشتر شود، در دوره کاهش درامد نفتی، با جهش یک‌باره نرخ ارز، معمولاً صادرات غیرنفتی حداقل در کوتاه‌مدت چندان از مواهب آن بهره‌مند نشده و زمان می‌برد تا تولید و صادرات با شرایط جدید وفق یابد اما اگر همین جهش و انتقال رژیم به‌طور آهسته و ملایم تغییر نماید، آثار مثبت بیشتری بر صادرات غیرنفتی دارد لذا توصیه می‌شود دولت نرخ ارز را متناسب با پایه‌های بنیادی آن، در کانال واقعی خود هدایت نماید و از کنترل مصنوعی آن در دوره‌های خاص اجتناب کند که این تقویت صادرات غیرنفتی را به دنبال خواهد داشت.

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

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

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

Reference

Akinlo, A. E., & Adejumo, V. A. (2014). Exchange rate volatility and non-oil exports in Nigeria: 1986-2008. *International Business and Management*, 9(2), 70-79.

Altintaş, H., Cetin, R., & Öz, B. (2011). The impact of exchange rate volatility on Turkish exports: 1993-2009. *South East European Journal of Economics and Business*, *6*(2), 71-81.

Aligholi, M., & Baradaran, A., (2019) The Patterns of Non-Oil Exports of the Country Affected by Exchange Rate Fluctuation. *Journal of Business Administration Research*. *11* (21), 91-113. Available at: http://bar.yazd.ac.ir/m/article_1551.html?lang=en [In Persian].

Ansarinasab, M., Manzari Tavakoli, Z. (2020). Modeling Gasoline Consumption Behaviors in Iran Based on Long Memory and Regime Change. *Quarterly Energy Economics Review*, 16(64), 125-149. Available at: https://iiesj.ir/browse.php?a_id=1145&sid=1&slc_lang=en [In Persian].

Ansarinasab, M., Mohammadi, Z. (2019). Investigation of Nonlinear Exchange Rate Behavior in Iran: Evidence from Markov Switching Model. *Comparative Economics*, 6(1), 21-40. Available at: https://economics.ihcs.ac.ir/mobile/article_4916.html?lang=en [In Persian].

Barakchian, S., M., Bayat, S., & Karami, H. (2014), Structural Breaks and Modeling Behavior of Inflation-Comparison between Nonlinear and Time Varying Models, *The Journal of Economics Studies and*

Policies, 2(1),51-74. Available at: http://economic.mofidu.ac.ir/article_25913.html [In Persian].

Daee Karimzadeh, S., Imam Verdi, Gh., & Shayesteh, A. (2014). Investigating the Impact of Real Exchange Rate on Exports. *The Journal of financial Economics, 8(29), 151-174*. Available at: http://ecj.iauctb.ac.ir/article_515680.html [In Persian].

Ebrahimi, M., Babaei Agh Ismaili, M., & Kafili, V. (2016). Investigate price regimes of two prime index in the world oil market(Brent and WTI) before and after the financial crisis: Evidence from the Markov regime switching model. *Quarterly Journal of Quantitative Economics* , 13(3), 57-83. Available at: https://jqe.scu.ac.ir/article_12537.html [In Persian].

Emami Meybodi, A., & Shooreh Kennedy, A., A. (2011). The Impact of Exchange Rate Changes on Export Prices of South and Southeast Asian Countries, *Journal of Applied Economics*, 2(6), 93-112. Available at: https://jae.srbiau.ac.ir/article_3851.html [In Persian].

Enders, W. (2004). Regime Switches in Interest Rates. Journal of Business & Economic Statistics, *American Statistical Association*, (20), 163-182.

Fallahi, F., & Rogriguez, G. (2007). Using Markov-switching models to identify the link between unemployment and criminality.

Hadian, E., Ojeemehr, S. (2014). Investigating the Behavior of Foreign Exchange Market Pressure Index in Iran: Using a Smooth Transition Autoregressive Model (STAR), *Journal of Applied Economics Studies*, 3 (10), 247-266. Available at: https://aes.basu.ac.ir/article_830.html [In Persian].

Jafari Samimi, A., Azami, K., & Azizian, J. (2015). The effect of macroeconomics variables uncertainty on import of selected developing countries. *Quarterly Journal of Quantitative Economics*, 12(3), 27-49. Available at: https://jqe.scu.ac.ir/article_11892.html [In Persian].

Jafari Samimi, A., Elmi, S., Dehghan, S.(2013), The Study of Iran's Monthly Inflation Rate Dynamics Using STAR Models., *Quarterly Journal of*

Fiscal and Economic Policies, 1(3) ,5-22. Available at: http://qjfep.ir/article-1-102-fa.html [In Persian].

Kazerooni, A.R., Mozaffari, Z., Karimi Kandoleh, M., & Amini, M. (2016). The Effectof The Real Effective Exchange Rate Misalignment on Iranian Non-Oil Exports: The BEER approach. *The Journal of Financial Knowledge of Securities Analysis*, 9(23), 95-113. Available at: https://jfksa.srbiau.ac.ir/article_9736.html?lang=en [In Persian].

khoshnevis Yazdi, S., & Rajabzadeh, R. (2017). The Impact of Real Exchange Rate Changes on Non-oil Exports of Iran. *Journal of Economics and Business Research*, 8(14), 43-59. Available at: http://jebr.azad.ac.ir/article_533008.html?lang=en [In Persian].

Kouchakzadeh, A., & Jalaei, S., A. (2013). Effect of exchange rate uncertainty on non-oil exports in Iran, *Journal of Agricultural Economics Research*, 5(3), 121-135. Available at: http://jae.miau.ac.ir/article_334.html?lang=en [In Persian].

Mahdiloo, A., Sadeghi, H., & Assari Arani, A. (2015). Estimation of Non-Linearity Effect of Rent-Seeking Opportunities on Economic Growth in Iran: Using Markov-Switching Model. *Journal of Economic Growth and Development Research*, 5(18), 11-30. Available at: https://egdr.journals.pnu.ac.ir/article_1498.html?lang=en [In Persian].

Mahmoudi, M., & Kohansal, M. R., (2020). The Investigation Of Effects Of Exchange Rate Volatility On Export And Value Added Of Iranian Food Industries (Application Of Structural Vector Auto-Regression Model). *The Journal of MAJLIS & RAHBORD*. 27(101), 59-94. Available at: https://www.sid.ir/en/journal/ViewPaper.aspx?ID=738175 [In Persian].

Mousavi, S. S., Haghighat, J., & Salmani bishak, M., R. (2014), The Impact of Human Capital on Economic Growth in Iran: A Nonlinear Approach, *Iranian Journal of Economic Research*,20(63), 121-144. Available at: https://ijer.atu.ac.ir/article_4096.html?lang=en [In Persian].

Nunejad, M., & Parvizi Kashkouli, F. (2015). The Effect of Exchange Rate Volatility on the None-Oil Exports of Iran to Major Trade Partners. *The Journal of Macro and Strategic Policies*, 3(12), 99-122. Available at: http://www.jmsp.ir/article_13604.html [In Persian].

Nweke, A. M., Eze, O. M., & Atuma, E. Analysis of the Effect of Exchange Rate Depreciation on Export Performance in Nigeria.

Panda, S., & Mohanty, R. K. (2015). Effects of exchange rate volatility on exports: Evidence from India. *Economics Bulletin*, 35(1), 305-312.

Pedram, M., shirinbakhsh masulle, Sh., A., & Rezaei Abyaneh, B.(2012) Investigating the asymmetric effects of exchange rate fluctuations on the prices of exported goods, *Quarterly Journal of Economic Modeling Research*, 3 (9), 143-166. Available at: http://jemr.khu.ac.ir/article-1-397-fa.html [In Persian].

Rasekhi, S., Shahrazi, M., and Abdollahi, M., R. (2012). Asymmetric Effect of Exchange Rate and its Volatility on Iran's Non Oil Export, *Economic growth and development research*, 2 (7), 81-90. Available at: https://egdr.journals.pnu.ac.ir/article_126.html [In Persian].

Razavi, S., a., Salimifar, M., & Naji Maidani, A,. A. (2013). Exchange Rate and Its Impact on Non-Oil Exports in Iran, *Quarterly Journal of Economic Strategy* , 3(8). Available at: https://profdoc.um.ac.ir/paper-abstract-1042650.html [In Persian].

Sabznejad, A., & Abedi, H. (2016). The Impact of Exchange Rate Fluctuations on Iran's Exports to the Major Country of the Business Party Case Study: China. *Comprehensive Conference on Management and Accounting Sciences, Tehran, Secretariat of the Comprehensive Conference on Management and Accounting Sciences.* Available at: https://civilica.com/doc/606070/ [In Persian].

Salmani, B., & Rezazadeh, A. (2010). The Effect of Real Exchange Rate Volatility on Non-Oil Export in Iran, *The Journal of Economic Studies and Policies*, 7 (1), 37-38. Available at: http://economic.mofidu.ac.ir/article_26187.html?lang=en [In Persian].

Taheri Fard, E. (2004). The role of exchange rates in the development of non-oil exports in the Iranian economy. *Journal of Planning and Budgeting*. (89), 47-79. Available at: http://jpbud.ir/browse.php?a_id=210&sid=1&slc_lang=fa&ppup= [In Persian].

Tahmasebi, B., Jafari Samimi, A., & Farjadi, Gh. A. (2013). Investigation of the effect of non-oil exports on real exchange rates in Iran. *Journal of financial Economics*, 8(26), 53-76. Available at: http://ecj.iauctb.ac.ir/article_512784.html [In Persian].

Takbiri, O., & Kordmadanloo, M. (2017). Investigating the Uncertain Impact of Real Currency Rate on Non-Oil Exports in Iran. *Journal of Management Studies and Accounting*, 3(1), 218-227. Available at: https://civilica.com/doc/705489/ [In Persian].

Tarigan, Y., Kindler, M., Elfira, E., & Silangit, Z. A. T. (2019). The Influence of Exchange Rate on Indonesian Export Value. In *1st International Conference on Applied Economics and Social Science (ICAESS 2019)*. Atlantis Press.

Tavakoli, A., & Sayyah, M. (2010). The Impact Of Exchange Rate Fluctuations On Economic Activities In Iran. *Journal of* Money and Economics, 2(4), 59-77. Available at: https://www.sid.ir/fa/journal/ViewPaper.aspx?id=147611 [In Persian].

فصلنامه‌ی اقتصاد مقداری (بررسی‌های اقتصادی سابق) زمستان ۱۴۰۰ ۱۸(۴) ۱۵۸-۱۲۵

فصلنامه‌ی اقتصاد مقداری

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

بررسی تأثیر همزمان کیفیت نهادی و فرار مالیاتی بر عملکرد نظام مالیاتی کشورهای منتخب MENA

حجت ایزدخواستی*، یداله دادگر ** ، پوریا بیگی ***

* استایار اقتصاد، گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد و علوم سیاسی، دانشگاه شهید بهشتی، تهران، ایران. (نویسنده مسئول)
** استاد اقتصاد، گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد و علوم سیاسی، دانشگاه شهید بهشتی، تهران، ایران.
*** کارشناسی ارشد اقتصاد، گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد و علوم سیاسی، دانشگاه شهید بهشتی، تهران، ایران.

اطلاعات مقاله

تاریخ دریافت: ۹ آذر ۱۳۹۸
تاریخ بازنگری: ۸ اسفند ۱۳۹۹
تاریخ پذیرش: ۱۴ اسفند ۱۳۹۹

ارتباط با نویسنده (گان) مسئول:
ایمیل: h_izadkhasti@sbu.ac.ir
0000-0002-9031-9407

آدرس پستی:
تهران بزرگراه شهید چمران، خیابان یمن، میدان شید شهریاری، دانشگاه شهید بهشتی، دانشکده اقتصاد و علوم سیاسی، گروه اقتصاد

طبقه‌بندیJEL: H19, C23, H26

واژگان کلیدی:
کیفیت نهادی، حکمرانی خوب، فرار مالیاتی، عملکرد نظام مالیاتی، داده‌های تابلویی

اطلاعات تکمیلی:

این مقاله برگرفته از پایان نامه ی کارشناسی ارشد آقای پوریا بیگی در رشته اقتصاد به راهنمایی اقای حجت ایزدخواستی 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 منافعی وجود ندارد.
منابع مالی: نویسنده‌های مقاله هیچگونه حمایت مالی برای تحقیق، تألیف و انتشار مقاله دریافت نکرده‌اند.

چکیده

***مالیات اصلی ترین و پایدارترین منبع تامین مالی دولت است، اما دولت در اکثر کشورهای در حال توسعه برای تامین درآمدهای مالیاتی مورد نیاز خود با موانع نهادی و ساختاری مواجه است. بنابراین، بهبود کیفیت نهادی می تواند منجر به اعتماد عمومی، کاهش فرار مالیاتی، افزایش درآمدهای مالیاتی دولت و در نهایت بهبود عملکردنظام مالیاتی شود. بر این اساس، در این پژوهش ابتدا با استفاده از روش ـ علل چندگانه-آثارچندگانه (MIMIC)فرآیند فرار مالیاتی برآورد شده است. سپس، تأثیر همزمان کیفیت نهادی و فرار مالیاتی بر عملکرد نظام مالیاتی در کشورهای منتخب MENA در دوره (۲۰۰۲-۲۰۱۷) با استفاده از روش داده‌های تابلویی تحلیل می‌شود. نتایج حاکی از آن است که کارایی و پاسخگویی دولت، نسبت ارزش افزوده بخش خدمات به صنعت (شاخص تبدیل ساختاری) در اقتصاد، سهم واردات کالا و خدمات در تولید ناخالص داخلی اثر مثبت و سهم ارزش افزوده بخش کشاورزی در تولید ناخالص داخلی تأثیر منفی بر عملکرد نظام مالیاتی داشته است. همچنین، فرار مالیاتی و اثرهمزمان فرار مالیاتی و نرخ رشد تولید ناخالص داخلی تأثیر معنی‌داری برعملکرد نظام مالیاتی نداشته‌اند. بر** این اساس، افزایش کارایی و پاسخگویی دولت زمینه مشارکت بیشتر عموم مردم در تأمین مالی هزینه‌های دولت را فراهم می‌کند و باعث می‌شود تا ضمن کاهش فرار مالیاتی درآمدهای مالیاتی دولت افزایش یابد. همچنین، افزایش محدودیت‌های تجاری باعث گسترش اقتصاد زیرزمینی و افزایش واردات به صورت غیرقانونی و قاچاق و کاهش درآمدهای مالیاتی دولت می‌شود.

ارجاع به مقاله:

ایزدخواستی، حجت، دادگر، یداله و بیگی، پوریا. (۱۴۰۰). بررسی تأثیر همزمان کیفیت نهادی و فرار مالیاتی بر عملکرد نظام مالیاتی کشورهای منتخب MENA. *فصلنامه‌ی اقتصاد مقداری (بررسی های اقتصادی سابق)*، ۱۸(۴)، ۱۵۸-۱۲۵.

10.22055/JQE.2021.31807.2181

© 2022 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

کیفیت نهاد دولت و حکمرانی خوب در ارتباط با تعامل میان سه رکن دولت، بازار و نهادهای مدنی است و بر فرار مالیاتی[1] و عملکرد نظام مالیاتی تأثیرگذار است. دولت در اکثر کشورهای در حال توسعه به منظور تأمین درآمدهای مالیاتی مورد نیاز خود به منظور مدیریت بخش دولتی با موانع نهادی و ساختاری در فرایند کسب درآمد مواجه هستند. بنابراین، ضعف نهادی و موانع ساختاری کشورهای در حال توسعه موجب شده است تا دولت‌ها نتوانند از میزان بالقوه ظرفیت مالیاتی برای تأمین مالی خود استفاده کنند. در صورتی که محیط نهادی باعث ایجاد انگیزه بیشتر در پرداخت‌کنندگان مالیاتی شود، دولت می‌تواند عملکرد خود را در زمینه درآمدهای مالیاتی بهبود بخشد. بر این اساس، بروز هرگونه بی‌اعتمادی افراد به دولت و عدم ثبات سیاسی جامعه باعث کاهش بهره‌وری نظام مالیاتی و افزایش هزینه وصول مالیات‌ها می‌شود و وصول درآمدهای مالیاتی را با مشکل مواجه می‌کند (Gupta, 2007).

در پارایم حکمرانی خوب که از دهه ۱۹۹۰ مطرح شده است، کارایی و اثربخشی دولت مدنظر قرار گرفته است و دولت باید با ایجاد نهادهای کارآمد محیط مناسب برای تنظیم روابط اقتصادی در جامعه را فراهم کند. بنابراین، بهبود در کیفیت نهادی می‌تواند منجر به جلب اعتماد عمومی به دولت، کاهش فرار مالیاتی، افزایش درآمدهای مالیاتی دولت و در نهایت بهبود عملکرد اقتصادی خواهد شد. مطالعات متعددی از قبیل ایمام و جاکوبز (Imam & Jacobs, 2007)، تانزی و زی (Tanzi & Zee, 2000)، گاپتا (Gupta, 2007)، اعجاز و احمد (Ajaz & Ahmad, 2010)، قانی (Ghani, 2011)، بیرد و استیفان (Bird & Stephan, 2015) و سویک و همکاران (Cevik, Gottschalk, Hutton, Jaramillo, Karnane, & Sow, 2019) به بررسی عوامل نهادی، ساختاری و اقتصادی اثرگذار بر عملکرد نظام مالیاتی در کشورهای مختلف پرداخته‌اند.

[1] Tax evation

مسأله این تحقیق بررسی تأثیر همزمان کیفیت نهادی (کارایی و پاسخگویی دولت) و فرار مالیاتی بر عملکرد نظام مالیاتی است. در این راستا، با استفاده از روش علل چندگانه-آثار چندگانه[۲] (MIMIC) به بررسی عوامل موثر بر فرار مالیاتی و برآورد روند فرار مالیاتی در دوره (۲۰۱۷-۲۰۰۲) در کشورهای منتخب منا پرداخته می‌شود. سپس، تأثیر همزمان کارایی و پاسخگویی دولت و فرار مالیاتی بر عملکرد نظام مالیاتی کشورهای منتخب منا با استفاده از روش داده‌های تابلویی[۳] بررسی می‌شود.

در ادامه در بخش دوم، به بیان مبانی نظری فرار مالیاتی، کیفیت نهادی و پیشین تحقیق پرداخته می‌شود. در بخش سوم، روش تحقیق و شرح داده‌ها صورت می‌گیرد. در بخش چهارم، روند فرار مالیاتی با استفاده از روش علل چندگانه- آثار چندگانه در کشورهای منتخب منا برآورد می‌شود. سپس، برآورد الگوی تحقیق صورت می‌گیرد. در نهایت در بخش پنجم، نتیجه‌گیری و پیشنهادات ارائه می‌شود.

۲- ادبیات نظری و پیشینه تحقیق

۲-۱- عملکرد نظام مالیاتی و عوامل مؤثر بر آن

یکی از شاخص‌های مهم عملکرد نظام مالیاتی در کشورهای مختلف نسبت درآمدهای مالیاتی به تولید ناخالص داخلی در هر کشور است. بر این اساس بالاتر بودن مقدار این شاخص در یک کشور بیانگر عملکرد بهتر نظام مالیاتی آن کشور است. در این راستا، مطالعات متعددی مطالعات متعددی از قبیل ایمام و جاکوبز (Imam & Jacobs, 2007)، تانزی و زی (Tanzi & Zee, 2000)، گاپتا (Gupta, 2007)، اعجاز و احمد (Ajaz & Ahmad, 2010)، قانی (Ghani, 2011)، بیرد و استیفان (Bird & Stephan, 2015) و سویک و همکاران (Cevik et al., 2019) به بررسی عوامل نهادی، ساختاری و اقتصادی اثرگذار بر عملکرد نظام مالیاتی در کشورهای مختلف پرداخته‌اند.

---

[2] Multiple Indicatorrs -Multiple Causes
[3] Panel data

تبدیل ساختاری: یکی از متغیرهای مهم اثر گذار بر عملکرد نظام مالیاتی تبدیل ساختاری[4] است و توانایی اخذ مالیات، ترکیب و نوع مالیاتی که می‌توان در اقتصاد وضع کرد را تحت تأثیر خود قرار می‌دهد و منجر به سطح بالاتری از درآمد سرانه و درآمدهای مالیاتی می‌شود. در واقع تبدیل ساختاری، به نوعی نماینده‌ای از تغییر در ترکیب بخش‌های اقتصاد در نظر گرفته می‌شود. در برخی مطالعات از نسبت ارزش افزوده بخش خدمات به تولید ناخالص داخلی و در برخی دیگر از نسبت ارزش افزوده بخش خدمات به ارزش افزوده بخش صنعت به عنوان شاخص تبدیل ساختاری استفاده کرده‌اند (Cevik et al., 2019). بنابراین، تبدیل ساختاری از کانال‌های مختلفی می‌تواند بر رشد اقتصادی و درآمدهای مالیاتی اثرگذار باشد.

ارزش افزوده بخش کشاورزی: به دلیل لحاظ نشدن بخش زیادی از تولیدات بخش کشاورزی در تولید ناخالص داخلی، به تبع نمی‌توان انتظار سهم بالایی هم در مالیات‌ها به صورت مستقیم از این بخش داشت. از طرفی هرچه بخش کشاورزی به واحدهای کوچک‌تری تقسیم شده باشد، میزان مالیاتی که می‌توان بر این بخش وضع کرد نیز سخت‌تر می‌شود. همچنین، به لحاظ سیاسی نیز وضع مالیات بر این بخش چندان عملی نیست. حقایق آشکار شده بیانگر بالاتر بودن سهم بخش کشاورزی در اقتصاد کشورهای در حال توسعه و بالاتر بوده سهم خدمات در کشورهای ثروتمند بوده است. به علاوه، اشتغال در بخش کشاورزی کشورهای فقیر و در بخش خدمات کشورهای ثروتمند بالاتر است. این حقایق نشان‌دهنده ارتباط دو طرفه‌ی ترکیب بخش‌های مختلف اقتصادی و رشد اقتصادی است. به علاوه، هرچقدر اقتصاد مبتنی بر محصولات کشاورزی باشد و فعالان این بخش بتوانند محصولات خود را به صورت تهاتری عرضه کنند و یا خود مصرف کنند، در چنین ساختار و اقتصادی، به دلیل شفاف نبودن فعالیت‌ها و مبادلات امکان اخذ مالیات نیز سخت خواهد بود (Botlhole, 2010). اگر یک اقتصاد مبتنی بر کشاورزی، بخش اعظمی از محصولات خود را بتواند صادر کند،

[4] Structural transformation

آنگاه، انتظار بر این است که به صورت غیرمستقیم، از طریق برخی کانال‌ها، درآمدهای مالیاتی افزایش یابد. تعدادی از کشورهای آفریقایی و آمریکای لاتین این‌گونه شرایطی داشته‌اند (Karagoz, 2013).

باز بودن اقتصاد: درجه باز بودن اقتصاد نشان‌دهنده مجموع صادرات و واردات به تولید ناخالص داخلی هر کشور است. اگر با افزایش حجم صادرات و واردات نسبت به تولید ناخالص داخلی، منجر به افزایش سرمایه‌گذاری و تولید بیشتر شود، می‌تواند نسبت درآمدهای مالیاتی دولت به تولید ناخالص داخلی را افزایش دهد. در کشورهای در حال توسعه وضع تعرفه‌های واردات درآمدهای مالیاتی دولت را افزایش می‌دهد. محدودیت‌های تجاری نیز می‌تواند باعث افزایش واردات کالاها به صورت غیر قانونی می‌شود. این امر از طریق کاهش درآمد دولت از طریق تعرفه‌های وارداتی باعث افزایش فرار مالیاتی و کاهش درآمدهای مالیاتی دولت شود (Ashrafzadeh et al, 2000).

فرار مالیاتی: اجتناب از مالیات[5] و فرار مالیاتی دو مفهوم مهم در ارتباط با عملکرد نظام مالیاتی است. اجتناب از مالیات نوعی استفاده از خلاءهای قانونی در قوانین مالیاتی به منظور پرداخت مالیات کمتر است (Khani, Imani, & Yousefi, 2014). فرار مالیاتی کاهش غیرقانونی مالیات پرداختی از طریق عدم گزارش درآمد و یا اعلام نرخ‌های تفریق بالاتر تعریف می‌شود (Schneider & Enste, 2000). تانزي (Tanzi, 1980) فرار مالیاتی را اعمال غیر قانونی تلقی می‌کند که افراد بر اساس آن به دنبال پرداختن نکردن مالیات و کم پرداختن مالیات هستند. در تعریفی دیگر، فرار مالیاتی به فعالیت‌های غیرقانونی و عمومی گفته می‌شود که توسط افراد یا شرکت‌ها از طریق کم‌گویی درآمدها، فروش یا دارایی و یا از طریق زیاده گویی کسورات و معافیت‌ها از پرداخت مالیات فرار می‌کنند (Alm, 2012).

[5] Tax avoidance

علل فرار مالیاتی: به طور کلی، هنجارها و کنش‌های اجتماعی، عدالت مالیاتی، فساد مأموران مالیاتی، عدم گسترش فرهنگ مالیاتی در جامعه، عدم مبادله اطلاعات کامل، سیستم نظارت و ضمانت‌های اجرایی ضعیف، مشکلات مربوط به تشخیص علی‌الرس مالیات، قوانین پیچیده و متعدد و معافیت‌های گسترده مالیاتی برخی از عوامل نهادی تأثیرگذار بر فرار مالیاتی هستند (Samadi & Tabandeh, 2013). با بزرگ شدن اندازه دولت و کمبود درآمد دولت، منجر به کسری بودجه دولت می‌شود. تأمین کسری بودجه دولت از طریق استقراض از بانک مرکزی می‌تواند منجر به افزایش تورم و در نتیجه افزایش اندازه اقتصاد سایه و فرار مالیاتی شود (Motalebi, Alizadeh, & Faraji Dizaji., 2020).

در بررسی رابطه بین ابعاد فرهنگی- ملی و فرار مالیاتی این نتیجه حاصل شده است که سطح پایین‌تر فرهنگ مالیاتی منجر به سطوح بالاتر فرار مالیاتی می‌شود (Richardson, 2008). مطالعات دیگری از قبیل کبولا و سعادتمند (Cebula & Saadatmand, 2005)، اشنایدر و سواسان (Schneider & Savasan, 2007)، بایر و سوتر (Bayer & Sutter, 2009)، به بررسی نقش عوامل دیگری از قبیل نرخ‌های مالیاتی و اندازه دولت بر افزایش حجم اقتصاد زیرزمینی و فرار مالیاتی پرداخته‌اند. بیرد و استیفان (۲۰۱۵) نیز رابطه معکوس بین حکمرانی خوب و اجتناب مالیاتی به دست آورده است.

آثار فرار مالیاتی: فرار مالیاتی باعث می‌شود تا مؤدی کمتر از میزانی که قانون تعیین کرده است مالیات پرداخت کند. دو مسیر اثرگذاری متفاوت در زمینه اثرگذاری فرار مالیاتی در اقتصاد مطرح است: مسیر اول، اثرات سرمایه‌گذاری عمومی[6] است و بیانگر این است که فرار مالیاتی باعث کاهش درآمدهای مالیاتی دولت می‌شود و در نهایت از طریق کاهش مخارج زیرساختی دولت منجر به رشد اقتصادی کمتر می‌شود. در مسیر

[6] the public investment effect

دوم، که به اثر برنامه‌ریزی مالیاتی[۷] معروف است، فرار مالیاتی از طریق کاهش هزینه نهایی سرمایه باعث تشویق انباشت سرمایه و سرمایه‌گذاری بیشتر در بخش خصوصی و در نهایت رشد اقتصادی می‌شود. افزایش نرخ رشد اقتصادی در نهایت منجر به افزایش درآمدهای مالیاتی دولت می‌شود (Chu, Lai, & Cheng, 2015). صمدی و تابنده (۱۳۹۲)، نیز اثر مثبت فرار مالیاتی بر نرخ رشد اقتصادی در ایران بدست آورده‌اند. اینکه وجود گریزگاه‌های مالیاتی در نهایت، باعث افزایش یا کاهش رشد اقتصادی شوند، به این امر بستگی دارد که کدام یک از این دو اثر بر یکدیگر غالب شوند. بنابراین، زمانی که مخارج دولت اثرات جانبی مثبت بر تولید بخش خصوصی داشته باشد، حذف گریزگاه‌های مالیاتی از طریق افزایش نسبت مخارج عمومی به خصوصی اثر مثبتی بر نرخ رشد تعادلی خواهد داشت (Chu et al., 2015).

کاهش شدت قوانین و مقررات، اجتناب از افزایش بار مالیاتی، مبارزه با بیکاری، مهار تورم و تقویت ضمانت اجراهای کیفری از مهم‌ترین عوامل کاهش اجتناب از مالیات و فرار مالیاتی است (Sadeghi & Nouran, 2013).

کیفیت نهادی: نهادها، قوانين بازي و يا قيودي وضع شده از جانب بشر هستند که روابط متقابل انسان‌ها با یکدیگر را شکل می‌دهند. در نتیجه نهادها باعث ساختارمند شدن انگیزه‌هاي نهفته در مبادلات بشري می‌شوند، چه این مبادلات سیاسی، اقتصادي و يا اجتماعی باشد (Mongong-Fon et al, 2017). با آشکار شدن ابعاد منفی و نقاط ضعف دو جریان فکری مدیریت دولتی سنتی[۸] و مدیریت دولتی نوین[۹]، حکمرانی خوب[۱۰] در حوزه مدیریت بخش عمومی در دهه ۱۹۹۰ مطرح شده است. منظور از واژه حکمرانی تأکید بر تدبیر خردمندانه امور است به گونه‌اي که منجر به نتایج مطلوب گردد (Sadraei, 2017). در این جریان فکری، دولت باید با ایجاد نهادهای کارآمد

[7] the tax planning effect
[8] Public Administration
[9] New Public Administration
[10] Good Governance

محیط مناسب برای تنظیم روابط اقتصادی در جامعه را فراهم کند. در راستای بهبود عملکرد نظام مالیاتی در کشورهای در حال توسعه که با مشکلات نهادی از قبیل کیفیت پایین حکمرانی و بالا بودن سطح فساد مواجه هستند، تقویت کارایی و پاسخگویی دولت می‌تواند تمایل به پرداخت مالیات افراد را افزایش دهد. اعتماد ایجاد شده در افراد در نتیجه ارتقای کیفیت حکمرانی باعث وصول به موقع درآمدهای مالیاتی می‌شود و این امر به تقویت ساختار اقتصادی منجر می‌شود (Ajaz & Ahmad, 2010). همچنین، نهادهاي دموکراتیک قوي و بهبود کیفیت حکمراني دولت، از طریق تغییر ساختار مخارج دولت و کاهش رانت دولتي، میتواند باعث تسهیل روند تغییرات تکنولوژي، افزایش رشد اقتصادي و در نهایت بهبود عملکرد اقتصاد شود (Izadkhasti, 2019).

بر اساس تعریف بانک جهانی، حکمرانی خوب بر اساس شش مؤلفه زیر تعریف شده است:

۱- حق اظهار نظر و پاسخگویی[11]: این شاخص میزان شفافیت و قدرت جامعه مدنی در هر کشور را اندازه‌گیری می‌کند و شامل آزادی مدنی، آزادی مطبوعات، انتخابات آزاد و سالم، انتشار اطلاعات و آگاهی‌های عمومی است که موجب شفافیت اقتصادی می‌شود. بر این اساس، جامعه مدنی، انجمن‌های صنفی و اتحادیه‌ها به مردم یک جامعه قدرت می‌بخشند و مشارکت عمومی و بهره‌گیری از دانش اجتماعی گسترده‌تر خواهد شد. در نتیجه خطای سیاستگذاران تحت کنترل نیروهای اجتماعی درخواهد آمد. با بهبود این شاخص میزان شفافیت و قدرت جامعه مدنی افزایش می‌یابد و از طریق انتشار اطلاعات و افزایش آگاهی‌های عمومی منجر به شفافیت بیشتر در اقتصاد می‌شود. در نتیجه، زمینه افزایش اعتماد عمومی به دولت و تمایل بیشتر در پرداخت مالیات در آن‌ها ایجاد خواهد شد.

۲- ثبات سیاسی و عدم خشونت[12]: بی‌ثباتی سیاسی در یک نظام، شکل‌گیری نهادهای مدنی و احزاب سیاسی را محدود می‌کند و باعث خواهد شد تا تمایل مردم به مشارکت

[11] Voice and Accountability Index
[12] Political Stability Index

مستمر و نهادینه کاهش یابد؛ در نتیجه، ناامیدی مردم نسبت به تغییرات مسالمت‌آمیز بیشتر خواهد شد. آشوب‌های شهری، کودتا، اعدام‌های سیاسی، ناآرامی‌های اجتماعی، تنش‌های قومی، نزاع‌های اجتماعی و اعتصاب‌ها برخی از بی‌ثباتی‌های سیاسی در یک جامعه است. با افزایش این شاخص، ثبات سیاسی در جامعه افزایش می‌یابد و باعث افزایش مشارکت مردم و شکل‌گیری نهادهای مدنی خواهد شد. در نتیجه زمینه مشارکت متقابل مردم و دولت فراهم می‌شود و دولت بهتر می‌تواند به منظور تأمین منابع درآمدی خود از طریق مالیات اقدام کند و این در نتیجه اجتناب افراد از فرار مالیاتی است. بنابراین، بروز هرگونه بی‌اعتمادی افراد به دولت و عدم ثبات سیاسی جامعه باعث کاهش بهره‌وری نظام مالیاتی و افزایش هزینه وصول مالیات‌ها می‌شود و وصول درآمدهای مالیاتی را با مشکل مواجه می‌کند (Gupta, 2007).

۳- کارایی دولت[۱۳]: کیفیت خدمات عمومی از قبیل خدمات بهداشت و سلامت، آموزش، حمل و نقل و ارتباطات، کارایی نظام اداری، تعهد دولت به اجرای برنامه‌های دولت قبلی و سرعت انجام کارها در نظام اداری از مؤلفه‌های شاخص کارایی و اثربخشی دولت است. افزایش شاخص کارایی و اثربخشی دولت، باعث افزایش بازدهی مخارج دولت می‌شود و نیاز کمتر دولت به گسترش پایه‌های مالیاتی و افزایش نرخ‌های مالیاتی خواهد شد. همچنین، زمینه مشارکت بیشتر عموم مردم در تأمین مالی هزینه‌های دولت فراهم می‌کند و باعث می‌شود تا دولت از منابع درآمد مالیات‌ها بیشتر بهره‌مند شود.

٤- کیفیت مقرارات[۱٤]: منظور از کیفیت مقررات، هزینه‌های وضع مقررات اضافی بر فعالیت‌های اقتصادی است. مداخله‌های بیش از اندازه دولت در کنترل قیمت‌ها، نقل و انتقال ارز، موانع غیر اصولی صادرات و واردات، محدودیت‌های حقوقی برای مالکیت غیرمستقیم افراد در بازار سهام، حجم مقررات غیر اصولی در حوزه صادارت و واردات، میزان اثربخشی سیاست‌های ضد انحصاری از جمله عناصر شاخص کیفیت مقررات است. با

[13] Government Effectiveness Index
[14] Regulatory Quality Index

کاهش مداخله‌های بیش از اندازه دولت در نظام قیمت‌گذاری، رفع موانع غیر اصولی، رفع موانع حقوقی و کاهش هزینه‌های اعمال مقررات می‌تواند زمینه بهبود عملکرد اقتصادی و در نتیجه بهبود عملکرد نظام مالیاتی را به همراه داشته باشد.

۵- حاکمیت قانون[۱۵]: احترام متقابل مردم و دولتمردان می‌تواند حاکمیت قانون را در هر کشور اندازه‌گیری کند. میزان جرم و جنایت، اعتماد مردم به مسؤلاندر اجرای قانون، پیش‌بینی‌پذیری دستگاه قضایی، میزان سرقت و هزینه‌های آن برای صاحبان کسب و کار، میزان فرار مالیاتی، جرم‌های سازمان یافته و احتمال موفقیت شکایت علیه دولت، میزان اعتماد بخش خصوصی به نظام قضایی و کارایی نیروهای امنیتی از مهم‌ترین عناصر تشکیل‌دهنده شاخص حاکمیت قانون در کشور است. بنابراین، با افزایش اعتماد مردم به مسؤلان دولتی و حاکم شدن قانون بر جامعه زمینه اجتناب از پرداخت مالیات و فرار مالیاتی را کاهش می‌دهد و این نیز در افزایش درآمدهای مالیاتی دولت می‌تواند مؤثر باشد.

٦- کنترل فساد[۱٦]: فساد دولتی استفاده از امکانات عمومی در جهت منافع شخصی یا گروهی است که با محاسبه تعداد فسادهای کشف شده و نظرسنجی مردم و سرمایه‌گذاران داخلی و خارجی سنجیده می‌شود. یکی از مهم‌ترین موانع نهادی در کسب درآمدهای مالیاتی، فساد در مدیریت منابع عمومی و درآمدهای مالیاتی است که در کنار بی‌ثباتی‌های سیاسی در کشورهای در حال‌توسعه مانع از اصلاحات بلندمدت در نظام مالیاتی شده است (Ajaz & Ahmad, 2010). با شیوع پدیده فساد، نرخ بالای مالیاتی منجر به فرار مالیاتی و کاهش درآمدهای مالیاتی می‌شود (Sanyalet al, 2000). بر این اساس، با ثبات سایر شرایط سطح فساد بالاتر دولتی منجر به کاهش نسبت درآمدهای مالیاتی دولت به تولید ناخالص داخلی خواهد شد (Tanzi & Davoodi, 2000). آسموقلو و وردییر (Acemoghlu & Verdier, 2000) مصادیق شکست دولت مانند فساد و رانت‌جویی را نتیجه استفاده نادرست از منابع عمومی برای به دست آوردن منافع شخصی می‌دانند.

[15] Rule of Law Index
[16] Control of Corruption

۲-۲- پیشینه تحقیق

ریچاردسون (۲۰۰۶)، در پژوهشی علل فرار مالیاتی در *45* کشور منتخب جهان را به صورت مقطعی بررسی کرده است. نتایج نشان می‌دهد که پیچیدگی قوانین مالیاتی، سطح فرار مالیاتی را افزایش می‌دهد، در حالیکه سطوح بالای تحصیلات عمومی، منبع درآمد خدمات، انصاف و روحیه مالیاتی میزان فرار مالیاتی را کاهش می‌دهد (Richardson, 2006).

تحسین و ایتزاز (۲۰۱۰)، به بررسی اثر فساد و حکمرانی بر درآمدهای مالیاتی در ۲۵ کشور در حال توسعه طی سال‌های ۱۹۹۰-۲۰۰۵ پرداخته‌اند. نتایج حاصل از آن بیانگر این است که فساد اثری منفی و معنادار و شاخص حکمرانی اثری مثبت و معنادار بر درآمد مالیاتی داشته است (Tahseen & Eatzaz, 2010). اشنایدر (۲۰۱۰)، در پژوهشی به بررسی اثر نهادهای دولتی را بر اقتصاد سایه‌ای با استفاده از داده‌های آماری ۲۱ کشور عضو سازمان همکاری اقتصادی و توسعه (OECD)، پرداخته‌اند. نتایج حاصل از آن بیانگر این است که حداقل ۶۵ % درآمدی که در اقتصاد سایه‌ای بدست می‌آید، در اقتصاد رسمی مصرف می‌شود، درآمد حاصل از اقتصاد سایه‌ای سطح استاندارد زندگی حدود ۳۰٪ از جمعیت شاغل را ارتقاء می‌بخشد (Schneider, 2010).

موتاسکو (۲۰۱۱)، در پژوهشی به بررسی اثر شرایط کشورها بر درآمدهای مالیاتی ۱۲۳ کشور طی دوره ۲۰۱۰-۱۹۹۶ پرداخته‌اند. نتایج حاص از آن بیانگر تأثیر مثبت درآمد سرانه، اندازه بخش صنعت، تعادل تجاری، هزینه‌های مصرفی دولت و اثر بخشی دولت بر درآمد مالیاتی است (Mutascu, 2011).

تابنده و همکاران (۲۰۱۲)، عوامل اثرگذار بر فرار مالیاتی در دوره ۱۹۶۳-۲۰۱۰ در مالزی را بررسی کرده‌اند. نتایج حاصل شده بیانگر این است که اثر تورم و اندازه دولت بر فرار مالیاتی مثبت و معنادار و رابطه بین آزادی تجاری و فرار مالیاتی منفی و معنادار است (Tabandeh et al., 2012).

بیرد و استیفان (۲۰۱۵) در مقاله‌ای با عنوان حکمرانی و مالیات‌ها با استفاده از رگرسیون گسسته، به بررسی رابطه بین حکمرانی خوب و اجتناب مالیاتی پرداخته‌اند. نتایج

حاصل از آن تأییدکننده رابطه معکوس بین حکمرانی خوب و اجتناب مالیاتی است (Bird & Stephan, 2015).

بوسیدی و حامد (۲۰۱۵) به برررسی تأثیر حکمرانی بر پرخاشگری مالیاتی[17] در کشور تونس در دوره زمانی ۲۰۰۶ تا ۲۰۱۲ پرداخته‌اند. نتایج حاصل از آن بیانگر این است که در سطح گسترده، مالکیت و مدیریت شرکت‌ها اثرات معناداری بر پرخاشگری مالیاتی دارند. همچنین، بهبود حکمرانی باعث کاهش پرخاشگری مالیاتی شده است (Boussaidi & Hamed, 2015).

سویک و همکاران (۲۰۱۹) در پژوهشی به بررسی اثر تبدیل ساختاری بر کارایی وصول مالیات در ۱۳۴ کشور توسعه‌یافته و در حال توسعه در دوره زمانی (۲۰۱۴-۱۹۷۰) با استفاده از داده‌های تابلویی پویا پرداخته‌اند. براساس یافته‌های این پژوهش سهم بالای خدمات از کل ارزش افزوده، باعث کاهش کارایی وصول مالیات شده است. این اثر برای کشورهای توسعه یافته بیش از کشورهای درحال توسعه بوده است (Cevik et al., 2019).

صمدی و تابنده (۱۳۹۲)، استفاده از روش علل چندگانه و آثار چندگانه به برآورد میزان فرار مالیاتی طی دوره ۱۳۴۹ تا ۱۳۸۶در ایران پرداخته‌اند. نتایج حاصل از آن بیانگر این است که فرار مالیاتی در ایران طی این سال‌ها نوسانات زیادی داشته ولی به طور کلی روندی افزایشی داشته است. همچنین نتایج بیانگر این است که اندازه دولت، بار مالیاتی و درآمد مصرف کننده به ترتیب بیشترین اثر را بر فرار مالیاتی داشته‌اند (Samadi & Tabandeh, 2013).

سپهردوست و همکاران (۱۳۹۴)، با استفاده از روش گشتاورهای تعمیم‌یافته (GMM) اثر حکمرانی خوب را بر عملکرد درآمدی نظام مالیاتی ایران و کشورهای منتخب در دوره زمانی ۲۰۰۲-۲۰۱۳ بررسی کرده‌اند. نتایج حاصل شده بیانگر این است که حکمرانی خوب اثری مثبت و معنادار بر درآمد مالیاتی ایران و کشورهای منتخب داشته است (Sepehrdoost et al, 2015).

[17] Tax aggressiveness

کریمی پتانلار و دیگران (۱۳۹۴)، در پژوهشی تأثیر اثربخشی دولت بر کاهش فرارمالیاتی در کشورهای منتخب طی دوره زمانی۲۰۱۰-۲۰۰۰ را با استفاده از روش داده‌های تابلویی بررسی کرده‌اند. نتایج حاصل بیانگر این است اثربخشی دولت، تولید ناخالص داخلی سرانه، درجه باز بودن اقتصاد، سهم نسبی بخش‌های صنعت و خدمات در تولید ناخالص داخلی و نسبت جمعیت شهری بر فرار مالیاتی اثرگذار بوده‌اند (Karimi Petanlar et al, 2015).

شاه‌آبادی و گنجی (۱۳۹۴)، در پژوهشی به بررسی تأثیر شاخص حکمرانی خوب بر شاخص آزادی اقتصادی دوره زماني ۲۰۱۰-۱۹۹۶ با استفاده از تحلیل عاملي اکتشافي و تأییدي پرداخته‌اند. نتایج حاصل شده نشان مي‌دهد که شاخص آزادي اقتصادي، ارتباط نزدیك‌تري با حکمراني خوب دارد و در حد گسترده‌اي توسط شاخص‌هاي حکمراني خوب تعیین شده است. همچنین ارتباط متقابل بین شاخص آزادي اقتصادي و شاخص حکمراني خوب نیز تأیید شده است (Shahabadi & Ganji, 2015).

ایزدخواستی (۱۳۹۵)، در پژوهشی به بررسی تأثیر شاخص درک فساد و شاخص حکمرانی خوب بر عملکرد نظام مالیاتی در کشورهای منتخب در دوره سال‌های ۲۰۱۴- ۲۰۰۲ با استفاده از روش داده‌های تابلویی پویا پرداخته است. نتایج حاصل از آن بیانگر این است که با افزایش شاخص حکمرانی خوب، باز بودن اقتصاد، رشد تولید ناخالص داخلی سرانه و افزایش شاخص درک فساد باعث افزایش نسبت درآمدهای مالیاتی دولت به تولید ناخالص داخلی شده است (Izadkhasti, 2016).

محمدزاده و همکاران (۱۳۹۶)، به بررسی رابطه اندازه دولت با حکمرانی خوب و عملکرد اقتصادی با استفاده از داده‌هاي ۵۰ کشور منتخب جهان براي دوره زماني ۲۰۱۳-۱۹۹۶ با رویکرد داده‌هاي تابلويي پویا پرداخته‌اند. نتایج حاصل از آن بیانگر این است که اندازه دولت و تورم اثر منفي و معني‌داري و اشتغال تأثیر مثبت بر روي حکمراني داشته‌اند. همچنین، اندازه دولت از کانال تأثیر منفي بر روي حکمراني، روند رشد اقتصادي را کرده است (Mohammadzadeh, et al, 2017).

مطلبی و همکاران (۱۳۹۸)، در پژوهشی اقتصاد زیر زمینی و فرار مالیاتی را با در نظر گرفتن عوامل رفتاری با رویکرد علل چندگانه- آثار چندگانه (MIMIC) در دوره (۹۴-۱۳۴۶) برآورد کرده‌اند. نتایج حاصل از آن بیانگر این است که روحیه مالیاتی و بار مالیات بر واردات از علل اصلی پیدایش اقتصاد غیررسمی بوده است (Motalebi et al., 2020).

رضاقلی‌زاده و همکاران (۱۳۹۸)، در پژوهشی به تحلیل فرار مالیاتی در ایران به روش شاخص چندگانه- علل چندگانه پرداخته‌اند. نتایج حاصل از آن بیانگر افزایشی بودن روند فرار مالیاتی بوده است؛ به گونه‌ای که از ۶/۱۲ درصد تولید ناخالص داخلی در سال ۱۳۵۷ به ۱۱/۳۳ در سال ۱۳۹۴ رسیده است (Rezagholizadeh et al., 2019).

۳- روش تحقیق

در این پژوهش ابتدا با استفاده از روش علل چندگانه - آثار چندگانه (MIMIC)، روند فرار مالیاتی در کشورهای منتخب برآورد می‌شود. سپس، به تصریح الگوی اقتصادسنجی به منظور بررسی همزمان اثر کیفیت نهادی و فرار مالیاتی بر عملکرد نظام مالیاتی کشورهای منتخب منا در دوره (۲۰۱۷-۲۰۰۲) پرداخته می‌شود.

۳-۱- روش علل چندگانه - آثار چندگانه

در روش علل چندگانه - آثار چندگانه، متغیر فرار مالیاتی از یک طرف با علل بوجود آورنده آن و از طرف دیگر، آثاری که بر اقتصاد دارد، در ارتباط است. بنابراین، با در نظر گرفتن همزمان علل بوجود آورنده فرار مالیاتی و نیز آثار آن بر اقتصاد، روند فرار مالیاتی برآورد می‌شود. در این الگوی ساختاری، متغیر پنهان (η) از یک طرف با علل بوجود آورنده آن (X) و از طرف دیگر با آثار آن (Y) مرتبط است:

$$\eta = \gamma' x' + \zeta \quad (۱)$$

$$y' = \lambda' \eta + \varepsilon' \quad (۲)$$

که در آن:

$x' = (x_1, x_2, \dots, x_q)$: علل پیدایش متغیر پنهان؛

$y' = (y_1, y_2, \dots, y_p)$: آثار متغیر پنهان بر اقتصاد؛

$\gamma' = (\gamma_1, \gamma_2, \dots, \gamma_q)$: ضرایب الگوی ساختاری؛

$\lambda' = (\lambda_1, \lambda_2, \dots, \lambda_p)$: ضرایب الگوی اندازه‌گیری؛

$\varepsilon' = (\varepsilon_1, \varepsilon_2, \dots, \varepsilon_p)$: خطاهای الگوی ساختاری؛

$\zeta' = (\zeta_1, \zeta_2, \dots, \zeta_q)$: خطاهای الگوی اندازه‌گیری است. فرض بر این است که خطاها دارای توزیع نرمال بوده و همبستگی دو طرفه بین آن‌ها برقرار نیست. با جایگزینی معادله (۲) در معادله (۱)، الگوی فوق به صورت یک سیستم معادلات رگرسیونی به صورت زیر حاصل می‌شود:

$$y = \pi x + z \quad (۳)$$

که در آن:

$$\pi = \lambda\gamma' \quad (۴)$$

$$z = \lambda v + \varepsilon \quad (۵)$$

بنابراین، متغیر فرار مالیاتی بر اساس رابطه زیر قابل اندازه‌گیری است:

$$\eta = \gamma_1 x_1 + \gamma_2 x_{2+} \dots . + \gamma_p x_p + \zeta \quad (۶)$$

که در آن x_1 تا x_p متغیرهای علل ایجاد فرار مالیاتی (η) است. بر اساس مبانی نظری، حکمرانی خوب (X1)، اندازه دولت (X2)، درآمد سرانه (X3)، نرخ بیکاری (X4)، نرخ تورم (X5) و آزادسازی تجاری (X6) به عنوان مهم‌ترین عوامل اثرگذار بر فرار مالیاتی در نظر گرفته شده‌اند.

در الگویابی معادلات ساختاری، هدف از برآورد، بدست آوردن یک الگوی برازش شده از داده‌ها است. بر این اساس، در دوره زمانی (۲۰۱۷-۲۰۰۲) چندین الگو طراحی و برآورد می‌شود. سپس، با استفاده از معیارهای برازش، الگوهای برآورد شده با هم مقایسه شده و در نهایت الگوی مناسب انتخاب می‌شود. شاخص‌های برازش متعددی برای انتخاب الگوی برتر ارائه بکار گرفته می‌شود. این شاخص‌ها عبارتند از: شاخص خوبی برازش[۱۸] (GFI)،

[18] Goodness Fit Index (GFI)

شاخص برازش افزایشی[۱۹] (IFI)، شاخص برازش تطبیقی[۲۰] (CFI) و شاخص کای دو هنجار شده[۲۱] (CIN/DF). هر چقدر مقدار این شاخص‌ها به یک نزدیک‌تر باشد، حاکی از این است که الگو از برازش بهتری برخوردار است. مقادیر کای - دو هنجار شده بین دو تا سه بیانگر الگوی قابل قبول می‌باشد.

۲-۳- تصریح الگوی اقتصادسنجی

مطالعات متعددی از قبیل ایمام و جاکوبز (Imam & Jacobs, 2007)، تانزی و زی (Tanzi & Zee, 2000)، گاپتا (Gupta, 2007)، اعجاز و احمد (Ajaz & Ahmad, 2010)، قانی (Ghani, 2011)، بیرد و استیفان (Bird & Stephan, 2015) و سویک و همکاران (Cevik et al., 2019) به بررسی عوامل نهادی، ساختاری و اقتصادی اثرگذار بر عملکرد نظام مالیاتی در کشورهای مختلف پرداخته‌اند. در ادامه با استفاده از مبانی نظری به تصریح الگوی اقتصادسنجی پرداخته می‌شود و در آن اثرات همزمان کارایی و پاسخگویی دولت و فرار مالیاتی بر عملکرد نظام مالیاتی کشورهای منتخب منا[۲۲] در دوره (۲۰۱۷-۲۰۰۲) پرداخته می‌شود:

$$Taxr_{it} = \alpha_i + \beta_1 Ggdp_{it} + \beta_2 Struc_{it} + \beta_3 Sagri_{it} + + \beta_4 \operatorname{Im} p_{it} + \beta_5 Gove_{it} + \beta_6 Tavod_{it} + \varepsilon_{it} \quad (۷)$$

که در آن، $Taxr_{it}$ نسبت درآمدهای مالیاتی دولت به تولید ناخالص داخلی، $Ggdp_{it}$ نرخ رشد تولید ناخالص داخلی، $Struc_{it}$ نسبت ارزش افزوده بخش خدمات به ارزش افزوده بخش صنعت (شاخص تبدیل ساختاری)، $Sagri_{it}$ سهم ارزش افزوده بخش کشاورزی در تولید ناخالص داخلی، $\operatorname{Im} p_{it}$ نسبت واردات کالاها و خدمات به تولید ناخالص داخلی،

[19] Incremental Fit Index (IFI)
[20] Comparative Fit Index (CFI)
[21] Normed Chi-Square (Chi-Square/Df)
[۲۲] با توجه به محدودیت داده‌ها، برآورد الگو با استفاده از داده‌های هفت کشور منتخب عضو منا شامل ایران، الجزایر، اردن، عراق ، تونس، مراکش و مصر صورت گرفته است.

$Gove_{it}$ شاخص کارایی دولت و $Tavod_{it}$ شاخص فرار مالیاتی در کشور i ام در زمان t و ε_{it} جمله اخلال است.

در یک رویکرد بیان می‌شود که فرار مالیاتی از طریق کاهش هزینه نهایی سرمایه باعث تشویق انباشت سرمایه و سرمایه‌گذاری بیشتر در بخش خصوصی و در نهایت منجر به رشد اقتصادی می‌شود (Chu et al., 2015 & Dell'Anno et al., 2004). بنابراین، در الگوی دوم، اثرات ضربی فرار مالیاتی و رشد تولید ناخالص داخلی بر نسبت درآمدهای مالیاتی دولت به تولید ناخالص داخلی بررسی می‌شود:

$$Taxr_{it} = \alpha_i + \beta_1 Avoid_{it} * Ggdp_{it} + \beta_2 Struc_{it} + \beta_3 Sagri_{it} + + \beta_4 \mathrm{Im}\, p_{it} + \beta_5 Gove_{it} + \varepsilon_{it} \quad (۸)$$

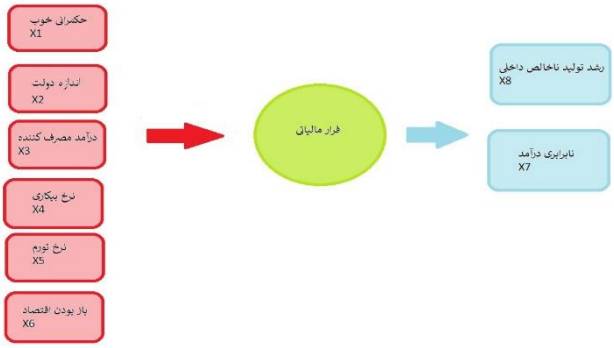
کشورهای عضو منا از لحاظ ویژگی‌های سیاسی و اقتصادی شباهت‌های زیادی با یکدیگر دارند، اما به دلیل برخی محدودیت‌ها در رابطه با دسترسی به داده‌های مورد نیاز تحقیق، کشورهای منتخب به هفت کشور ایران، الجزایر، اردن، عراق، تونس، مراکش و مصر محدود شده‌اند. داده‌های مربوطه از داده‌های گزارش شده بانک جهانی[۲۳] (WDI) و داده‌های گزارش شده شاخص‌های جهانی حکمرانی خوب[۲۴] (WGI)، در دوره ۲۰۰۲ تا ۲۰۱۷ جمع‌آوری شده است.

۴- برآورد الگو و تحلیل نتایج

۴-۱- برآورد روند فرار مالیاتی

ابتدا با استفاده از رویکرد علل چندگانه - آثار چندگانه (MIMIC) روند فرار مالیاتی در کشورهای منتخب برآورد می‌شود. بر اساس مبانی نظری، حکمرانی خوب (X1)، اندازه دولت (X2)، درآمد سرانه (X3)، نرخ بیکاری (X4)، نرخ تورم (X5) و آزادسازی تجاری (X6) به عنوان مهم‌ترین عوامل اثرگذار بر فرار مالیاتی در نظر گرفته شده‌اند. همچنین، نابرابری درآمدی (X7) و رشد تولید ناخالص داخلی (X8) از فرار مالیاتی تأثیر می‌پذیرند:

[23] World Development Indicators
[24] World Governance Indicators



نمودار۱. الگوی پیشنهادی برای اندازه گیری و بررسی فرار مالیاتی در ایران و کشورهای منتخب
مأخذ: یافته‌های تحقیق

Figure 1. Proposed model for measuring and investigating tax evasion in Iran and selected countries
Source: Research Computation

جدول۱. معرفی متغیرهای بکار رفته در روش شاخص علل چندگانه - آثار چندگانه
مأخذ: یافته‌های تحقیق

Table 1. Introduction of variables used in the multiple cause index method - multiple effects
Source: Research Computation

	متغیر	تعریف متغیر	منبع داده‌ها
علل	کیفیت نهادی (x1)	حکمرانی خوب[۲۵]	WGI
	اندازه دولت (x2)	هزینه های مصرفی دولت (%GDP)	WDI
	درآمد سرانه (x3)	نسبت GDP به جمعیت (درصد)	WDI
	نرخ بیکاری (x4)	نسبت جمعیت بیکار به جمعیت فعال اقتصادی (درصد)	WDI
	نرخ تورم (x5)	رشد قیمت کالاهای مصرفی (درصد)	WDI
	باز بودن اقتصاد (x6)	نسبت مجموع واردات و صادرات (%GDP)	WDI
معلول	نابرابری درآمد (x7)	ضریب جینی	WDI
	نرخ رشد تولید ناخالص داخلی (x8)	رشد تولید ناخالص داخلی	WDI

در برآورد روند فرار مالیاتی با استفاده از روش علل چندگانه - آثار چندگانه، ابتدا الگوهای سازگار با مبانی نظری و معنادار از نظر آماری انتخاب شده‌اند. سپس، مدلی که از نظر معیارهای برازش عمومی در وضعیت بهتری قرار دارد، به عنوان مدل برتر انتخاب شده است. در **جدول۲** الگوهای منتخب به روش شاخص علل چندگانه- آثار چندگانه (MIMIC) گزارش شده است.

[۲۵] شاخص حمکرانی خوب از میانگین شش زیر شاخص آن که در گزارش‌های بانک جهانی برای هر کشور در هر سال موجود است، استفاده شده است و مقدار آن بین ۲/۵- و ۲/۵+ قرار دارد.

جدول۲. الگوهای منتخب به روش علل چندگانه – آثار چندگانه در برآورد فرار مالیاتی
مأخذ: یافته‌های تحقیق

Table 2. Multiple Causes Selected Patterns - Multiple Effects in Estimating Tax Evasion
Source: Research Computation

	متغیر/کشور	الجزایر	مصر	ایران	عراق	اردن	مراکش	تونس
علل	حکمرانی خوب (x1)	۱/۰۷۷	-۰/۱۱	-۰/۱۳۸	-۰/۰۴۷	-۱/۰۸	۰/۰۲۲	۰/۶۲۵
	اندازه دولت (x2)	۰/۰۶۸	-	۰/۰۰۱	-	-	۰/۰۴۸	-۰/۴۶۷
	درآمد سرانه (x3)	۰/۹۳۴	۰/۲۳۴	۰/۳۸۲	-۱/۰۲۱	-	۱/۰۲۰	-
	نرخ بیکاری (x4)	-	۰/۰۰۱	-	-	۰/۳۵۳	-	-۰/۲۴۳
	نرخ تورم (x5)	-	۰/۰۰۱	-	-	-	-	-۰/۴۶۳
	باز بودن اقتصاد (x6)	-۰/۰۰۳	-	-۰/۰۰۱	-۰/۰۳۳	-۰/۰۰۶	۰/۰۲۹	-
اثر	نابرابری درآمد (x7)	۰/۶۸۸	۰/۵۹۰	۰/۵۲۹	۰/۳۸۶	۰/۵۰۹	۰/۵۴۳	۰/۹۲۳
	نرخ رشد تولید ناخالص داخلی (x8)	۰/۹۹۲	۰/۹۳۴	۰/۹۳۹	-۰/۹۷۹	۰/۸۱۶	۱/۰۰۳	۰/۳۷۰

در **جدول۳** نیز شاخص‌های خوبی برازش مدل‌های مذکور برای هر کشور گزارش شده است. هر چه مقدار شاخص‌های خوبی برازش (GFI)، شاخص برازش افزایشی (IFI) و شاخص برازش تطبیقی (CFI) به یک نزدیک‌تر باشد، حاکی از این است که الگو از برازش بهتری برخوردار است. اگر مقدار شاخص کای دو هنجار شده (CIN/DF) بین دو تا سه باشد الگوی برازش شده قابل قبول می‌باشد.

جدول۳. شاخص‌های خوبی برازش مدل‌های منتخب برای هر کشور

مأخذ: یافته‌های تحقیق

Table 3. Good fit indicators of selected models for each country

Source: Research Computation

شاخص /کشور	الجزایر	مصر	ایران	عراق	اردن	مراکش	تونس
CMIN/DF	۱/۲۷٦	۲/۲٦۱	۱/۷۲۷	۲/۲۰٦	۱/۲۲۹	۳/۷۸۱	۳/۳۸۱
GFI	۰/۸۵۹	۰/۷۷۵	۰/۷٦۹	۰/۸۱۹	۰/۸۵۸	۰/۷۱٤	۰/٦۸۷
CFI	۰/۹۸۵	۰/۹۲۲	۰/۹٦۱	۰/۹۵٦	۰/۹۸۲	۰/۸٤۱	۰/٦۹۷
IFI	۰/۹۸۵	۰/۹۲۷	۰/۹٦۲	۰/۹۵۸	۰/۹۸۳	۰/۸٤۸	۰/۷۲۸

پس از برازش مدل‌ها و انتخاب مدل‌های برگزیده برای هر کشور و به دست آوردن معادله رگرسیونی به روش علل چندگانه-آثار چندگانه، روند شاخص فرار مالیاتی محاسبه گردید و نتایج در **جدول٤** گزارش شده است:

جدول٤. روند شاخص فرار مالیاتی محاسبه شده به روش علل چندگانه - آثار چندگانه

مأخذ: یافته‌های تحقیق

Table 4. Tax evasion index trend calculated by the method of multiple causes - multiple effects

Source: Research Computation

سال/کشور	الجزایر	مصر	ایران	عراق	اردن	مراکش	تونس
۲۰۰۲	٤/۰۸۱	۰/۲۵۷	۱/۵۷۲	۵/۹۳۵	-٦/۰۲۲	٤/۵۲۹	-۱۳/۰۳۳
۲۰۰۳	۵/۵۲۷	۰/٤٦۵	۱/۲۸۳	۳/۰٦۸	-۵/۹۹۳	۷/۳۲٦	-۱۲/۸۲۰
۲۰۰٤	۲/۸٦۱	۰/٦۷۸	۰/۰٦۹	-۵/۵۱۷	-٦/۱۰٤	٦/۲۸۰	-۱۳/۰۷۰
۲۰۰۵	٤/۲٦٦	۰/۷۷۱	۰/۰۷۷	-۵/۸۲۳	-٦/۲٦۷	٤/۹۷۷	-۱۲/۰۵٦
۲۰۰٦	۰/۱۷۷	۱/۳۳۷	۰/۰۹٦	-۱/۱۰۹	-۵/۸۷۸	۹/۳۷۰	-۱۲/۳۷۹
۲۰۰۷	۱/٦۲٤	۱/۳۷٤	۰/۱۰۳	-۲/۰۵۵	-۵/٦۸٦	۵/٤۷۹	-۱۲/۱۷۸

۲۰۰۸	۰/٦۸۹	۱/۳۸٦	۰/۱۱۱	-۹/۱۵۷	-۵/۵۲۵	۸/۰٤۱	-۱۲/٦۸۵
۲۰۰۹	۰/۰٦۳	۰/۷۸۷	۰/۱۳٤	-۳/۸٤۱	-۵/۳۲۱	۵/٦۲۲	-۱۲/۷۹۸
۲۰۱۰	۱/۸۹۷	۰/۹۰۲	۰/۱۳۷	-٦/۰۸۹	-۵/۱۳۸	۵/۵۷۳	-۱۲/٦۳٤
۲۰۱۱	۱/۳۳٦	۰/۱۱۷	۰/۱۲۳	-٦/۵۱۲	-۵/۳۰۳	۷/۲۲۲	-۱٤/٦۱٤
۲۰۱۲	۱/۷۲۳	۰/۲۰۱	۰/۱۱۳	-۱۲/۳٤۵	-۵/۰٤۳	۵/۰۲٦	-۱۵/۳۰۷
۲۰۱۳	۱/۰۹۷	۰/۲۰۳	۰/۱۱۳	-۵/۹۹٦	-۵/۱۰۰	٦/۳۸۸	-۱۵/۳٤۳
۲۰۱٤	۲/۰۱٤	۰/۳۷۷	۰/۱۰٤	۰/۵۱۹	-٤/۹۰۲	٤/۵۷۵	-۱٤/۸۱۱
۲۰۱۵	۲/۱۰۲	۰/۷۱۹	۰/۱۰۰	-۱/۵۸۲	-۵/۲۱۵	٦/۳۲٤	-۱۵/۲۲۰
۲۰۱٦	۱/٦۱۳	۰/۷۲۳	۰/۰۸٤	-۱/۲۹۱	-۵/۹٤۷	۳/۰۳۳	-۱۵/۲۲۸
۲۰۱۷	۰/۰۳۲	۰/۷۰۸	۰/۰۸۲	۱/۸٤۹	-۵/۸۲۰	٦/۱۲۲	-۱٦/۰۷۰

۲-۴- برآورد الگوی اقتصادسنجی

ابتدا مانایی متغیرهای الگو با استفاده از آزمون‌های لوین، لین و چو[۲٦] (LLC) و هادری[۲۷] با استفاده از نرم افزار Stata انجام شده و نتایج حاصل از آن در **جدول۵** گزارش شده است. نتایج حاصل شده در **جدول۵** بیانگر پایایی متغیرها در سطح است.

جدول۵. نتایج حاصل از آزمون مانایی متغیرهای الگوی تصریح شده
مأخذ: یافته‌های تحقیق

Table 5. Results of the significance test of the specified pattern variables
Source: Research Computation

متغیرها	آزمون لوین، لین و چو	آزمون هادری
Taxr	-۶/۵٤۷ (۰/۰۰٤)	۸/۳٤۲ (۰/۰۰۰)
Struc	-۵/۱۰۲ (۰/۰۱۸)	۱۰/۳٦۹ (۰/۰۰۰)

[26] Levin, Lin & Chu
[27] Hadri

Imp	-۷/۹۶ (۰/۰۰۰)	۱۰/٦۷۸ (۰/۰۰۰)
Sagri	-۶/۲۳۷ (۰/۰۰۳)	۹/۰۵۳ (۰/۰۰۰)
Gove	-٦/۷۳٤ (۰/۰۱۰)	٦/٦٤٦ (۰/۰۰۰)
Ggdpr	-۱۱/۹٤٦ (۰/۰۰۰)	۰/۱۵۳۹ (۰/٤۳۸)
Tavoid	-٦۰/۹٤۰ (۰/۰۰۰)	۱/۲۹ (۰/۰۹۷)

اعداد بیانگر آماره آزمون و مقادیر داخل پرنتز بیانگر مقدار احتمال آن است.

آزمون‌های تشخیص

قبل از برآورد الگوی تحقیق، از آزمون آزمون F لیمر (چاو) برای انتخاب مدل داده‌های ترکیبی یا مدل داده‌های تابلویی و از آزمون هاسمن برای انتخاب روش اثرات ثابت یا تصادفی استفاده می‌شود. نتایج حاصل شده در **جدول٦** گزارش شده است:

جدول٦. نتایج آزمون F لیمر (چاو) و آزمون هاسمن در مدل‌های برآوردی

مأخذ: یافته‌های تحقیق

Table 6. Results of F-Leimer (Chao) test and Hausman test in estimation models

Source: Research Computation

	آماره F لیمر	نتیجه	آماره هاسمن	نتیجه
مدل (۱)	۷/۷۸ (۰/۰۰۰)***	روش‌داده‌های تابلویی	۱/۰۹ (۰/۹۵٤۷)	روش اثرات تصادفی
مدل (۲)	۷/۹٦ (۰/۰۰۰)***	روش‌داده‌های تابلویی	۱/۵٤ (۰/۹۰۸۸)	روش اثرات تصادفی

***در سطح ۱ درصد و **در سطح ۵ درصد معنادار است.

با تأیید روش اثرات ثابت آزمون بروش- پاگان برای آزمودن واریانس ناهمسانی در مدل‌های رگرسیون خطی استفاده می‌شود و وابستگی واریانس جملات پسماند حاصل شده از رگرسیون خطی را به مقادیر متغیرهای توضیح‌دهنده الگوی برآوردی بررسی می‌کند. با رد فرضیه صفر، جملات پسماند ارتباط معناداری با متغیرهای توضیح‌دهنده دارد و مدل دارای واریانس ناهمسانی است. با برآورد روش اثرات تصادفی وزن‌داده شده این ناهمسانی برطرف می‌شود. نتایج آزمون بروش- پاگان در **جدول۷** گزارش شده است:

جدول۷. نتایج آزمون بروش- پاگان در مدل‌های برآوردی
مأخذ: یافته‌های تحقیق

Table 7. Results of Bruch-Pagan test in estimation models
Source: Research Computation

الگوی اول		الگوی دوم	
آماره آزمون	نتیجه	آماره آزمون	نتیجه
۳٤۰/۷ (۰/۰۰۰)***	ناهمسانی واریانس	۳٤۲/۰۷ (۰/۰۰۰)***	ناهمسانی واریانس

*** بیانگر معنی داری در سطح ۱ درصد

نتایج حاصل از برآورد مدل رگرسیونی در **جدول۸** گزارش شده است:

جدول۸. نتایج برازش مدل‌های رگرسیونی به روش داده‌های تابلویی
مأخذ: یافته‌های تحقیق

Table 8. Results of fitting regression models using panel data method
Source: Research Computation

مدل‌های برآوردی / متغیر	مدل ۱ اثرات ثابت	مدل ۱ اثرات تصادفی	مدل ۲ اثرات ثابت	مدل ۲ اثرات تصادفی

Struc	۳/۰۹۰ (۲/۸۱)***	۲/٦۹٤ (۲/۳۷)**	۲/۹۸۱ (۲/۷۰)***	۲/٦۲٤ (۲/۳۳)**
Sagri	-۰/۸۷۱۰ (-٤/٥۸)***	-۰/۷۲۹۳ (-۳/۷٤)***	-۰/۸۳۹۹ (-٤/۳٤)***	-۰/۷۱٥۹ (-۳/٦٤)***
Imp	۰/۱٤۸٤ (٥/۱٥)***	۰/۱۳٤٥ (٤/٥٦)***	۰/۱٥۳۲ (٥/۲٦)***	۰/۱٤۳۱ (٤/۸۱)***
Gove	۲/۱۰۷ (۱/٦۲)	۲/۲۲۱ (۱/٦٦)*	۱/۷۸۳ (۱/۳٥)	۱/۸٥۹ (۱/۳۸)
Tavod	-۰/۰۰٦٤ (-۰/٤۰)	-۰/۰۰٥۲ (-۰/۳۱)	-	-
Gdpg× Tavod	-	-	۰/۰۰۰٤۳ (۰/۸۹)	۰/۰۰۰٤۸ (۰/۹٦)
C	۱٤/۳٥٥ (٦/٥۳) ***	۱٤/۳۰۷ (٤/۰۸)***	۱۳/۸۸۰ (٦/۱٤)***	۱۳/۷۷ (۳/۷٤) ***

اعداد بیانگر ضرایب برآوردی و اعداد داخل پرانتز بیانگر آماره آزمون است. ***بیانگر معنی‌داری در سطح ۱ درصد ** بیانگر معنی‌داری در سطح ۵ درصد و * بیانگر معنی‌داری در سطح ۱۰ درصد است.

بر اساس برآوردهای صورت گرفته به روش اثرات تصادفی، ضریب برآوردی نسبت ارزش افزوده بخش خدمات به صنعت (شاخص تبدیل ساختاری) در مدل‌های برآوردی مثبت و در سطح یک درصد معنادار هستند. نتیجه به دست آمده منطبق با نتایج بسلی و پرسون (۲۰۱۳)، و التونی (Eltony, 2002) است.

ضریب برآوردی سهم ارزش افزوده بخش کشاورزی در تولید ناخالص داخلی در مدل‌های برآوردی منفی و در سطح یک درصد معنادار هستند. بخش‌های کشاورزی شامل مؤدیان نسبتاً کوچک و فراوان است که همین موضوع، مشکلات زیادی را در فرایند مالیات-ستانی ایجاد می‌کند و این امر باعث معافیت‌های گشترده در بخش کشاورزی شده است. این موضوع بویژه برای کشورهای در حال توسعه، مشهودتر است. به علاوه، هرچقدر اقتصاد مبتنی بر محصولات کشاورزی باشد و فعالان این بخش بتوانند محصولات خود را به

صورت تهاتری عرضه کنند و یا خود مصرف کنند، در چنین ساختار و اقتصادی، به دلیل شفاف نبودن فعالیت‌ها و مبادلات امکان اخذ مالیات نیز سخت خواهد بود (*Botlhole, 2010*).

ضریب برآوردی نسبت واردات کالاها و خدمات به تولید ناخالص داخلی در مدل‌های برآوردی مثبت و در سطح یک درصد معنادار هستند. وضع تعرفه‌های وارداتی در کشورهای در حال توسعه درآمدهای مالیاتی دولت را افزایش می‌دهد. افزایش محدودیت‌های تجاری باعث گسترش اقتصاد زیرزمینی و افزایش واردات به صورت غیرقانونی و قاچاق، افزایش فرار مالیاتی و کاهش درآمدهای مالیاتی دولت شود. این نتیجه منطبق با نتایج مطالعات اعجاز و احمد (۲۰۱۰)، گاپتا (۲۰۰۷)، و اشرف زاده و مهرگان (۱۳۷۹) است.

ضریب برآوردی شاخص کارایی و پاسخگویی دولت در مدل‌های برآوردی مثبت است و تنها در مدل اول در سطح ۱۰ درصد معنادار است. افزایش کارایی و پاسخگویی دولت زمینه مشارکت بیشتر عموم مردم در تأمین مالی هزینه‌های دولت فراهم می‌کند و باعث می‌شود تا درآمدهای مالیاتی دولت افزایش یابد. نتیجه به دست آمده منطبق با نتیجه موتاسکو (۲۰۱۱)، کریمی پتانلار و دیگران (۱۳۹۴)، اعجاز و احمد (۲۰۱۰)، قانی (۲۰۱۱) و بیرد و استیفان (۲۰۱۵)، است.

ضرایب برآوردی فرار مالیاتی در مدل اول منفی است، اما از نظر آماری معنادار نیست. در مدل دوم نیز اثرات ضربی متغیر فرار مالیاتی و نرخ رشد تولید ناخالص داخلی معنادار نبوده است. بنابراین، فرار مالیاتی از طریق کاهش هزینه نهایی سرمایه و رشد اقتصادی منجر به افزایش درآمدهای مالیاتی دولت نشده است. در برخی مطالعات از قبیل چو و همکاران، (۲۰۱۵) و صمدی و تابنده (۱۳۹۲)، به این نتیجه رسیده‌اند که فرار مالیاتی در ایران باعث افزایش نرخ رشد اقتصادی شده است.

۵- نتیجه‌گیری و ارائه پیشنهادات

دولت‌ها در اکثر کشورها به منظور تأمین درآمدهای مالیاتی مورد نیاز خود به منظور مدیریت بخش دولتی با موانع نهادی و ساختاری در فرایند کسب درآمد مواجه هستند. در این راستا،

ناکارآمدی‌های دولت، بی‌ثباتی‌های سیاسی و عدم حاکمیت قانون می‌تواند از یک طرف باعث تشویق فعالیت‌های غیرقانونی و افزایش فرار مالیاتی در اقتصاد شود و از طرف دیگر بر عملکرد نظام مالیاتی اثرگذار باشد. در این پژوهش تأثیر همزمان کیفیت نهادی و فرار مالیاتی بر عملکرد نظام مالیاتی کشورهای منتخب منا در دوره زمانی (۲۰۱۷-۲۰۰۲) با استفاده از روش اقتصادسجی داده‌های تابلویی مورد بررسی قرار گرفته است.

در برآورد روند فرار مالیاتی با استفاده از روش علل چندگانه - آثار چندگانه، ابتدا الگوهای سازگار با مبانی نظری و معنادار از نظر آماری انتخاب شده‌اند. سپس، مدلی که از نظر معیارهای برازش عمومی در وضعیت بهتری قرار دارد، به عنوان مدل برتر انتخاب شده است و بر اساس آن روند شاخص فرار مالیاتی محاسبه شده است. نتایج حاصل از برآورد روند فرار مالیاتی بیانگر این است که کیفیت حکمرانی اثر منفی بر فرار مالیاتی داشته است. همچنین نتایج حاصل شده از برآورد الگوهای اقتصادسنجی تصریح شده بیانگر این است که سهم ارزش افزوده بخش خدمات به ارزش افزوده بخش صنعت به عنوان شاخص تبدیل ساختاری اثر مثبتی بر نسبت درآمدهای مالیاتی به تولید ناخالص داخلی داشته است. تبدیل ساختاری، توانایی اخذ مالیات، ترکیب و نوع مالیاتی که می‌توان در اقتصاد وضع کرد را تحت تأثیر خود قرار می‌دهد.

سهم ارزش افزوده بخش کشاورزی در تولید ناخالص داخلی اثر منفی بر نسبت درآمدهای مالیاتی به تولید ناخالص داخلی داشته است. بخش کشاورزی شامل مؤدیان نسبتاً کوچک و فراوان است که مشکلات زیادی را در فرایند مالیات‌ستانی ایجاد می‌کند. از طرفی هرچه بخش کشاورزی به واحدهای کوچک‌تری تقسیم شده باشد، میزان مالیاتی که می‌توان بر این بخش وضع کرد نیز سخت‌تر می‌شود. همچنین، به لحاظ سیاسی نیز وضع مالیات بر این بخش چندان عملی نیست. حقایق آشکار شده نیز بیانگر بالاتر بودن سهم بخش کشاورزی در اقتصاد کشورهای در حال توسعه بوده است.

نسبت واردات کالاها و خدمات به تولید ناخالص داخلی اثر مثبت بر نسبت درآمدهای مالیاتی به تولید ناخالص داخلی داشته است. بنابراین، در کشورهای در حال توسعه دولت

با وضع تعرفه‌های وارداتی درآمدهای مالیاتی خود را افزایش می‌دهد. همچنین، افزایش محدودیت‌های تجاری باعث گسترش اقتصاد زیرزمینی و افزایش واردات به صورت غیرقانونی و قاچاق و کاهش درآمدهای مالیاتی دولت می‌شود.

کارایی و پاسخگویی دولت اثر مثبتی بر نسبت درآمدهای مالیاتی به تولید ناخالص داخلی داشته است. بنابراین، افزایش کارایی و پاسخگویی دولت زمینه مشارکت بیشتر عموم مردم در تأمین مالی هزینه‌های دولت فراهم می‌کند و باعث می‌شود تا درآمدهای مالیاتی دولت افزایش یابد. این نتیجه با مبانی نظری منطبق است.

فرار مالیاتی اثرات منفی معناداری بر نسبت درآمدهای مالیاتی به تولید ناخالص داخلی نداشته است. همچنین، فرار مالیاتی از مسیر رشد اقتصادی نیز اثرات مثبت معناداری بر نسبت درآمدهای مالیاتی به تولید ناخالص داخلی نداشته است. دلیل این امر می‌تواند معافیت‌های قانونی گسترده در اقتصاد کشورهای درحال توسعه باشد.

بنابراین، با توجه به تأثیر کیفیت نهادی (کارایی و پاسخگویی دولت) و شاخص تبدیل ساختاری بر عملکرد نظام مالیاتی در کشورهای منتخب منا، پیشنهاد می‌شود که دولت در هر کشوری از طریق اتخاذ سیاست‌های موثر و متناسب در راستای بهبود کیفیت نهادی و رفع موانع ساختاری در اقتصاد اقدام نمایند؛ زیرا، نهادهای خوب به عنوان ایجاد کننده یک ساختار انگیزشی مطرح بوده که می‌تواند باعث کاهش نااطمینانی، تشویق کارایی و بهبود عملکرد اقتصادی شوند. به علاوه، کیفیت نهادها با تأثیرگذاری بر میزان اعتماد افراد جامعه از طریق کاهش هزینه مبادلاتی، بر عملکرد و کارایی دولت تأثیر مثبتی داشته باشد.

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

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

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

Reference

Acemoglu, D., Verdier, T., & Acemoglu, T. V. (2000). The choice between market failure and corruption." *American Economic Review*, 90 (1): 194-211.

Ajaz, T., & Ahmad, E. (2010). The effect of corruption and governance on tax revenues. *The Pakistan Development Review*, 49(4): 405-417.

Alm, J. (2012). Measuring, explaining, and controlling tax evasion: lessons from theory, experiments, and field studies. International tax and public finance, 19(1): 54-77.

Bayer, R. C., & Sutter, M. (2009). The Excess Burden of Tax Evasion an Experimental Detection–Concealment Contest. *European Economic Review*, *53*(5), 527-543.

Besley, T., & Persson, T. (2014). Why do developing countries tax so little?. *Journal of economic perspectives*, *28*(4), 99-120.

Bird, A. and Stephan, A. (2015). Governance and taxes: Evidence from regression discontinuity. *Journal of Economic Issues*, 5(3): 12-17.

Botlhole, T.D. (2010). Tax Effort and Determinants of Tax Ratio in Sub-Saharan Africa, International Conference on Applied Economics, ICOAE.

Boussaidi, A., and Hamed, M. S. (2015). The impact of governance mechanisms on tax aggressiveness: empirical evidence from Tunisian context. *Journal of Asian Business Strategy*, 5(1): 1–12.

Cebula, R.J. & Saadatmand, Y. (2005). Income Tax Evasion Determinants: New Evidence. Journal of American Academy of Business, 7(2): 1-24.

Cevik, S., Gottschalk, J., Hutton, E., Jaramillo, L., Karnane, P., & Sow, M. (2019). Structural transformation and tax efficiency. *International Finance*.

Chu, H, Lai, C.C., & Cheng, C.C., (2015). Tax havens, growth and wlfare, Journal of public economic theory, 17(6): 802-823.

Dell'Anno, R., Gómez, M. & Pardo, A. (2004). Shadow Economy in Three Very Different Mediterranean Countries: France, Spain and Greece. A MIMIC Approach. Working Paper 2004:1-29.

Eltony, M. N. (2002). Determinants of Tax Efforts in Arab Countries, Arab Planning Institute Working Paper 207.

Ghani, Z. (2011). A cross country analysis of tax performance with special focus on Pakistan´ s tax effort. *Journal of Economic Issues*, 11(1): 1-25.

Gupta, A. (2007). *Determinants of tax revenue efforts in developing countries*. IMF Working Papers, No. 07/184 Washington, DC: The International Monetary Fund Organization for Economic, 1-39.

Imam, P. A., and Jacobs, D. (2007). Effect of corruption on tax revenues in the Middle East, *Review of Middle East Economics and Finance Rev*, Middle East Econ. Fin., 10(1): 1-24.

Karagoz, K. (2013). Determinants of Tax Revenue: Does Sectorial Composition Matter?, Journal of Finance, Accounting and Management, 4(2): 50-63.

Khani, A, Imani, K. and Yousefi, A. (2014). Tax Avoidance, how it is Measured and the Factors Affecting it, Accounting Research, 15:121-142.

Izadkhasti, H. (2016). Analyzing the Effects of Corruption and Quality of Governance on Tax System Performance: A Dynamic Panel Data Approach. *Economic Development Policy*, 4(1), 93-118. doi: 10.22051/edp.2017.13453.1069. [in Persion]

Izadkhasti, H. (2019). Analyzing the Impact of Governance Quality and Composition of Government Expenditures on Iran's Economic

Growth: Endogenous Growth Approach, *Quartely Journal of Quantitative Economics (JQE)*, 15(4), 135-165. https://jqe.scu.ac.ir/article_14146. [in Persion]

Karimi Petanlar, S., Gilak Hakimabadi, M. T., & Nochamani., S. (2015). The effect of government effectiveness on reducing tax evasion in selected countries, *Tax Research Journal*, 23 (27), 63-91. https://taxjournal.ir/index.php [in Persion]

Mohammadzadeh, Y., Hekmatifard, S., & Sharifi, E. (2017). The effect of government size on good governance and economic performance in selected countries, *Economic Growth and Development Research*, 7(26), 97-112. https://egdr.journals.pnu.ac.ir/article_2595 [in Persion]

Mongong-Fon, R., Filippaios, F., Mohr, A. T., & Batsakis, G. (2017). The roles of institutional quality and institutional distance in explaining North-South and South-South FDI: The case of foreign direct investment into Africa. Journal of International Business Studies, ISSN 0047-2506.

Motalebi, M., Alizadeh, M., & Faraji Dizaji., S. (2020). Estimating the shadow economy and tax evasion by considering behavioral factors, *Quartely Journal of Quantitative Economics (JQE*), 16 (4), 69-100. https://aes.basu.ac.ir/article_2419 [in Persion]

Mutascu, M. (2011). *Influence of clime conditions on tax revenues*. MPRA (Munich Personal RePEc Archive) Paper, No. 40324.

Prinz, A. L. (2018). How Should One Study Clandestine Activities: Crimes, Tax Fraud, and Other "Dark" Economic Behavior?. Agent-based Modeling of Tax Evasion: Theoretical Aspects and Computational Simulations, 37-58.

Rezagholizadeh, M., Aghaei, M., & Alemi, A. H. (2019). Analysis of tax evasion in Iran by multiple index method - multiple causes, *Quarterly Journal of Parliament and Strategy*, 26 (97), 199-226. https://nashr.majles.ir/article_301 [in Persion]

Richardson, G. (2006). Determinants of Tax Evasion: a Cross-Country Investigation, *Journal of International Accounting, Auditing and Taxation*, 15: 150-169.

Richardson, G. (2008). The Relationship between Culture and Tax Evasion across Countries: Additional Evidence and Extensions. *Journal of International Accounting, Auditing and Taxation*, 17 (2): 67–78.

Sadeghi, M. S., & Nourani, F. (2015). An overview of the challenges and strategies to prevent tax evasion in Iran. 3rd International Conference on Applied Research in Management and Accounting, Tehran, *Shahid Beheshti University*, 5-20. https://civilica.com [in Persion]

Sadraei, S. (2017), An Introduction to the Theoretical Foundations of Good Governance (A Comparative Study of the Governance Situation in the UAE and Bahrain), *Journal of Nations Research*, *2*(19), 45-67. http://ensani.ir/fa/article/373688/ [in Persion]

Samadi, A. H., & Tabandeh, R. (2013). Tax evasion in Iran (study of causes and effects and its estimation), *Tax Research Journal*, 21 (19), 77-107. http://taxjournal.ir/article-1-196-fa.html [in Persion]

Sanyal, A., Gang, I. N., and Goswami, O. (2000) Corruption, Tax Evasion and the Laffer Curve, *Public Choice*, *Springer* 105(1-2): 61–78.

Schneider, F. & Savasan, F. (2007). DYMIMIC Estimates of the Size of Shadow Economies of Turkey and Neighboring Countries. International Research Journal of Finance and Economics, 9:126-144.

Sepehrdoost, H., Rajabi, F., & Barouti, M. (2015). Investigating the effect of good governance on the revenue performance of the tax system. *Quarterly Journal of Applied Theories of Economics*, Second Year, 2, 103-126. https://ecoj.tabrizu.ac.ir/article_4269 [in Persion]

Shahabadi, A., Ganji, M. (2015). The effect of good governance on economic freedom of selected countries in Mena region. *Regional Economics and Development*, 9, 264-288. https://erd.um.ac.ir/article_25577 [in Persion]

Shneider, F. and Enste, D. (2000). Shadow Economics Around the World: Size, Causes, and Consequences, *Journal of Economic Literature*, 38 (1): 77-114.

Tabandeh, R, Jusoh, M, Md. Nor, N.G, and Shah Ziadi, M.A. (2012). Estimating Factors Affecting Tax Evasion In Malaysia: A Neural Network Method Analysis, Prosiding perker, 2: 1524-1535.

Tahseen, A, Eatzaz, A. (2010). The Effect of Corruption and Governance on Tax Revenues, *the Pakistan Development Review*, 49(4): 405-417.

Tanzi, V. and Zee, H. (2000). Tax policy for Emerging Markets: Developing Countries. Washington, DC: IMF Working Paper WP/00/35.

Tanzi, V., and Davoodi, H. R. (2000). *Corruption, growth, and public finances*. IMF Working paper.

فصلنامه‌ی اقتصاد مقداری (بررسی‌های اقتصادی سابق) زمستان ۱۴۰۰ ۱۸(۴) ۱۹۰-۱۵۹

فصلنامه‌ی اقتصاد مقداری

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

مقایسه پیش‌بینی نرخ تورم مصرف‌کننده ایران با استفاده از تعداد بسیاری متغیر پیش‌بینی‌کننده

تیمور محمدی *، جاوید بهرامی **، فاطمه فهیمی فر ***

* دانشیار اقتصاد، گروه اقتصاد نظری، دانشکده اقتصاد، دانشگاه علامه طباطبائی، تهران، ایران (نویسنده مسئول).
** دانشیار اقتصاد، گروه اقتصاد بازرگانی، دانشکده اقتصاد، دانشگاه علامه طباطبائی، تهران، ایران.
*** دانشجوی دکتری علوم اقتصادی، گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد، دانشگاه علامه طباطبائی، تهران، ایران.

اطلاعات مقاله

تاریخ دریافت: ۱۷ آذر ۱۳۹۸
تاریخ بازنگری: ۱۵ اسفند ۱۳۹۸
تاریخ پذیرش: ۲۴ خرداد ۱۳۹۹

طبقه‌بندی JEL: C32, C38, C53, E37, E31

واژگان کلیدی:
پیش‌بینی، نرخ تورم مصرف‌کننده، مدل فضا-حالت، مدل عاملی، متوسط‌گیری الگوی پویا

ارتباط با نویسنده (گان) مسئول:
ایمیل: atmahmadi@gmail.com
0000-0003-4394-774X

آدرس پستی:
تهران، خیابان شهید بهشتی، نبش احمد قیصر، دانشکده اقتصاد دانشگاه علامه طباطبائی

اطلاعات تکمیلی:

این مقاله برگرفته از پایان نامه‌ی دکتری خانم فاطمه فهیمی فر در رشته علوم اقتصادی به راهنمایی آقای دکتر تیمور محمدی در دانشگاه علامه طباطبائی است.

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

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

چکیده

یکی از مهم‌ترین مشکلات اقتصادي در ایران طی چند دهه اخیر پدیده‌ي تورم بالا و دو رقمی است، به‌طوری که بهبود شرایط ناشی از وجود تورم بالا همواره یکی از اهداف مهم برنامه‌های توسعه کشور بوده است. دستیابی به این هدف مستلزم ایجاد ساز و کاري دقیق و هدفمند از فرآیند سیاستگذاري اقتصادي است که در شکل استاندارد خود، پیش‌بینی، هدف‌گذاري و تحلیل سیاستی را شامل می‌گردد. در این مطالعه از ۱۰۸ متغیر فصلی در دوره زمانی۹۶-۱۳۶۹ استفاده شده‌است. متغیرهای مورد استفاده شامل شاخص قیمت مصرف‌کننده به عنوان متغیر وابسته و ۱۰۷ متغیر مستقل (پیش‌بینی‌کننده) بوده که در نه بلوک (بلوک قیمتی، بلوک تقاضا، بلوک دولت، بلوک خارجی، بلوک ستاده، بلوک پولی، بلوک مالی، بلوک انرژی و بلوک نیروی‌کار) به منظور استخراج عوامل گنجانده شده‌اند.از تحلیل مؤلفه‌های اساسی برای استخراج عوامل با استفاده از تمامی متغیرها در هر بلوک استفاده شده است. علاوه‌بر این، وقفه‌های هر مدل با استفاده از BIC تعیین شده‌اند. همانند مطالعه کوپ و کوروبیلیس (۲۰۱۲) پیش‌بینی‌ها با سه افق کوتاه‌مدت(h=1)، افق میان‌مدت(h=4) و افق بلندمدت(h=8) در نظرگرفته شده است. هدف اصلی این مطالعه، مقایسه عملکرد پیش‌بینی مدل‌های DMA و DMS با BMA، BVAR، TVP و AR می‌باشد. به منظور ارزیابی عملکرد پیش‌بینی از مربع میانگین خطای پیش‌بینی، قدرمطلق میانگین خطای پیش‌بینی، میانگین درصد قدرمطلق خطای پیش‌بینی، تورش خطای پیش‌بینی و واریانس خطای پیش‌بینی و مجموع لگاریتم احتمالات پیش‌بینی استفاده‌شده‌است. علاوه بر این، به منظور مقایسه صحت پیش‌بینی از آزمون دیبولد-ماریانو (۱۹۹۵) استفاده‌شد. نتایج مطالعه نشان می‌دهد که پیش‌بینی مدل‌های گزینشی‌نمودن (DMS) و متوسط‌گیری الگوی پویا (DMA) نسبت به سایر روش‌های پیش‌بینی سنتی دارای عملکرد کاراتری برای نرخ تورم ایران هستند. یافته‌ها حاکی از آن‌است که در تمامی افق‌های پیش‌بینی، بلوک‌های پولی و قیمتی دارای بیشترین تعداد در استفاده از مدل بهینه در طول زمان بوده و کمترین تعداد نیز به بلوک دولت اختصاص داشته است.

ارجاع به مقاله:
محمدی، تیمور، بهرامی، جاوید و فهیمی فر، فاطمه. (۱۴۰۰). مقایسه پیش‌بینی نرخ تورم مصرف‌کننده ایران با استفاده از تعداد بسیاری متغیر پیش‌بینی‌کننده. *فصلنامه‌ی اقتصاد مقداری (بررسی های اقتصادی سابق)*، ۱۸(۴), ۱۹۰-۱۵۹.

10.22055/JQE.2020.31882.2190

© 2022 Shahid Chamran University of Ahvaz, Ahvaz, Iran. This article is an open access article distributed under the terms and conditions of the Creative Commons Attribution-NonCommercial 4.0 International (CC BY-NC 4.0 license) (http://creativecommons.org/licenses/by-nc/4.0/)

۱- مقدمه

پیش‌بینی متغیرها به دو دلیل اساسی دارای اهمیت می‌باشد، اول به علت آینده نامعلوم و دوم به دلیل آنکه بسیاری از تصمیماتی که در حال حاضر گرفته می‌شود، تأثیر کامل‌شان در آینده اتفاق می‌افتد. در نتیجه، پیش‌بینی‌های دقیق از آینده، منجر به بهبود کارایی فرآیند تصمیم‌گیری و سیاست‌گذاری می‌شود (Holden, Peel & Thompson,1999). دولت، صنعت و عوامل مالی نیازمند اطلاع از روند حرکتی آینده متغیرهای کلان اقتصادی و در نتیجه پیش‌بینی آنها می‌باشند. پیش‌بینی‌های اقتصادی می‌توانند به عوامل اقتصادی در بخش خصوصی به عنوان مثال تصمیم یک بنگاه برای سرمایه‌گذاری یا تمایل خانوار برای پیش‌بینی درآمد آینده‌اش کمک نمایند (Carnot, Koen & Tissot, 2005). همچنین دولت‌ها به منظور اطلاع از پیامدهای سیاستگذاری‌های کلان خود و ایجاد ثبات اقتصاد کلان، به پیش‌بینی نرخ رشد اقتصادی داخلی و جهانی، نرخ تورم، نیروی‌کار، سرمایه‌گذاری و نرخ ارز می‌پردازند (Holden, Peel & Thompson,1999).

پیش‌بینی تورم برای خانوارها، تجار و سیاست‌گذاران بسیار با اهمیت است. تفاوت مهمی بین پیش‌بینی تورم توسط بانک مرکزی و پیش‌بینی تورم توسط عموم افراد جامعه وجود دارد. برخلاف افراد جامعه، بانک مرکزی بر سیاست پولی کنترل دارد که به نوبه خود بر تورم تأثیر می‌گذارد (Elliott & Timmermann, 2013). دولت و بانک مرکزی، سیاست‌های مالی و پولی را بر اساس تغییرات آتی کوتاه‌مدت و بلندمدت تورم بنا می‌کنند. پیش‌بینی تورم با خطای کم، یکی از رمزهای موفقیت این سیاست‌ها به شمار می‌آید. بنابراین، دقت پیش‌بینی در رابطه با این شاخص از حساسیت زیادی برخوردار است. به همین دلیل، یک روش پیش‌بینی قابل اعتماد به شدت مورد نیاز است، اما بسیاری از مدل‌های موجود در این زمینه با کاستی‌هایی همراه هستند (Barsoum & Stankiewicz, 2013). دستیابی به روشی که بتواند پیش‌بینی دقیقی از تورم ارائه دهد، به اصلاح و بهینه‌کردن مدیریت کلان اقتصاد در کشورها از جمله ایران کمک شایان ذکری خواهد کرد و کارایی تصمیم‌سازی و سیاست‌گذاری را ارتقا خواهد بخشید. از این رو، این مقاله به‌دنبال انتخاب مدلی از میان مدل‌های مختلف پیش‌بینی است که بتواند پیش‌بینی دقیقی از تورم در ایران را ارائه دهد.

۲- مبانی نظری و پیشینه موضوع

پیش‌بینی‌های مدل‌محور بر اساس قاعده یا مدلی بوجود می‌آیند که روابط بین متغیرهای موردنظر را مطرح می‌کنند. پیش‌بینی‌های مدل‌محور اقتصادی در اواخر دهه ۱۹۳۰ و دهه ۱۹۴۰ پدیدار شدند (Tinbergen,1939). هدف از پیش‌بینی در این دوران آزمون‌نمودن ارتباط تئوری‌های اقتصادی به‌ویژه در سنتز کینزی، با استفاده از داده‌های سیستم حساب‌های ملی بود.

پیش‌بینی رفتار تورم، روشی رایج برای اقتصادهای دارای رژیم هدف‌گذاری تورم[1] است.سیاست‌های پولی بر محیط اقتصاد کلان با تأخیر اثر می‌گذارند، اما بانک مرکزی به منظور حفظ ثبات قیمت‌ها باید همه جوانب این سیاست‌ها را در نظربگیرد. از آنجایی‌که قراردادهای اسمی بلندمدت (مانند قراردادهای کار و وام مسکن) و چسبندگی قیمت از جمله ویژگی‌های معمول در اقتصاد مدرن هستند، بنابراین پیش‌بینی تورم نیز برای تصمیم‌گیری بخش خصوصی بسیار مهم است (Ferreira & Palma, 2015). با توجه به اینکه پیش‌بینی تورم یکی از مطالعات بسیار مهم در اقتصاد کلان محسوب می‌شود، روش‌های مختلفی در این خصوص ارائه شده است. شاید متداول‌ترین مطالعات تجربی در این خصوص، بر پایه منحنی فیلیپس باشد. برای نمونه آنگ[2] و همکاران (۲۰۰۷)، اتکینسون و اوهانیان[3] (۲۰۰۱)، گرون و همکاران[4](۲۰۱۰)، استاک و واتسون[5] (۱۹۹۹،۲۰۰۸) در این زمینه از منحنی فیلیپس استفاده نموده‌اند. هر چند جزئیات این مطالعات متفاوت است، اما چارچوب کلی آنها شامل یک متغیر وابسته مانند تورم (یا تغییرات تورم) و متغیرهای توضیحی از جمله وقفه‌های تورم، نرخ بیکاری و سایر متغیرهای پیش‌بینی‌کننده بوده است. در این راستا، روش‌های مبتنی بر رگرسیون بازگشتی تا حدودی موفق بوده‌اند(Koop & Korobilis, 2012). عملکرد محدود منحنی فیلیپس می‌تواند با بی‌ثباتی ذاتی رابطه میان تورم و بیکاری از طریق زمان توضیح داده شود (Cechetti, 1995; Dupasquier & Ricketts, 1998; Lansing, 2002).

[1] inflation targeting regime
[2] Ang
[3] Atkeson and Ohanian
[4] Groen
[5] Stock and Watson

با درنظرگرفتن ادبیات پیش‌بینی در خصوص متغیر کلیدی تورم در دوره‌های زمانی مختلف، سری‌های تورم با استفاده از پراکسی‌های مختلف (مانند تورم قیمت مصرف‌کننده، شاخص ضمنی تولید ناخالص داخلی و شاخص ضمنی مخارج مصرفی شخصی) به مدل‌های ارزیابی مقایسه‌ای[6] مختلفی متکی هستند. تعداد زیادی از مطالعات تأکید می‌کنند که عملکرد پیش‌بینی یک مدل خاص به دوره نمونه و افق پیش‌بینی، حساس است. عملکرد مرحله‌ای مدل‌های تورم می‌تواند به بی‌ثباتی میان تورم و متغیرهای پیش‌بینی‌کننده آن ارتباط داشته باشد (Atkeson & Ohanian, 2001). این بی‌ثباتی نشان می‌دهد که مدل‌های تورم وابسته به وجود شکست‌های ساختاری هستند. در واقع بسیاری از مقالات (Fisher, Liu & Zhou., 2002; Canova, 2007) مطرح می‌کنند که پارامترها در رابطه بین تورم و متغیرهای پیش‌بینی‌کننده آن بی‌ثبات[7] هستند و ممکن است در طول زمان تغییر کنند. علاوه بر این، مطالعات مختلفی (Cechetti,Chu & Steindel, 2000; Stock & Watson, 2003; Brave & Fisher, 2004; Stock & Watson, 2008) نشان دادند که متغیرهای پیش‌بینی‌کننده تورم ممکن است در برخی دوره‌های زمانی به تورم مرتبط باشند یا نباشند.

سه موضوع در هنگام استفاده از روش‌های پیش‌بینی تورم وجود دارد. اول اینکه ضرایب متغیرهای پیش‌بینی‌کننده تورم می‌توانند در طول زمان تغییر کنند. به‌گونه‌ای‌که معمولاً تصور می‌شود شیب منحنی فیلیپس در طول زمان تغییر می‌کند. اگر چنین باشد؛ ضرایب متغیرهای پیش‌بینی‌کننده‌ای که این شیب را تعیین می‌کنند، تغییر خواهند کرد. در سطحی وسیع‌تر، ادبیات گسترده‌ای در اقتصاد کلان وجود دارد که شکست‌های ساختاری و انواع دیگری از تغییر پارامتر را در بسیاری از متغیرهای سری زمانی مطرح کرده‌اند(Stock & Watson, 1996). دوم اینکه تعداد متغیرهای پیش‌بینی‌کننده بالقوه می‌تواند زیاد باشد. گرون و همکاران[8] (۲۰۱۰) ده متغیر پیش‌بینی‌کننده تورم را در نظر گرفتند. محققانی که با مدل‌های عاملی کار می‌کنند، مانند استاک و واتسون (۱۹۹۹) به طور معمول تعداد بیشتری از این متغیرها را در نظرمی‌گیرند. وجود تعداد بسیاری از متغیرهای پیش‌بینی‌کننده تورم منجر به تعداد زیادی از مدل‌ها می‌شود. اگر m پیش‌بینی‌کننده بالقوه وجود داشته باشد،

[6] benchmark
[7] unstable
[8] Groen

محقق 2^m مدل دارد. این امر مشکلات آماری اساسی را برای انتخاب مدل ایجاد می‌کند. مطالعات آورامو (۲۰۰۲)، کرمرز (۲۰۰۲) و کوپ و پوتر (۲۰۰۴) نمونه‌هایی از این مطالعات در اقتصاد کلان و امور مالی هستند(Avramov, 2002; Cremers,2002; Koop & Potter, 2004).

سوم اینکه مدل مربوط به پیش‌بینی می‌تواند بطور بالقوه‌ای در طول زمان تغییر کند. متغیرهای پیش‌بینی‌کننده تورم ممکن است در سیکل‌های رکود و رونق متفاوت باشند. به‌عبارتی‌دیگر، برخی از متغیرها ممکن است در دوران رکود به‌خوبی تورم را پیش‌بینی کنند و در دوران رونق از عملکرد مناسبی برای پیش‌بینی برخوردار نباشند. علاوه‌براین، استاک و واتسون (۲۰۰۸) دریافتند که پیش‌بینی‌های منحنی فیلیپس در برخی از دوره‌ها به‌خوبی عمل می‌کنند، اما در دوره‌های دیگر استراتژی‌های پیش‌بینی تک متغیره، بهتر عمل می‌کنند. پسران و تیمرمن (۲۰۰۵) در مطالعه‌ای نشان دادند که متغیرها به صورت کارا و مفیدی برای پیش‌بینی بازده سهام در طول زمان تغییر می‌کنند. چنین استدلال‌هایی نشان می‌دهد که مدل پیش‌بینی در طول زمان در حال تغییر است. لازم به ذکر است، این نوع موضوعات بسیار پیچیده می‌باشند و اقتصادسنجی دشواری را می‌طلبد(Pesaran & Timmermann,2005).

علاوه بر این، مدل‌های پارامتر متغیر در طول زمان(TVP)، روش‌های فضا حالت (مانند فیلتر کالمن) را بکار می‌گیرند که این امر عموماً در تحقیقات تجربی اقتصاد کلان در راستای تجزیه و تحلیل ساختاری و پیش‌بینی استفاده می‌شود.

چنانچه مجموعه بزرگی از داده‌ها به منظور پیش‌بینی متغیرهای کلان اقتصادی استفاده شود، مدل‌های TVP تمایل به بیش برازشی[9] در داخل نمونه دارند، لذا عملکرد پیش‌بینی ضعیفی در خارج از نمونه خواهند داشت. برای تصحیح این کاستی‌ها در مدل‌های TVP، از الگوی متوسط‌گیری پویا (DMA) و برای الگوی گزینشی‌نمودن الگوی پویا (DMS) استفاده شده است (Gupta, Hammoudeh, Kim & Simo-Kengne, 2014). در مطالعه کوپ و کوروبلیس(۲۰۱۲) از رویکرد DMA/DMS برای پیش‌بینی تورم در کشور آمریکا بکار برده‌شده‌است. از این رویکرد برای پیش‌بینی قیمت‌های آینده بازارهای کربنی (Koop & Tole, 2012)، نرخ‌های ارز (Buncic & Frey, 2012; De Bruyn, Gupta &

[9] over-fit

van Eyden, 2013) و پویایی‌های رشد تولید ناخالص داخلی Nicoletti & Passaro, (2012) نیز استفاده شده‌است (Filippo, 2015). اما به طور کلی مزیت اصلی[10] DMA/DMS در مورد مدلسازی آن است که این مدل‌ها اجازه می‌دهند ضرایب در طول زمان تغییر کنند همچنین اجازه می‌دهند که متغیرهای پیش‌بینی کننده مورد استفاده در پیش‌بینی و مدل‌ها در طول زمان تغییر کنند.

۳- روش‌شناسی تحقیق

مدل‌های پارامتر متغیر در طول زمان معمولاً با روش‌های فضا- حالت مانند فیلتر کالمن تخمین زده می‌شوند. مدل‌های فضا-حالت با مدل‌های سری زمانی پویایی که شامل متغیرهای غیرقابل مشاهده هستند، سرو کار دارد (Kim & Nelson, 1998). ابزار اصلی به منظور برآورد مدل‌های فضا-حالت استاندارد، فیلتر کالمن است. فیلتر کالمن یک فرآیند بازگشتی برای محاسبه تخمین زننده‌های مؤلفه‌های غیرقابل مشاهده یا بردار حالت در زمان t است که بر اساس تمام اطلاعات موجود تا زمان t است. مدل‌های فضا- حالت از دو معادله معادله اندازه‌گیری و معادله وضعیت تشکیل شده‌اند. مدل‌های فضا-حالت می‌توانند به صورت زیر بیان شوند:

$$y_t = Z_t\theta_t + \varepsilon_t \quad (۱)$$

$$\theta_{t+1} = \theta_t + \eta_t, \quad (۲)$$

به‌طوری‌که معادله (۱) معادله اندازه‌گیری و معادله (۲) معادله وضعیت می‌باشند. y_t متغیر وابسته پیش‌بینی است، $Z_t = [1, z_{1,t-1}, z_{2,t-1}, \ldots, z_{m,t-1}]$ یک بردار $(1\times m)$ از مشاهدات متغیرهای توضیحی (پیش‌بینی‌کننده‌ها) است که برای پیش‌بینی y_t مورد استفاده قرار می‌گیرند. $\theta_t = [\theta_{0,t-1}, \theta_{1,t-1}, \theta_{2,t-1}, \ldots, \theta_{m,t-1}]$ یک بردار $(m\times 1)$ از ضرایب (وضعیت) است. ε_t و η_t جملات خطای دارای توزیع نرمال و مستقل هستند به‌طوری‌که $\varepsilon_t \sim N(0, H_t)$ است و $\eta_t \sim N(0, Q_t)$ است که H_t و Q_t به ترتیب

[10]. Dynamic Model Selection

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

ماتریس واریانس و کوواریانس معادله اندازه‌گیری و وضعیت هستند. معادله (۱) رابطه میان متغیرهای قابل مشاهده (متغیرهای برونزا) و متغیرهای وضعیت غیرقابل مشاهده را نشان می‌دهد. معادله (۲) پویایی‌های متغیرهای وضعیت را بیان می‌کند. فرض می‌شود که متغیرهای وضعیت از گام تصادفی پیروی می‌کنند. مدل‌های (۱) و (۲) اجازه می‌دهند که ضرایب در طول زمان تغییر کنند. ولیکن این مدل اجازه نمی‌دهد که متغیرهای پیش‌بینی‌کننده در طول زمان تغییر کنند. راه‌حل این مسئله، استفاده از رویکرد DMA است. مجموعه‌ای از K مدل که شامل زیرمجموعه‌های مختلفی از متغیرهای پیش‌بینی‌کننده z_t است را در نظر بگیرید.

$$y_t = Z_t^{(k)}\theta_t^{(k)} + \varepsilon_t^{(k)} \quad (۳)$$

$$\theta_{t+1}^{(k)} = \theta_t^{(k)} + \eta_t^{(k)}, \quad (۴)$$

که در آن $\varepsilon_t^{(k)} \sim N\left(0, H_t^{(k)}\right)$ و $\eta_t^{(k)} \sim N\left(0, Q_t^{(k)}\right)$ است. $L_t \in \{1,2,\ldots,K\}$ نشان‌دهنده تمام مدل‌های ممکن در هر نقطه از زمان است. $L_t = k$ به معنی آن است که مدل k انتخاب شده است. در DMA، وزن‌های استفاده شده در روش مدل میانگین‌گیری در طول زمان می‌توانند تغییر کنند و در DMS، مدل انتخاب‌شده در طول زمان می‌تواند تغییر کند. در هر زمان $t = 1,2,\ldots,T$، DMA و DMS با محاسبه $\Pr\left(L_t = k \middle| Y^{t-1}\right)$ برای $k = 1,\ldots,K$ به‌طوری‌که $Y^{t-1} = \{y_1,\ldots,y_{t-1}\}$ است، قابل اجرا می‌باشند (محاسبه احتمال اینکه مدل k باید برای پیش‌بینی y_t با استفاده از اطلاعات زمان t-1 استفاده شود). احتمالات این چارچوب به‌صورت $\pi_{t|t-1,k} = \Pr\left(L_t = k \middle| Y^{t-1}\right)$ نشان‌داده می‌شود. ایده مرتبط با DMS، انتخاب مدلی با بالاترین احتمال $\left(\pi_{t|t-1,k}\right)$ در هر دوره زمانی است، درحالی‌که DMA احتمالات $\pi_{t|t-1,k}$ $for k = 1,\ldots,K$ را به عنوان وزن‌های مدل برای

محاسبه میانگینی از K مدل پیش‌بینی استفاده می‌کند[۱۱] (Cogley & Sargent, 2005; Cogley, Morozov & Sargent, 2005; Primiceri, 2005).

مدل‌های DMA و DMS نسبت به سایر مدل‌های پیش‌بینی دارای مزیت‌هایی است از جمله اینکه این مدل‌ها اجازه می‌دهند ضرایب در طول زمان تغییر کنند همچنین اجازه می‌دهند که متغیرهای پیش‌بینی کننده مورد استفاده در پیش‌بینی و مدل‌ها در طول زمان تغییر کنند. یکی از محدودیت‌های این رویکرد آن است که مدل‌ها می‌توانند پارامترهای بسیار زیادی داشته باشند که برآورد و پیش‌بینی آنها زمان بسیاری را صرف می‌کند. در حقیقت، با m متغیر پیش‌بینی‌کننده بالقوه، DMA/DMS به تعداد 2^m مدل در هر نقطه از زمان برآورد می‌شود. اگر مدل‌های پیش‌بینی متفاوت در هر نقطه از زمان بکارگرفته شوند، تعداد مدل‌های ترکیبی که باید برای پیش‌بینی برآورد شود در زمان τ برابر با $2^{m\tau}$ خواهد شد. به منظور مقابله با این مشکل، رافتری و همکاران[۱۲] (۲۰۱۰، ۲۰۰۷) تقریب‌هایی مبتنی بر روش‌های فضا-حالت با فیلتر کالمن پیشنهاد دادند. این تقریب‌ها شامل دو پارامتر λ و α هستند که به عنوان عوامل فراموش‌شده[۱۳] مطرح می‌باشند. پارامترهای λ و α اعدادی کوچک‌تر اما نزدیک به یک هستند. عامل فراموش‌شده λ در معادله وضعیت برای پارامترها و عامل فراموش‌شده α در معادله وضعیت برای مدل‌ها استفاده شده است. فیلتر کالمن شامل دو مرحله پیش‌بینی[۱۴] و مرحله به‌روزرسانی می‌باشد.

یک جنبه از الگوریتم رافتری و همکاران (۲۰۰۷) عدم نیاز به استفاده از زنجیره مارکف مونت کارلو (MCMC) در هر مدل انفرادی است. آنها این کار را برای دستیابی به تخمین جایگزینی[۱۵] از H_t و فرض $Q_t=\left(1-\lambda^{-1}\right)\sum_{t-1}$ انجام می‌دهند، به‌طوری‌که $0<\lambda\leq 1$ و $\sum_t$ ماتریس کوواریانس خطای تخمین در فیلتر کالمن است. به‌طور کلی، می‌توان $\pi_{t|t-1,k}$ را در یک روش تکرارشونده بدست آورد. بنابراین:

---

[۱۱] .رافتری، کارنی و اتلر(۲۰۱۰) بر *DMA* در یک برنامه صنعتی تمرکز کردند، در حالی که کوپ و کوروبیلیس(۲۰۱۲) هر دوی روش‌های *DMA* و *DMS* را برای پیش‌بینی تورم استفاده نموده‌اند.

[12] Raftery

[13] forgetting factors

[14] prediction step

[15] plug-in

$$\pi_{t-1|t-1,k}=\frac{\pi_{t-1|t-2,k}\,p_k\left(y_{t-1}\middle|y^{t-2}\right)}{\sum_{s=1}^{K}\pi_{t-1|t-2,l}\,p_s\left(y_{t-1}\middle|y^{t-2}\right)} \quad (۵)$$

به‌طوری‌که $p_s\left(y_{t-1}\middle|y^{t-2}\right)$ چگالی پیش‌بینی‌کننده برای مدل s در y_{t-1} است. از سوی دیگر:

$$\pi_{t|t-1,k}=\frac{\pi_{t-1|t-1,k}^{\alpha}}{\sum_{l=1}^{K}\pi_{t-1|t-1,l}^{\alpha}} \quad (۶)$$

به‌طوری‌که $0<\alpha\le 1$ یکی دیگر از عوامل فراموش شده است که تفسیر آن مشابه λ است، اما در آن بجای تکامل پارامترها، تکامل مدل‌ها مطرح است.

زمانی‌که داده‌ها در فرکانس نسبتاً بالایی هستند، می‌توان انتظار داشت که پارامترها و متغیرهای پیش‌بینی‌کننده، بطور نسبی مکرراً تغییر یابند. این امر به معنی آن است که ممکن است مقادیر α,λ نزدیک به ۱[۱۶] پیش‌بینی‌های بهینه‌ای نداشته‌باشند.

با توجه به اینکه هیچ آگاهی در ادبیات در خصوص بهترین مقادیر α و λ وجود ندارد، رافتری و همکاران (۲۰۱۰)، مقادیر ۰٫۹۹ را پیشنهاد داده‌اند. علاوه‌براین، کوپ و کوروبیلیس (۲۰۱۱، ۲۰۱۲) بین مقادیر ۰٫۹۳ و ۱ بررسی‌هایی را به منظور یافتن بهترین مقادیر انجام دادند و بهترین مقدار را برای پیش‌بینی تورم آمریکا ۰٫۹۹ در نظرگرفته‌اند (Naser & Alaali, 2015). گراسی و سانتوسی دی ماگیستریس[۱۷] (۲۰۱۵) مقادیر α و λ را بر مبنای عملکرد پیش‌بینی انتخاب نموده‌اند، اما این مقادیر نتایج DMA را تورش‌دار می‌کند و بنابراین فرآیند خارج از نمونه‌ای پیش‌بینی نامعتبر می‌شود (Koop & Korobilis, 2011). بنابراین با استفاده از مجموعه‌ای از مقادیر α,λ در یک نمونه از آموزش‌های اولیه پیش‌بینی صورت می‌گیرد و سپس مقادیر ترکیبی بهینه انتخاب می‌شوند که برخی از آنها

---

[۱۶]. به عنوان مثال، در مقاله کوپ و کوروبیلیس (۲۰۰۹) مقدار پیش فرض $\alpha=\lambda=0.99$ برای داده‌های کلان فصلی پیشنهاد شده است.

[17]. Grassi & Santucci de Magistris

عملکرد معیار آماری را به حداقل می‌رساند (Bork & Møller, 2014; Belmonte & Koop,2014; Aye, Gupta, Hammoudeh & Kim,2015).

۴- داده‌ها و ساختار مدل

در این قسمت به بررسی داده‌ها و ساختار مدل مورد مطالعه پرداخته می‌شود. در این مقاله از ۱۰۸ متغیر فصلی در دوره زمانی ۱۳۹۶-۱۳۶۹ استفاده شده‌است. به‌منظور جمع‌آوری داده‌ها از بانک داده‌های بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، صندوق بین‌المللی پول، وزارت صنعت، معدن و تجارت، سازمان بورس و اوراق بهادار، مرکز آمار ایران، بانک جهانی و سازمان بین‌المللی کار استفاده شده است. متغیرهای مورد استفاده شامل شاخص قیمت مصرف‌کننده به عنوان متغیر وابسته و ۱۰۷ متغیر مستقل (پیش‌بینی‌کننده) بوده که در نه بلوک به منظور استخراج عوامل گنجانده شده‌اند. به‌طوری‌که، ۱) بلوک قیمتی، شامل مقادیر مختلفی از شاخص قیمت تولیدکننده و شاخص‌های ضمنی و دستمزد می‌باشد (شامل ۱۳ متغیر). ۲) بلوک تقاضا، شامل اجزای تولید ناخالص‌داخلی از سمت تقاضا و برخی دیگر از شاخص‌های مربوط به موجودی سرمایه می‌باشد(شامل ۷ متغیر). ۳) بلوک دولت، شامل انواع درآمدها و هزینه‌های دولتی می‌باشد(شامل ۱۳ متغیر). ۴) بلوک خارجی، شامل صادرات، واردات، انواع نرخ ارز و همین طور نرخ تورم و نرخ ارز کشورهای چین و آلمان(به عنوان بزرگترین شرکای تجاری ایران) می‌باشد(شامل ۱۷ متغیر). ۵) در بلوک ستاده، از انواع مختلفی از متغیرهای تولیدی استفاده شده است (شامل ۱۴ متغیر). ۶) بلوک پولی، شامل اجزای نقدینگی و پایه پولی می‌باشد (شامل ۲۱ متغیر). ۷) در بلوک مالی، از متغیرهای بازار سرمایه شامل بورس و بیمه استفاده شده است (شامل ۶ متغیر). ۸) بلوک انرژی، که شامل متغیرهای مختلف مرتبط با نفت خام و برق و انرژی می‌باشد (شامل ۷ متغیر) و ۹) بلوک نیروی‌کار، که شامل متغیرهای مختلف بیکاری و اشتغال و بهره‌وری می‌باشد(شامل ۹ متغیر).

تمام متغیرهای این مقاله ابتدا با استفاده از X-13 یا TRAMO یا STL فصلی‌زدایی شده‌اند.با توجه به اینکه متغیرهای پیش‌بینی‌کننده در رویکرد DMA/DMS باید مانا باشند، به بررسی ایستایی متغیرها با استفاده از آزمون‌های ریشه واحد بدون تناوب فصلی (آزمون‌های دیکی فولر (ADF) و کی.پی.اس.اس $(KPSS)$) و آزمون ریشه واحد با تناوب فصلی و نیم‌سالانه (آزمون HEGY) پرداخته‌شد. نتایج آزمون‌های مذکور (پیوست مقاله)

بیانگر آن است‌که تمامی متغیرها فاقد هر گونه ریشه واحد با تناوب فصلی و نیم‌سالانه بوده ولیکن دارای ریشه واحد غیرفصلی می‌باشند. به‌گونه‌ای‌که، اگر $z_{i,t}$ سری‌های غیرتبدیلی اصلی[۱۸] باشند: ۱- بدون تبدیل(سطح)، $x_{i,t}=z_{i,t}$ ؛ ۲- با یک مرتبه تفاضل‌گیری $x_{i,t}=z_{i,t}-z_{i,t-1}$ ؛ ۳- با دو مرتبه تفاضل‌گیری $x_{i,t}=z_{i,t}-z_{i,t-2}$ ؛ ۴- لگاریتم $x_{i,t}=\log z_{i,t}$ ؛ ۵- لگاریتم با یک مرتبه تفاضل‌گیری $x_{i,t}=\ln z_{i,t}-\ln z_{i,t-1}$ ؛ ۶- لگاریتم با دو مرتبه تفاضل‌گیری $x_{i,t}=\ln z_{i,t}-\ln z_{i,t-2}$. در نهایت تمام متغیرها با تفاضل از میانگین و تقسیم بر انحراف معیار، استاندارسازی شده‌اند. فهرست کامل متغیرها به همراه درجه ایستایی آنها در پیوست مقاله ارائه‌شده‌است.

از تحلیل مؤلفه‌های اساسی برای استخراج عوامل با استفاده از تمامی متغیرها در هر بلوک استفاده شده است. علاوه‌بر این، وقفه‌های هر مدل با استفاده از BIC تعیین شده‌اند. همانند مطالعه کوپ و کوروبیلیس (۲۰۱۲) پیش‌بینی با سه افق در نظرگرفته شده است: افق کوتاه‌مدت یعنی یک فصل جلوتر $(h=1)$ ، افق میان‌مدت یعنی چهار فصل جلوتر $(h=4)$ و افق بلندمدت یعنی هشت فصل جلوتر $(h=8)$.

۵- ارزیابی عملکرد پیش‌بینی رویکردهای DMA/DMS

به منظور برآورد مدل‌های DMA/DMS ابتدا یک مدل بلوکی عاملی پویا به صورت معادله (۷) در نظرگرفته می‌شود:

$$y_t=\rho(L)y_t+\sum_{b=1}^{B}\beta^{(b)}(L)f_t^{(b)}+\varepsilon_t, \qquad (۷)$$

معادله بالا با اضافه نمودن تغییر زمانی در ضرایب به صورت زیر فرض می‌شود:

[18] original untransformed series

$$y_t = \rho_t(L)y_t + \sum_{b=1}^{B}\beta_t^{(b)}(L)f_t^{(b)} + \varepsilon_t, \quad (۸)$$

$$\theta_{t+1} = \theta_t + \eta_t \quad (۹)$$

به‌طوری‌که $f_t^{(b)}\ for\ \ b=1,...,B$ نشان‌دهنده عامل استخراج‌شده از b امین بلوک متغیرهای پیش‌بینی‌کننده و θ_t برداری شامل تمام ضرایب در $\rho_t(L)$ و $\beta_t^{(b)}$ است. بنابراین تمام مدل‌ها بر طبق معادله شامل وقفه‌های متغیر وابسته، عوامل هر بلوک همچنین وقفه‌های این عوامل هستند. همان‌طورکه مطرح شد، عامل‌ها از طریق روش مؤلفه‌های اساسی[19] استخراج می‌شوند. اولین عامل برای هر بلوک استخراج و این عامل و وقفه اول آن $(p_f=1)$ به عنوان متغیرهای پیش‌بینی‌کننده بالقوه در نظر گرفته می‌شود و همچنین یک وقفه $(p_y=1)$ از متغیر وابسته و عرض از مبدأ منظور می‌شود. این استراتژی منجر به m پیش‌بینی‌کننده بالقوه و $k=2^m$ مدل می‌شود. با در نظر گرفتن فروض ذیل، تعداد مدل‌ها کاهش می‌یابند: ۱) تمام مدل‌ها حاوی عرض از مبدا و وقفه‌های متغیر وابسته هستند و ۲) در مدل‌های موردنظر بایستی هم عامل و هم وقفه آن حضور داشته باشند، درغیر این‌صورت مدل مورد نظر حذف می‌شود. با این فرضیات تعداد مدل‌ها کاهش می‌یابد. با این فرضیات و در نظرگرفتن نه بلوک عاملی، ۲۹ مدل (۵۱۲ مدل ممکن) در هر لحظه از زمان وجود دارد.

همانند مطالعات صورت گرفته در این زمینه، مدل‌های DMA/DMS با استفاده از عوامل فراموش شده متفاوت برای α و λ به منظور بررسی حساسیت نتایج به تغییر در عوامل فراموش شده به شرح زیر در نظرگرفته شد:

- **DMA1/DMS1:**TVP_AR(1)_XDMA/DMS $(\alpha=\lambda=0.99)$
- **DMA2/DMS2:**TVP_AR(1)_X DMA/DMS $(\alpha=\lambda=0.95)$
- **DMA3/DMS3:** TVP_AR(1)_X DMA/DMS $(\alpha=\lambda=0.9)$

که به عنوان مثال در آن منظور از مدلTVP_AR(1)_X DMA، مدل DMA حاوی یک وقفه متغیر وابسته ((AR(1)) به همراه نه بلوک عاملی (X–) می‌باشد و علاوه بر این ضرایب مدل در طول زمان تغییر خواهند کرد(TVP). هر چه λ به یک نزدیک‌تر باشد، ثبات

[19] Principal Components

بیشتری در ضرایب یک مدل معین در طول زمان وجود دارد. هر چه α به یک نزدیک‌تر باشد، ثبات بیشتری در ترکیب یک مدل معین در طول زمان وجود دارد. پیش‌بینی‌ها با استفاده از DMA و DMS بصورت زیر می‌باشد:

$$DMA: y^{f}_{t+h/t} = \sum_{k=1}^{K} \pi_{t+h/t,k} z^{(k)}_{t+h} \hat{\theta}^{(k)}_{t} \qquad with\, k = 1,\ldots,K$$

$$DMS: y^{f}_{t+h/t} = \underset{\arg(k)}{Max}\left\{\pi_{t+h/t,k}\right\} z^{(k)}_{t+h} \hat{\theta}^{(k)}_{t} \qquad \forall k = 1,\ldots,K$$

علاوه بر این، رویکرد DMA بدون هیچ وزن فراموش شده‌ای بر ضرایب زمان متغیر $(\lambda = 1)$ در نظرگرفته شده است:

$$DMA\ \ 4: TVP_AR(1)_X\ DMA\ \ (\alpha = 0.95 \qquad \lambda = 1)$$
$$DMA\ \ 5: TVP_AR(1)_X\ DMA\ \ (\alpha = 0.99 \qquad \lambda = 1)$$

همانند مطالعه کوپ و کوروبیلیس (۲۰۱۲) و فیلیپو (۲۰۱۵)، روش‌های بالا با یک روش BMA که حالت خاصی از DMA با $(\alpha = \lambda = 1)$ است، مقایسه شد. BMA مدلی است که هیچ وزن فراموش‌شده‌ای بر احتمالات منتسب به مدل $(\alpha = 1)$ و هیچ وزن فراموش‌شده‌ای بر ضرایب زمان متغیر $(\lambda = 1)$ ندارد. به عبارت دیگر، تمام خطاهای گذشته در به‌روزرسانی ضرایب تخمینی و احتمالات پسین، بطور مساوی وزن داده شده‌اند. بنابراین:

$$BMA: \alpha = \lambda = 1$$

علاوه بر رویکردهای ارائه‌شده در بالا، پیش‌بینی تورم شاخص قیمت مصرف‌کننده با مدل‌های خودرگرسیون برداری بیزین(BVAR)، پارامتر متغیر در طول زمان TVP، خودرگرسیو AR(1) OLS و AR(1)_X OLS مقایسه شده‌اند:

۱- با استفاده از شش متغیر نرخ بیکاری، تولید ناخالص داخلی، نرخ ارز، قیمت نفت سنگین، شاخص کل بورس، نقدینگی مدل خودرگرسیون برداری بیزی (BVAR) به منظور پیش‌بینی

نرخ تورم مصرف‌کننده برآورد شد. به همین منظور از مدل BVAR با تابع پیشین، Minnesota استفاده شده است. انتخاب توابع پیشین همانند مطالعه کوپ و کوروبیلیس(۲۰۱۰) و بالیسلار و همکاران[۲۰](۲۰۱۸) بوده‌است.

۲- سپس از مدل‌های پارامتر متغیر در طول زمان TVP-AR(1) با عامل فراموش‌شده استفاده شد که در آن از شاخص قیمت مصرف‌کننده با وقفه به عنوان متغیر مستقل درنظر گرفته‌شده است. در این مطالعه از دو عامل فراموش‌شده $\lambda = 0.99$ و $\lambda = 0.95$ بهره گرفته‌شده است. به‌طوری‌که با عامل فراموش‌شده $\lambda = 0.99$ ، ضرایب حرکت نسبتاً آرامی دارند که انتخاب این عامل فراموش‌شده همانند مطالعه کوپ و کوروبیلیس (۲۰۱۲، ۲۰۱۱)؛ فریرا و پالما (۲۰۱۵)؛ باونسیکا و مورتوب[۲۱] (۲۰۱۵) و ناصر و علائی (۲۰۱۸) می‌باشد و عامل فراموش‌شده $\lambda = 0.95$ که در آن ضرایب دارای حرکت سریعی هستند که انتخاب این عامل فراموش‌شده همانند مطالعه کوپ و کوروبیلیس(۲۰۱۱،۲۰۱۲) بوده است.

۳-در نهایت از دو مدل AR(1) به روش OLS استفاده شده است. به‌طوری‌که در مدل AR(1)-X از تمام نه بلوک عاملی(X-) و وقفه متغیر وابسته((AR(1)) تشکیل‌شده و در مدل AR(1) تنها از وقفه متغیر وابسته همانند مطالعه کوپ و کوروبیلیس (۲۰۱۱،۲۰۱۲) استفاده شده است.

۲-۵- بررسی عملکرد پیش‌بینی

به منظور ارزیابی عملکرد پیش‌بینی از مربع میانگین خطای پیش‌بینی (MSFE)، قدرمطلق میانگین خطای پیش‌بینی(MAFE)، میانگین درصد قدرمطلق خطای پیش‌بینی(MAPE)، تورش خطای پیش‌بینی(Bias) و واریانس خطای پیش‌بینی (FEV) و مجموع لگاریتم احتمالات پیش‌بینی(Log(PL) استفاده‌شده‌است.

جدول۱ تا

جدول۳ بیانگر آماره‌های خطای پیش‌بینی برای افق‌های پیش‌بینی یک فصل، چهار فصل و هشت فصل جلوتر می‌باشد. از نظر MAFE و MAPE (جدول۱) بهترین پیش‌بینی‌ها

[20] Balcilar
[21] Buncica & Morettob

در افق‌های زمانی مختلف به ترتیب عبارتند از DMS3 و TVP1 در افق کوتاه‌مدت $(h=1)$ ، DMA3 و DMA4 در افق میان‌مدت $(h=4)$ و DMS3 در افق بلندمدت $(h=8)$.

جدول۱. معیارهای عملکرد پیش‌بینی MAFE، MAPE در افق‌های پیش‌بینی مختلف
مأخذ: محاسبات تحقیق

Table ۱. Forecast performance MAFE, MAPE for h-step-ahead
Source: Research calculations

مدل	معیار	افق پیش‌بینی ۱	۴	۸
DMA1:TVP-AR-DMA $(\alpha=\lambda=0.99)$	MAFE	۰/۳۸۴۱	۰/۳۹۱۵	۰/۳۹۲۶
	MAPE	۱/۷۳۷	۲/۰۸۶	۲/۰۹۳
DMA2:TVP-AR-DMA $(\alpha=\lambda=0.95)$	MAFE	۰/۳۶۰۴	۰/۳۵۹۱	۰/۳۵۶۱
	MAPE	۱/۷۸۲	۲/۱۳	۱/۹۸۲
DMA3:TVP-AR-DMA $(\alpha=\lambda=0.9)$	MAFE	۰/۳۲۴	۰/۳۲۶	۰/۳۲۹
	MAPE	۱/۶۴۲	۲/۱۷۵	۱/۹۸۱
DMS1:TVP-AR-DMS $(\alpha=\lambda=0.99)$	MAFE	۰/۳۹۴	۰/۴۱۶۶	۰/۴۴۴۸
	MAPE	۱/۸۶۲۲	۲/۴۱۷۸	۲/۵۱۸۸
DMS2:TVP-AR-DMS $(\alpha=\lambda=0.95)$	MAFE	۰/۳۴۷۸	۰/۳۶۱۷	۰/۳۶۹۸
	MAPE	۱/۶۳۹۳	۲/۶۳۲۵	۲/۴۰۵۵
DMS3:TVP-AR-DMS $(\alpha=\lambda=0.9)$	MAFE	۰/۲۹۸۱	۰/۳۵۱۰	۰/۳۰۰۰
	MAPE	۱/۶۴۰۵	۲/۵۱۲۰	۱/۹۷۳۹
DMA4:TVP-AR-DMA $(\alpha=0.99,\lambda=1)$	MAFE	۰/۳۸۳۶	۰/۳۹۴۶	۰/۴۰۳۴
	MAPE	۱/۶۳۳۷	۱/۹۷۶۲	۲/۵۰۸۰
DMA5:TVP-AR-DMA $(\alpha=0.95,\lambda=1)$	MAFE	۰/۳۴۱۲	۰/۳۵۲۸	۰/۳۶۵۱
	MAPE	۱/۴۷۶۸	۲/۱۰۳۳	۱/۹۹۳۱
TVP-AR-BMA $(\alpha=\lambda=1)$	MAFE	۰/۳۹۹۴	۰/۴۱۸۳	۰/۴۱۸۷
	MAPE	۱/۹۶۱۹	۲/۴۴۰۶	۲/۵۸۹۹
TVP1:TVP-AR $(\lambda=0.99)$	MAFE	۰/۴۸۲۱	۰/۴۸۶۰	۰/۴۹۹۶
	MAPE	۱/۴۲۵۰	۶/۱۴۱۸	۲/۲۵۰۱
TVP2:TVP-AR $(\lambda=0.95)$	MAFE	۰/۴۶۷۷	۰/۴۵۹۹	۰/۴۱۶۷
	MAPE	۱/۶۴۳۸	۵/۲۱۸۶	۱/۶۴۱۹
$BVAR-Minnesota$	MAFE	۱/۱۳۸	۱/۰۵۵۲	۱/۱۷۹۶
	MAPE	۶/۹۴۹۹	۲/۵۶۷۷	۴/۲۱۲۸
$AR(1)-X(OLS)$	MAFE	۰/۵۳۸۲	۰/۵۴۲۱	۰/۵۵۱۸
	MAPE	۲/۱۳۹۶	۳/۲۶۷۴	۲/۷۰۲۷
$AR(1)(OLS)$	MAFE	۰/۶۲۵۶	۰/۶۳۰۸	۰/۶۳۹۸
	MAPE	۲/۵۵۵	۳/۸۵۴۲	۲/۵۰۰۱

جدول۲ ارائه‌دهنده MSFE، Bias و FEV می‌باشد. با توجه به نتایج بدست‌آمده در افق پیش‌بینی کوتاه‌مدت$(h=1)$ مدل DMS3، در افق پیش‌بینی میان‌مدت$(h=4)$ مدل DMS2 و در افق پیش‌بینی بلندمدت $(h=8)$ از منظر MSFE و FEV مدل DMS3 و بر اساس Bias مدل پیش‌بینی DMS2 بهینه بوده‌اند.

جدول۲. معیارهای عملکرد پیش‌بینی MSFE، Bias و FEV در افق‌های پیش‌بینی مختلف
مأخذ: محاسبات تحقیق

Table ۲. Forecast performance MSFE, Bias, FEV for h-step-ahead
Source: Research calculations

مدل	معیار	افق پیش‌بینی ۱	۴	۸
	MSFE	۰/۲۶۷۵	۰/۲۸۳۷	۰/۳۱۶۱
$DMA1: TVP-AR-DMA(\alpha=\lambda=0.99)$	Bias	۰/۰۶۶۶	۰/۰۲۰۱	۰/۰۰۸۶
	FEV	۰/۲۶۳۰	۰/۲۸۳۳	۰/۳۱۶۰
	MSFE	۰/۲۶۷۴	۰/۲۶۲۰	۰/۲۶۵۴
$DMA2: TVP-AR-DMA(\alpha=\lambda=0.95)$	Bias	-۰/۰۱۹	-۰/۰۰۹۵	-۰/۰۱۵۲
	FEV	۰/۲۶۷۱	۰/۲۶۱۹	۰/۲۶۵۲
	MSFE	۰/۲۲۶۲	۰/۲۳۰۷	۰/۲۴۴۶
$DMA3: TVP-AR-DMA(\alpha=\lambda=0.9)$	Bias	-۰/۰۱۸۷	-۰/۰۱۰۶	-۰/۰۰۸۹
	FEV	۰/۲۲۵۸	۰/۲۳۰۶	۰/۲۴۴۵
	MSFE	۰/۲۷۴۹	۰/۲۸۷۷	۰/۴۳۵۷
$DMS1: TVP-AR-DMS(\alpha=\lambda=0.99)$	Bias	۰/۰۸۵۸	۰/۰۲۳۱	-۰/۰۰۳۹
	FEV	۰/۲۶۷۵	۰/۲۸۷۱	۰/۴۳۵۷
	MSFE	۰/۲۰۲۴	۰/۲۰۵۶	۰/۲۲۱۵
$DMS2: TVP-AR-DMS(\alpha=\lambda=0.95)$	Bias	-۰/۰۱۱۷	-۰/۰۰۵۵	-۰/۰۰۵۴
	FEV	۰/۲۰۲۳	۰/۲۰۵۶	۰/۲۲۱۴
	MSFE	۰/۱۳۹۸	۰/۲۷۰۶	۰/۱۸۵۰
$DMS3: TVP-AR-DMS(\alpha=\lambda=0.9)$	Bias	-۰/۰۰۶۷	-۰/۰۶۱۴	-۰/۰۳۵۲
	FEV	۰/۱۳۹۸	۰/۲۶۶۸	۰/۱۸۳۸
	MSFE	۰/۲۶۸۳	۰/۲۸۳۴	۰/۲۹۳۵
$DMA4: TVP-AR-DMA(\alpha=0.99,\lambda=1)$	Bias	۰/۰۵۳۵	۰/۰۲۴۰	۰/۰۳۱۱
	FEV	۰/۲۶۵۴	۰/۲۸۲۹	۰/۲۹۲۵
	MSFE	۰/۲۰۱۷	۰/۲۱۲	۰/۲۲۷۶

$DMA5: TVP-AR-DMA(\alpha=0.95,\lambda=1)$	Bias	۰/۰۲۱	۰/۰۲۰۹	۰/۰۳۶۵
	FEV	۰/۲۰۱۲	۰/۲۰۹۸	۰/۲۲۶۳
	MSFE	۰/۲۹۳۵	۰/۳۲۳۲	۰/۳۱۹۴
$TVP-AR-BMA(\alpha=\lambda=1)$	Bias	۰/۰۸۱۲	۰/۰۲۷۸	۰/۰۱۹۸
	FEV	۰/۲۸۶۹	۰/۳۱۲۴	۰/۳۱۹۰
	MSFE	۰/۶۱۳۷	۰/۵۷۹۱	۰/۶۰۵۵
$TVP1: TVP-AR(\lambda=0.99)$	Bias	-۰/۲۰۲۹	-۰/۱۸۳۲	-۰/۲۹۰۴
	FEV	۰/۵۷۲۶	۰/۵۴۵۶	۰/۵۲۱۱
	MSFE	۰/۶۰۶۹	۰/۵۶۹۲	۰/۵۴۹۶
$TVP2: TVP-AR(\lambda=0.95)$	Bias	-۰/۱۴۴	-۰/۱۲۸	-۰/۱۴۳۵
	FEV	۰/۵۸۶۲	۰/۵۵۲۹	۰/۵۲۹۰
	MSFE	۲/۱۰۵۳	۱/۸۳۹۸	۲/۴۰۲۱
$BVAR-Minnesota$	Bias	۰/۷۹	۰/۴۴۳۴	۰/۸۱۶۳
	FEV	۱/۴۸۱۲	۱/۶۴۳۲	۱/۷۳۵۸
	MSFE	۰/۵۹۵۶	۰/۶۰۶۰	۰/۶۲۴۴
$AR(1)-X(OLS)$	Bias	-۰/۰۶۰۷	-۰/۰۵۴۲	-۰/۰۶۰۵
	FEV	۰/۵۹۱۹	۰/۶۰۳۱	۰/۶۲۰۷
	MSFE	۰/۶۲۳۰	۰/۶۳۳	۰/۶۴۸۸
$AR(1)(OLS)$	Bias	-۰/۳۱۶۱	-۰/۳۱۰۲	-۰/۳۱۴۰
	FEV	۰/۵۲۳۱	۰/۵۳۶۷	۰/۵۵۰۳

در خصوص مقایسه مدل‌های TVP_AR همان‌طور که مشاهده می‌شود مدل TVP1 بر اساس معیارFEV در تمامی افق‌های پیش‌بینی دارای عملکرد بهتری‌بوده و در افق پیش‌بینی کوتاه‌مدت بنا بر معیار MAPE مدل TVP1 دارای عملکرد بهتری‌بوده و لیکن در سایر معیارهای پیش‌بینی و تمامی افق‌های پیش‌بینی مورد بررسی، مدل TVP2 دارای عملکرد بهتری نسبت به مدل TVP1 بوده است. بنابراین زمانی که تغییرات زمانی بیشتری در پارامترها وجود دارد $(\lambda=0.95)$ ، عملکرد پیش‌بینی بهتر از حالت $(\lambda=0.99)$ می‌باشد. علاوه بر این، DMA و DMS همیشه دارای عملکرد بهتری نسبت به مدل BMA می‌باشد؛ این امر نشان می‌دهد که هر دوی تغییرات در پارامترها و مدل‌ها دارای عملکرد بهتری در پیش‌بینی هستند.

مدل BVAR تقریباً در تمامی افق‌های پیش‌بینی دارای ضعیف‌ترین عملکرد نسبت به سایر مدل‌های مورد استفاده بوده‌است. در خصوص مقایسه مدل‌های AR(1)-X OLS و AR(1)

OLS آن که در اکثر معیارها و افق‌های پیش‌بینی، مدل AR(1)-X OLS دارای عملکرد بهتری نسبت به AR(1) OLS بوده‌است. همان‌طور که مشاهده می‌شود DMA و DMS در تمامی افق‌های پیش‌بینی دارای بهترین عملکرد پیش‌بینی نسبت به سایر مدل‌ها هستند. بنابراین به نظر می‌رسد متوسط‌گیری یا گزینشی‌نمودن الگوی پویا با استفاده از برآورد دقیق مبتنی بر احتمالِ[۲۲] مدل‌های TVP با عوامل بلوکی، استراتژی بهینه‌ای است. از سویی‌دیگر، نتایج حاصل از MSFE، MAFE، MAPE، FEV و BIAS نسبت به احتمال‌های پیش‌بینی قوی نیستند و تفاوت‌هایی دارند. دلیل این امر آن است‌که این معیارها، تنها از پیش‌بینی‌های نقطه‌ای[۲۳] استفاده می‌کنند، در حالی‌که احتمال‌های پیش‌بینی از کل توزیع پیش‌بینی‌کننده استفاده می‌کنند. بنابراین با بررسی مدل‌های مبتنی بر DMA و DMS با استفاده از معیار LOG(PL) این نتیجه حاصل‌شد که در تمامی افق‌های پیش‌بینی مدل $TVP-AR-DMS(\alpha=\lambda=0.9)$ مدل بهینه‌ای است.

جدول۳. معیار عملکرد پیش‌بینی LOG(PL) در افق‌های پیش‌بینی مختلف
مأخذ: محاسبات تحقیق

Table ۳. Forecast performance LOG(PL) for h-step-ahead
Source: Research calculations

مدل	افق پیش‌بینی		
	۱	۴	۸
$TVP-AR-DMA(\alpha=\lambda=0.99)$	-۶۶/۳۵	-۶۵/۸۱	-۶۱/۹۵
$TVP-AR-DMA(\alpha=\lambda=0.95)$	-۶۱/۸۷	-۶۱/۴۱	-۵۶/۳۷
$TVP-AR-DMA(\alpha=\lambda=0.9)$	-۶۰/۵۵	-۵۹/۴۷	-۵۶/۹۱
$TVP-AR-DMS(\alpha=\lambda=0.99)$	-۶۵/۶۷	-۶۵/۳	-۶۱/۴
$TVP-AR-DMS(\alpha=\lambda=0.95)$	-۴۹/۵۸	-۴۸/۷۷	-۴۷/۴۹
$TVP-AR-DMS(\alpha=\lambda=0.9)$	-۳۵/۴	-۳۹/۵۵	-۳۴/۱۱
$TVP-AR-DMA(\alpha=0.99,\lambda=1)$	-۶۷/۱	-۶۶/۶۵	-۶۵/۷۳
$TVP-AR-DMA(\alpha=0.95,\lambda=1)$	-۶۰/۷۲	-۶۰/۵۵	-۶۲/۶۰
$TVP-AR-BMA(\alpha=\lambda=1)$	-۷۰/۱۳	-۶۸/۹۵	-۶۷/۱۶

[22] likelihood-based estimation
[23] point forecasts

علاوه‌براین، به‌منظور مقایسه صحت پیش‌بینی از آزمون دیبولد-ماریانو[۲۴] (۱۹۹۵) استفاده‌شد. این آزمون، قدرت پیش‌بینی را تحت فرض برابری قدرت پیش‌بینی دو مدل بررسی می‌کند. نتایج این آزمون در جدول زیر ارائه‌شده‌است.

جدول٤. نتایج آزمون دیبولد-ماریانو
مأخذ: محاسبات تحقیق

Table ٤. results of Diebold-Mariano Test
Source: Research calculations

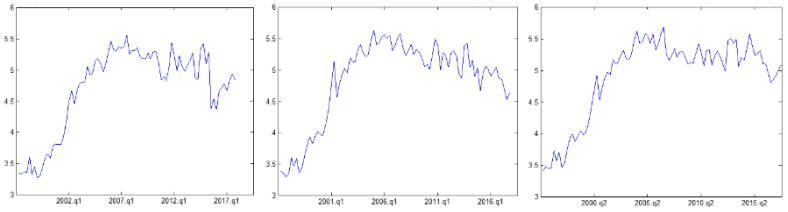
فرض	معیار MSE	آماره	نتیجه
$DMA(\alpha=\lambda=0.99)$ در مقابل $DMA(\alpha=\lambda=0.95)$	$DMA(\alpha=\lambda=0.95)$ دارای پیش‌بینی بهتری است	۰/۳۱۰۹ (۰/۷۵۵۹)	عدم رد برابر بودن قدرت پیش بینی دو مدل
$DMA(\alpha=\lambda=0.99)$ در مقابل $DMA(\alpha=\lambda=0.9)$	$DMA(\alpha=\lambda=0.9)$ دارای پیش‌بینی بهتری است	۱/۶۴ (۰/۱۰۱۰)	عدم رد برابر بودن قدرت پیش بینی دو مدل
$DMA(\alpha=\lambda=0.95)$ در مقابل $DMA(\alpha=\lambda=0.9)$	$DMA(\alpha=\lambda=0.9)$ دارای پیش‌بینی بهتری است	۴/۳۶۷ (۰/۰۰۰)	رد برابر بودن قدرت پیش‌بینی دو مدل
$DMS(\alpha=\lambda=0.99)$ در مقابل $DMS(\alpha=\lambda=0.95)$	$DMS(\alpha=\lambda=0.95)$ دارای پیش‌بینی بهتری است	۳/۳۷۴ (۰/۰۰۰)	رد برابر بودن قدرت پیش‌بینی دو مدل
$DMS(\alpha=\lambda=0.99)$ در مقابل $DMS(\alpha=\lambda=0.9)$	$DMS(\alpha=\lambda=0.9)$ دارای پیش‌بینی بهتری است	۷/۸۲ (۰/۰۰۰)	رد برابر بودن قدرت پیش‌بینی دو مدل
$DMS(\alpha=\lambda=0.95)$ در مقابل $DMS(\alpha=\lambda=0.9)$	$DMS(\alpha=\lambda=0.9)$ دارای پیش‌بینی بهتری است	۴/۲۴۵ (۰/۰۰۰)	رد برابر بودن قدرت پیش‌بینی دو مدل
$DMA(\alpha=\lambda=0.9)$ در مقابل $DMS(\alpha=\lambda=0.9)$	$DMS(\alpha=\lambda=0.9)$ دارای پیش‌بینی بهتری است	۱/۰۷۷ (۰/۲۸۱)	عدم رد برابر بودن قدرت پیش بینی دو مدل
$DMS(\alpha=\lambda=0.9)$ در مقابل $DMA(\alpha=0.99,\lambda=1)$	$DMS(\alpha=\lambda=0.9)$ دارای پیش‌بینی بهتری است	-۲/۹۲۵ (۰/۰۰۳)	رد برابر بودن قدرت پیش‌بینی دو مدل
$DMS(\alpha=\lambda=0.9)$ در مقابل $DMA(\alpha=0.95,\lambda=1)$	$DMS(\alpha=\lambda=0.9)$ دارای پیش‌بینی بهتری است	-۱/۱۳۱ (۰/۲۵۷)	عدم رد برابر بودن قدرت پیش بینی دو مدل

[24] Diebold-Mariano

$DMA(\alpha=0.99,\lambda=1)$ در مقابل $DMA(\alpha=0.95,\lambda=1)$	$DMA(\alpha=0.95,\lambda=1)$ دارای پیش‌بینی بهتری است	۳/۱۹۱ (۰/۰۰۱)	رد برابر بودن قدرت پیش‌بینی دو مدل
$DMS(\alpha=\lambda=0.9)$ در مقابل $BMA(\alpha=\lambda=1)$	$DMS(\alpha=\lambda=0.9)$ دارای پیش‌بینی بهتری است	-۳/۴۷۶ (۰/۰۰۰)	رد برابر بودن قدرت پیش‌بینی دو مدل
$DMS(\alpha=\lambda=0.9)$ در مقابل $TVP-AR(\lambda=0.99)$	$DMS(\alpha=\lambda=0.9)$ دارای پیش‌بینی بهتری است	-۶/۷۴ (۰/۰۰۰)	رد برابر بودن قدرت پیش‌بینی دو مدل
$DMS(\alpha=\lambda=0.9)$ در مقابل $TVP-AR(\lambda=0.95)$	$DMS(\alpha=\lambda=0.9)$ دارای پیش‌بینی بهتری است	-۶/۹۳۹ (۰/۰۰۰)	رد برابر بودن قدرت پیش‌بینی دو مدل
$DMS(\alpha=\lambda=0.9)$ در مقابل BVAR	$DMS(\alpha=\lambda=0.9)$ دارای پیش‌بینی بهتری است	-۳/۱۷۵ (۰/۰۰۱)	رد برابر بودن قدرت پیش‌بینی دو مدل
$DMS(\alpha=\lambda=0.9)$ در مقابل $AR(1)-X(OLS)$	$DMS(\alpha=\lambda=0.9)$ دارای پیش‌بینی بهتری است	-۳/۱۷۸ (۰/۰۰۱)	رد برابر بودن قدرت پیش‌بینی دو مدل
$DMS(\alpha=\lambda=0.9)$ در مقابل $AR(1)(OLS)$	$DMS(\alpha=\lambda=0.9)$ دارای پیش‌بینی بهتری است	-۴/۷۵۶ (۰/۰۰۰)	رد برابر بودن قدرت پیش‌بینی دو مدل
$AR(1)-X(OLS)$ در مقابل $AR(1)(OLS)$	$AR(1)-X(OLS)$ دارای پیش‌بینی بهتری است	-۳/۲۹۴ (۰/۰۰۱)	رد برابر بودن قدرت پیش‌بینی دو مدل

با توجه به نتایج بدست‌آمده از آزمون دیبولد-ماریانو در میان مدل‌های DMA مدل $DMA(\alpha=\lambda=0.9)$ دارای پیش‌بینی بهتری است و در میان مدل‌های DMS مدل $DMS(\alpha=\lambda=0.9)$ دارای پیش‌بینی بهتری است. با مقایسه مدل $DMA(\alpha=\lambda=0.9)$ و مدل $DMS(\alpha=\lambda=0.9)$ ، مدل $DMS(\alpha=\lambda=0.9)$ از پیش‌بینی بهتری برخوردار است. مقایسه مدل‌های $DMA(\alpha=0.95,\lambda=1)$ و $DMA(\alpha=0.99,\lambda=1)$ حاکی‌از آن‌است‌که مدل $DMA(\alpha=0.95,\lambda=1)$ دارای پیش‌بینی بهتری است و مقایسه آن با مدل $DMS(\alpha=\lambda=0.9)$ نشان‌دهنده بهتربودن عملکرد مدل $DMS(\alpha=\lambda=0.9)$ می‌باشد. مقایسه مدل‌های TVP نشان‌داد که مدل $TVP-AR(\lambda=0.99)$ از عملکرد بهتری برخورداربوده و در مقایسه این مدل با $DMS(\alpha=\lambda=0.9)$ مدل DMS دارای پیش‌بینی بهتری بوده است. در نهایت مقایسه مدل $DMS(\alpha=\lambda=0.9)$ با مدل‌های $AR(1)-X(OLS)$ و $AR(1)(OLS)$ نیز نشان‌داد که مدل DMS از عملکرد بهتری برخوردار بوده است. بنابراین آزمون دیبولد-ماریانو نیز بر عملکردِ بهترِ مدل $DMS(\alpha=\lambda=0.9)$ تاکید نموده است.

همان‌طور که مطرح‌شد از میان مدل‌های پیش‌بینی، تنها DMA و DMS، اجازه تغییر مدل‌های پیش‌بینی را در طول زمان می‌دهند. با توجه به تعداد بسیار زیاد مدل‌ها (۵۱۲ مدل) نمی‌توان نتایج را برای هر مدل ارائه نمود. اگرچه می‌توان ۹ بلوک عاملی را به طور بالقوه انتخاب نمود، ولیکن به علت اصل صرفه‌جویی در اکثر مواقع تعداد کمتری بلوک به عنوان وزن در مدل DMA/DMS استفاده می‌شوند. اگر $Size_K$ به عنوان تعداد بلوک‌های عاملی در مدل K در نظر گرفته‌شود، می‌توان تعداد بلوک‌های عاملی متوسط یا مورد انتظار استفاده‌شده در DMA/DMS در زمان t را به صورت $E(Size_t) = \sum_{k=1}^{K} \pi_{t|t-1,k} Size_k$ درنظرگرفت. نمودار۱ ارائه‌دهنده متوسط تعداد بلوک‌های عاملی در هر پیش‌بینی در هر لحظه از زمان می‌باشد. همان‌طور که در نمودار مشاهده می‌شود، مدل پیش‌بینی در طول زمان تغییر می‌کند و علاوه بر این، اصل صرفه‌جویی نیز در این مدل‌ها رعایت‌شده و همچنین، اصل صرفه‌جویی در داده‌های ابتدای دوره بیشتر مشهود است.



نمودار۱. متوسط تعداد بلوک‌های عاملی پیش‌بینی‌کننده در هر تمرین پیش‌بینی
مأخذ: محاسبات تحقیق

Figure 1. Expected number of predictors in each forecasting exercise
Source: Research calculations

همان‌طور که مطرح‌شد در روش DMS، مدلی که دارای حداکثر احتمال است انتخاب می‌شود، به‌طوری‌که در این مطالعه در هر دوره زمانی از بین ۵۱۲ مدل ممکن، یک مدل به عنوان مدل بهینه برای پیش‌بینی متغیر مدنظر انتخاب می‌شود. بر این اساس، **جدول۵** بیانگر معادله‌هایی است که دربردارنده بیشترین سهم برای پیش‌بینی نرخ تورم به همراه دوره زمانی بکارگیری این معادلات و همین‌طور بلوک‌های تشکیل‌دهنده آنها می‌باشند.

بر اساس نتایج بدست‌آمده در افق پیش‌بینی یک فصل جلوتر، معادله‌ای که دربردارنده بلوک‌های پولی و ستاده است با سهم ۱۳/۳ درصد در دوره‌های زمانی مندرج در جدول زیر، بیشترین میزان بکارگیری را در پیش‌بینی نرخ تورم داشته است. بعد از آن معادله‌ای که دارای بلوک‌های تقاضا، پولی، قیمتی، مالی و خارجی است با سهم ۱۳/۳ درصد، سپس معادله‌ای که در بردارنده بلوک‌های تقاضا، پولی، قیمتی، خارجی و ستاده است با سهم ۱۲/۲ درصد و در نهایت معادله‌ای که در بردارنده بلوک‌های تقاضا، نیروی کار، پولی، قیمتی، انرژی و خارجی است با سهم ۱۰ درصد قرار دارند. این مدل‌ها به عنوان مدل‌هایی که در دوره زمانی مورد مطالعه بیشترین میزان استفاده را در تشکیل بهترین مدل(DMS) داشته‌اند (بالای ۱۰ درصد)، مطرح می‌شوند. علاوه بر این، در این افق پیش‌بینی به ترتیب بلوک‌های پولی(۸۷ مرتبه)، قیمتی(۷۰ مرتبه)، خارجی(۴۹ مرتبه)، تقاضا(۴۶ مرتبه)، ستاده(۳۸ مرتبه)، انرژی(۳۷ مرتبه)، مالی(۳۶ مرتبه)، نیروی کار(۳۲ مرتبه) و دولت (۱۳ مرتبه) دارای بیشترین میزان استفاده در طول کل دوره مورد پیش‌بینی بوده‌اند.

در افق پیش‌بینی چهار فصل جلوتر، مدلی که حاوی بلوک‌های تقاضا، پولی، قیمتی، خارجی و ستاده است با ۲۰/۷ درصد بیشترین میزان استفاده را در پیش‌بینی نرخ تورم داشته است. بعد از آن مدلی که حاوی بلوک‌های تقاضا، نیروی کار، پولی، قیمتی، انرژی و خارجی است با ۱۳/۸ درصد قرار دارد. سپس مدلی که شامل بلوک‌های پولی و ستاده با ۱۲/۶ درصد و همین طور مدلی که دربردارنده بلوک‌های تقاضا، پولی، قیمتی، مالی و خارجی هستند با ۱۱/۵ درصد به عنوان مدل‌هایی که در دوره زمانی مورد مطالعه بیشترین میزان استفاده را در تشکیل بهترین مدل داشته‌اند (بالای ۱۰ درصد)، مطرح می‌شوند.

علاوه‌براین، در این افق پیش‌بینی بطور کلی بلوک پولی (۸۵ مرتبه)، قیمتی(۷۲ مرتبه)، تقاضا(۵۲ مرتبه)، خارجی(۴۹ مرتبه)، ستاده(۳۵ مرتبه)، انرژی (۳۰ مرتبه)، نیروی کار (۲۸ مرتبه)، مالی (۲۸ مرتبه) و دولت (۹ مرتبه) به ترتیب بیشترین میزان استفاده را در پیش‌بینی نرخ تورم در طول دوره مورد بررسی داشته‌اند.

در افق پیش‌بینی هشت فصل جلوتر، مدلی که حاوی بلوک‌های پولی، قیمتی، خارجی و ستاده است با ۳۴/۹ درصد بیشترین میزان استفاده را در پیش‌بینی نرخ تورم داشته و بعد از آن مدلی که حاوی بلوک‌های پولی و ستاده است با ۱۵/۷ درصد قرار دارد. این مدل‌ها به عنوان مدل‌هایی که در دوره زمانی مورد مطالعه بیشترین میزان استفاده را در تشکیل بهترین مدل داشته‌اند (بالای ۱۰ درصد)، مطرح می‌شوند. بطور کلی در این افق

پیش‌بینی، بلوک‌های پولی(۸۱ مرتبه)، قیمتی(۶۱ مرتبه)، ستاده(۵۲ مرتبه)، خارجی(۴۸ مرتبه)، نیروی کار(۳۲ مرتبه)، انرژی(۲۸ مرتبه)، تقاضا(۱۷مرتبه)، دولت (۷ مرتبه) و مالی (۶ مرتبه) بیشترین میزان استفاده را در طول دوره داشته‌اند.

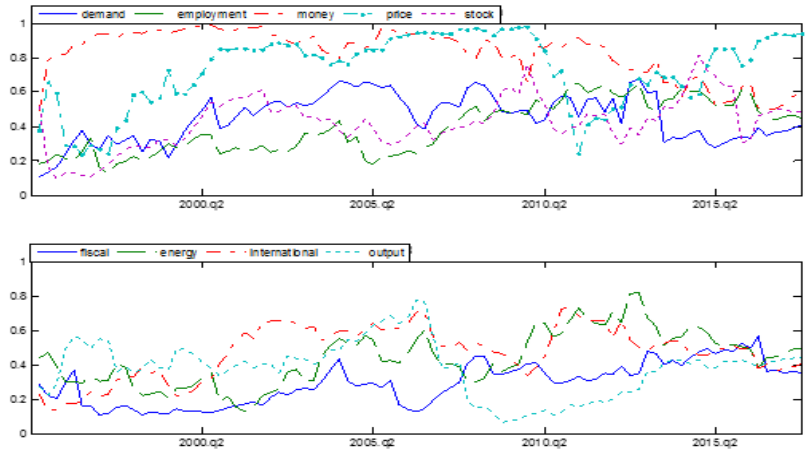
جدول۵. بلوک‌های پیش‌بینی‌کننده در بهترین مدل در دوره‌های زمانی و افق‌های پیش‌بینی مختلف
مأخذ: محاسبات تحقیق

Table ۵. Predictors composing the best model on different forecast horizons
Source: Research calculations

افق پیش‌بینی	دوره زمانی	بلوک‌های بکارگرفته شده در بهترین مدل	سهم
h=۱	۱۳۷۵q۲;۱۳۷۵q۴;۱۳۷۶q۱-۱۳۷۷q۱;۱۳۷۷q۳-q۴;۱۳۷۸q۳-۱۳۷۹q۱	پولی، ستاده	% ۱۳/۳
	۱۳۸۰q۱-۱۳۸۱q۳;۱۳۸۲q۱-q۳;۱۳۸۸ q۲-۱۳۸۸q۳	تقاضا، پولی، قیمتی، مالی، خارجی	% ۱۳/۳
	۱۳۸۱q۴;۱۳۸۳q۳-q۴; ۱۳۸۴q۲-۱۳۸۵q۲;۱۳۸۶q۲-q۴	تقاضا، پولی، قیمتی، خارجی، ستاده	% ۱۲/۲
	۱۳۸۷q۴;۱۳۸۹q۲-q۳;۱۳۹۰q۱;۱۳۹۰ q۳-۱۳۹۱q۱;۱۳۹۱q۴-۱۳۹۲q۱	تقاضا، نیروی کار، پولی، قیمتی، انرژی، خارجی	۱۰٪
h=۴	۱۳۸۲q۱-۱۳۸۳q۱;۱۳۸۳q۴; ۱۳۸۴q۲-۱۳۸۶q۴;۱۳۸۷q۳	تقاضا، پولی، قیمتی، خارجی، ستاده	% ۲۰/۷
	۱۳۸۸q۳;۱۳۹۰q۲-۱۳۹۲q۴	تقاضا، نیروی کار، پولی، قیمتی، انرژی، خارجی	۱۳٫۸٪
	۱۳۷۶q۳-۱۳۷۷q۲;۱۳۷۸q۲-۱۳۷۹q۴	پولی، ستاده	% ۱۲/۶
	۱۳۸۰q۴-۱۳۸۱q۴;۱۳۸۳q۲; ۱۳۸۷q۱-q۲;۱۳۸۷q۴-۱۳۸۸q۱	تقاضا، پولی، قیمتی، مالی، خارجی	% ۱۱/۵
h=۸	۱۳۸۱q۱;۱۳۸۱ q۴-۱۳۸۸q۳	پولی، قیمتی، خارجی، ستاده	% ۳۴/۹
	۱۳۷۷q۱;۱۳۷۷ q۳-۱۳۷۸q۲; ۱۳۷۹q۱-۱۳۸۰q۴	پولی، ستاده	% ۱۵/۷

همان‌طورکه مطرح‌شد، رافتری و همکاران (۲۰۰۷) الگوریتم DMA با احتمالات زمان متغیر مرتبط با هر مدل را بیان نمودند (به عنوان مثال، $\pi_{t|t-1,k}$ برای $t=1,\ldots,T$ و $k=1,\ldots,K$).

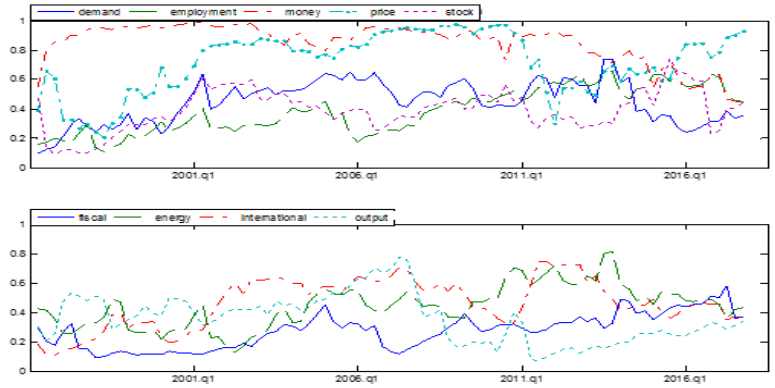
برای $b=1,...,B$ می‌توان $\sum_{k\subset b}\pi_{t|t-1,k}$ را محاسبه نمود که به معنی مجموع مدل‌هایی است که حاوی b امین بلوک عاملی است. نمودار زیر بیانگر این احتمال‌ها برای ۹ بلوک عاملی در افق‌های پیش‌بینی مختلف است. اگر خطوط این نمودارها برای هر بلوک عاملی دقیقاً برابر با یک باشد، روش DMA تنها مدل‌هایی که حاوی این بلوک عاملی باشد را برای پیش‌بینی استفاده می‌کند (بنابراین، این بلوک عاملی یک پیش‌بینی کننده با اهمیت محسوب می‌شود). چنانچه خطوط این نمودارها برای هر بلوک عاملی دقیقاً برابر با صفر باشد، روش DMA بطور کامل کلیه مدل‌های حاوی این بلوک عاملی را در پیش‌بینی حذف می‌کند. خطوطی که بین صفر و یک قرار می‌گیرند دارای یک تفسیر میانی[۲۵] می‌باشند. همان‌طور که در نمودار مشاهده می‌شود، بلوک‌هایی وجود دارند که به‌وضوح متغیرهای پیش‌بینی‌کننده مهمی هستند و نزدیک به یک هستند. این امر به‌خصوص در مورد بلوک‌های پولی و قیمتی مشهود می‌باشد.



نمودار۲. احتمال کل از مدل‌های حاوی هر بلوک عاملی در افق پیش‌بینی یک فصل جلوتر (h=۱)

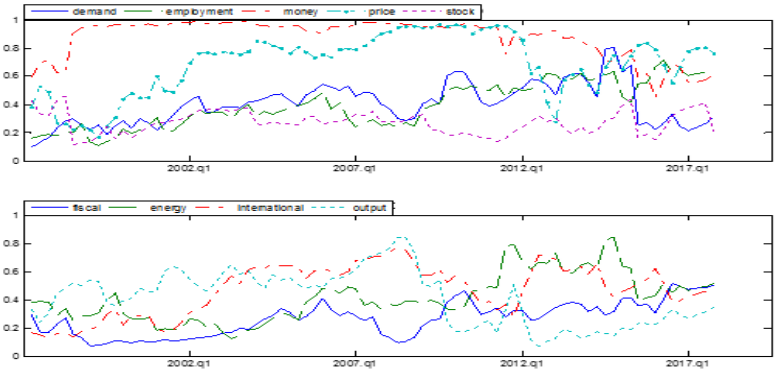
Figure ۲. Total probability of models which contain each factor block(h=1)

[25] intermediate interpretation



نمودار۳. احتمال کل از مدل‌های حاوی هر بلوک عاملی در افق پیش‌بینی چهار فصل جلوتر (h=۴)

Figure ۳. Total probability of models which contain each factor block(h=4)



نمودار٤. احتمال کل از مدل‌های حاوی هر بلوک عاملی در افق پیش‌بینی هشت فصل جلوتر (h=۸)

مأخذ: محاسبات تحقیق

Figure ٤. Total probability of models which contain each factor block(h=8)

Source: Research calculations

همان‌طورکه نشان داده‌شد، در طول زمان شاهد تغییرات زیادی در متغیرهای پیش‌بینی‌کننده تورم هستیم که چنین تغییراتی را نمی‌توان با استفاده از روش‌های پیش‌بینی یا مدل‌های نظری مرسوم، مدلسازی نمود. به عنوان مثال، منحنی فیلیپس استاندارد مطرح می‌کند که نرخ بیکاری همیشه یک متغیر پیش‌بینی‌کننده خوب برای تورم است. اگر این بحث صحیح باشد، بلوک نیروی کار همیشه یک پیش‌بینی‌کننده خوب برای تورم است و در

نتیجه بایستی احتمال کل مدل‌هایی که حاوی بلوک نیروی کار هستند در نمودارهای فوق نزدیک به یک بود. در حالیکه نتایج این مقاله چنین امری را نشان نمی‌دهد. نتایج نشان می‌دهد که بلوک پولی، بلوک مهمی برای پیش‌بینی نرخ تورم ایران بوده است. از منظر ادبیات نظری این نتیجه با مدل‌های نیوکینزین‌ها مطابقت دارد، جایی‌که نرخ تورم در وضعیت پایدار[۲۶] با استفاده از نرخ رشد پول تعیین می‌شود. هنگام پیش‌بینی تورم تقریباً تمام بلوک‌های عاملی نقش قابل توجهی دارند و تنها بلوک دولت است که کم‌ترین اثرگذاری را داشته است.

۶- نتیجه‌گیری

نرخ تورم بالا در ایران یکی از مهم‌ترین مشکلات اقتصاد ایران بوده که موجب عدم ثبات و نااطمینانی در فضای کلان اقتصادی شده است. بنابراین، مطالعه و بررسی انواع مدل‌های پیش‌بینی به منظور دستیابی به مدلی برتر نسبت به سایر رویکردها از اهمیت زیادی در ادبیات تجربی اقتصاد ایران برخوردار است. این مقاله پیش‌بینی نرخ تورم شاخص قیمت مصرف‌کننده در ایران را با استفاده از داده‌های فصلی طی دوره ۱۳۶۹ تا ۱۳۹۶ بر اساس مجموعه‌ای متشکل از متغیرهای پیش‌بینی‌کننده بسیاری با روش‌های گزینشی‌نمودن (DMS) و متوسط‌گیری الگوی پویا (DMA) مورد بررسی قرار داد. مدل‌های DMA و DMS نسبت به سایر مدل‌های پیش‌بینی دارای مزیت‌هایی است از جمله اینکه این مدل‌ها اجازه می‌دهند ضرایب در طول زمان تغییر کنند همچنین اجازه می‌دهند که متغیرهای پیش‌بینی‌کننده مورد استفاده در پیش‌بینی و مدل‌ها در طول زمان تغییر کنند.

نتایج نشان‌داد که پیش‌بینی مدل‌های گزینشی‌نمودن (DMS) و متوسط‌گیری الگوی پویا (DMA) نسبت به سایر روش‌های پیش‌بینی سنتی دارای عملکرد کارایی برای نرخ تورم ایران بوده‌اند. علاوه بر این استفاده از بلوک عاملی نشان داد که عوامل پیش‌بینی‌کننده در طول زمان دچار تغییر می‌شوند. یافته‌ها حاکی از آن‌است‌که در تمامی افق‌های پیش‌بینی، بلوک‌های پولی و قیمتی دارای بیشترین تعداد در استفاده از مدل بهینه در طول زمان بوده و کمترین تعداد نیز به بلوک دولت اختصاص داشته است. در مجموع می‌توان گفت مدل DMA میانگین‌گیری از تعداد زیادی مدل است و تنها از یک بلوک عاملی استفاده نمی‌کند

[26] Steady-state

(همچنین بلوک عاملی بی‌ربطی نیز وجود ندارد) و این امر مهم‌ترین ویژگی استفاده از DMA/DMS است.

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

Ang, A., Bekaert. G., & Wei. M. (2007). Do Macro Variables, Asset Markets, or Surveys Forecast Inflation Better? *Journal of Monetary Economics, 54*, 1163–1212.

Atkeson, A., & Ohanian. L. E. (2001). Are Phillips curves useful for forecasting inflation? *Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review, 25(1)*, 2–11.

Avramov, D. (2002). Stock Return Predictability and Model Uncertainty, *Journal of Financial Economics*, 64, 423–58.

Aye, G., Gupta, R., Hammoudeh, SH., & Kim, W.J. (2015). Forecasting the Price of Gold Using Dynamic Model Averaging, University of Pretoria, *Department of Economics Working Paper Series.*

Bayani, O. & Mohammadi, T.(2019). Factors Affecting Financial Crises: The Bayesian Model Averaging, *Quarterly Journal of Quantitative Economics (JQE), 16*(2), 145-180. Available at: https://jqe.scu.ac.ir/article_14275.html?lang=en [In Persian]

Balcilar, R., Gupta, R., Eyden. R.V., Thompson, K., & Majumdar, A. (2018). Comparing the forecasting ability of financial conditions indices:The case of South Africa. *The Quarterly Review of Economics and Finance, 69(C)*, 245-259.

Barsoum, F., & Stankiewicz, S. (2015). Forecasting GDP growth using mixed-frequency models with switching regimes. *International Journal of Forecasting*, 31(1), 33-50.

Belmonte, M., & Koop, G. (2014). Model Switching and Model Averaging in Time-Varying Parameter Regression Models. in Ivan Jeliazkov, Dale J. Poirier (ed.) Bayesian Model Comparison (Advances in Econometrics, Volume (34) Emerald Group Publishing Limited, 45 – 69.

Bork, L., & Møller, S. V. (2015). Forecasting house prices in the 50 states using Dynamic Model Averaging and Dynamic Model Selection. *International Journal of Forecasting*, *31*(1), 63-78.

Brave, S., & Fisher, J. (2004). In search of a robust inflation forecast. *Federal Reserve Bank of Chicago, Economic Perspectives, 28(4)*,11–31.

Buncic. D. & G-M. Frey. (2012). Forecasting commodity currencies with dynamic Bayesian Models. Working paper, Institute of Mathematics and Statistics, University of St Gallen, Switzerland.

Buncic, D., & Moretto, C. (2015). Forecasting copper prices with dynamic averaging and selection models. *North American Journal of Economics and Finance*, *33*, 1–38.

Carnot N., Koen, V., & Tissot, B. (2005*). Economic forecasting*, Palgrave Macmillan.

Canova, F. (2007). G-7 inflation forecasts: random walk, Phillips Curve or what else? *Macroeconomic Dynamics, 11*, 1–30.

Cechetti, SG. (1995). Inflation indicators and inflation policy. Working paper 5161, NBER.

Cechetti, S., Chu, R., Steindel C. (2000). The unreliability of inflation indicators. *Current Issues in Economics and Finance*, *6(4)*, 1–6.

Cogley, T. & Sargent, T. (2005). Drifts and volatilities: monetary policies and outcomes in The post WWII U.S., *Review of Economic Dynamics, 8*, 262–302.

Cogley, T., Morozov, S. & Sargent, T. (2005). Bayesian fan charts for U.K. inflation:Forecasting and sources of uncertainty in an evolving monetary system. *Journal of Economic Dynamics and Control, 29*, 1893–1925.

Cremers, K. (2002). Stock Return Predictability: A Bayesian Model Selection Perspective. *Review of Financial Studies, 15*, 1223–1249.

De Bruyn, R., Gupta, R., & van Eyden, R. (2013). Forecasting the rand–dollar and rand–pound exchange rates using dynamic model averaging. Working paper 2013-07, University of Pretoria.

Dupasquier, C., & Ricketts, N. (1998). Non-linearities in the output–inflation relationship: some empirical results for Canada. Working paper 98-14, Bank of Canada.

Elliott, G., & Timmermann, A. (Eds.). (2013). *Handbook of economic forecasting*. 2, Elsevier.

Ferreira, D., & Palma, A. (2015). Forecasting Inflation with the Phillips Curve: A Dynamic Model Averaging Approach for Brazil. *Revista Brasileira de Economia, 69(4),* 451-465.

Filippo, D.G. (2015). Dynamic Model Averaging and CPI Inflation Forecasts: A Comparison between the Euro Area and the United States. *Journal of Forecasting, 34(8),* 619–648.

Fisher, J., Liu, C., & Zhou, R. (2002). When can we forecast inflation? *Economic Perspectives, 26(1),* 32–44.

Grassi, S., & De Magistris, P.S. (2015). It's all about volatility (of volatility): Evidence from a two-factor stochastic volatility model. *Journal of Empirical Finance, 60,* 62-78.

Groen, J., Paap, R., & Ravazzolo, F. (2010). Real-time Inflation Forecasting in a Changing World, Federal Reserve Bank of New York Staff Report Number 388.

Gupta, R., Hammoudeh, SH., Kim, W.J. & Simo-Kengne, B.D. (2014). Forecasting China's foreign exchange reserves using dynamic model averaging: The roles of macroeconomic fundamentals, financial stress and economic uncertainty. *North American Journal of Economics and Finance*, 28, 170–189.

Holden, K., Peel, D.A., & Thompson, J.L. (1999). *Economic forecasting: an introduction,* Cambridge University Press.

Kim C-J., & Nelson CR. (1998). *State-Space Models with Regime-Switching: Classical and Gibbs-Sampling Approaches with Applications*. MIT Press: Cambridge, MA.

Koop, G., & Potter, S. (2004). Forecasting in dynamic factor models using Bayesian model averaging. *The Econometrics Journal, 7*, 550–565.

Koop, G., & Korobilis, D. (2011). UK macroeconomic forecasting with many predictors: Which models forecast best and when do they do so? *Economic Modelling, 28*, 2307–2318.

Koop, G., & Korobilis, D. (2012). Forecasting Inflation Using Dynamic Model Averaging. *International Economic Review, 53(3),* 867-886.

Koop, G., & Tole, L. (2012). Forecasting the European carbon market. *Journal of the Royal Statistical Society, Series A, 176(3*), 723–741.

Lansing, KJ. (2002). Can the Phillips curve help forecast inflation? *Economic Letter No. 2002-29*, Federal Reserve Bank of San Francisco.

Naser, H. & Alaali, F. (2018). Can Oil Prices Help Predict US Stock Market Returns: An Evidence Using a DMA Approach? *Empirical Economics, 55(4),*1757-1777.

Nicoletti, G., & Passaro, R. (2012). Sometimes it helps: the evolving predictive power of spreads on GDP dynamics. ECB working paper series 1447.

Pesaran, M. H., & Timmermann, A. (2000). A Recursive Modelling Approach to Predicting UK Stock Returns. *The Economic Journal, 110*, 159–91.

Primiceri, G. (2005). Time Varying Structural Autoregressions and Monetary Policy. *Review of Economic Studies, 72,* 821-852.

Raftery, A., Karny, M., Andrysek. J., & Ettler, P. (2007). Online prediction under model uncertainty via dynamic model averaging: application to a cold rolling mill. Technical report, 525. Department of Statistics, University of Washington.

Raftery, A., Karny, M., & Ettler, P. (2010). Online prediction under model uncertainty via dynamic model averaging: application to a cold rolling mill. *Technometrics, 52(1),* 52–66.

Rahimpoor, A.,Yarmohamadi, M.,Chinipardaz, R. & Shadrokh, A.(2020). Modeling golden and dollar data by robust simulation-based estimation. *Quarterly Journal of Quantitative Economics (JQE), 17*(1), 35-60. https://jqe.scu.ac.ir/article_14619.html?lang=en [In Persian].

Stock, J.H. & Watson, M.W. (1996). Evidence on Structural Instability in Macroeconomic Time Series Relations. *Journal of Business and Economic Statistics*, 14, 11-30.

Stock, J.H. & Watson, M.W. (1999). Forecasting Inflation. *Journal of Monetary Economics, 44,* 293–335.

Stock, J.H. & Watson, M.W. (2003). Forecasting output and inflation: the role of asset prices. *Journal of Economic Literature, 41(3),* 788–829.

Stock, J.H. & Watson, M.W. (2007). Why has US inflation become harder to forecast? *Journal of Money, Credit, and Banking 39(Suppl. 1),* 3–33.

Stock, J.H. & Watson, MW. (2008). Phillips Curve Inflation Forecasts, NBER Working Paper No. 14322.

Tinbergen, J. (1939). *Business cycles in the United States of America: 1919-1932*. League of Nations.

فصلنامه‌ی اقتصاد مقداری (بررسی‌های اقتصادی سابق) زمستان ۱۴۰۰ ۱۸(۴) ۲۲۴-۱۹۱

فصلنامه‌ی اقتصاد مقداری

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

نقش ایران در تأمین انرژی آینده اتحادیه اروپا

فاطمه هموئی *، کیهان برزگر **، حمید احمدی ***، حسین دهشیار****

* دانشجوی دکترای روابط بین الملل، گروه روابط بین الملل، دانشکده حقوق، الهیات و علوم سیاسی، واحد علوم و تحقیقات، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران
** دانشیار گروه روابط بین‌الملل، دانشکده حقوق، الهیات و علوم سیاسی، دانشگاه آزاد اسلامی، واحد علوم و تحقیقات، تهران، ایران (نویسنده مسئول)
*** استاد گروه علوم سیاسی، دانشکده حقوق و علوم سیاسی، دانشگاه تهران، تهران، ایران.
**** استاد گروه علوم سیاسی، دانشکده حقوق و علوم سیاسی، دانشگاه علامه طباطبایی، تهران، ایران.

اطلاعات مقاله	طبقه‌بندیJEL: Q42، Q47، F51، F59، O13
تاریخ دریافت: ۱۹ بهمن ۱۳۹۸ تاریخ بازنگری: ۱۱ اسفند ۱۳۹۹ تاریخ پذیرش: ۲۶ فروردین ۱۴۰۰	واژگان کلیدی: امنیت انرژی، ایران، اتحادیه اروپا، وابستگی متقابل، مشارکت راهبردی
ارتباط با نویسنده (گان) مسئول: ایمیل: kbarzegar@hotmail.com 0000-0003-1534-5282	آدرس پستی: تهران –انتهای بزرگراه شهید ستاری – میدان دانشگاه بلوار شهدای حصارک – دانشگاه آزاد اسلامی واحد علوم وتحقیقات، دانشکده روابط بین الملل، گروه روابط بین الملل

اطلاعات تکمیلی:
این مقاله از رساله ی دکتری خانم فاطمه هموئی در رشته روابط بین الملل به راهنمایی کیهان برزگر و مشاوره حمید احمدی و حسین دهشیار در دانشگاه آزاد اسلامی واحد علوم و تحقیقات است.

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

چکیده

با وجود روند رو به رشد تولید انرژی های تجدیدپذیر که وابستگی کشورهای عمده مصرف کننده انرژی به سوخت های فسیلی را به نحو چشمگیری کاهش خواهد داد، بنا بر پیش بینی آژانس بین المللی انرژی، همچنان در سی سال آینده افزایش وابستگی به واردات نفت و گاز، وجه اشتراک تمامی کشورهای صنعتی از جمله اعضای اتحادیه اروپا است بطوریکه امنیت عرضه انرژی از مباحث محوری این اتحادیه تلقی می گردد. بر پایه نتایج پیش بینی اداره انرژی کمیسیون اروپا، تامین انرژی در داخل اتحادیه اروپا در سال ۲۰۳۰، در مقایسه با سال ۲۰۰۵، حدود ۲۰ درصد افول خواهد کرد بطوریکه از این سال به بعد، اروپا نیاز به واردات بیش از ۵۵ درصد از از انرژی مورد نیاز خود خواهد داشت که در این میان بیشترین میزان وابستگی به انرژی وارداتی مربوط به گاز خواهد بود. تمایل اتحادیه اروپا مبنی بر تنوع بخشی در تامین منابع انرژی و همچنین کاهش وابستگی به گاز روسیه بخصوص بعد از مناقشات این کشور با اوکراین، یکی از مسائل مهمی است که می تواند دیگر کشورهای صادرکننده را در دستیابی به مقاصد خود مبنی بر جایگزینی گاز روسیه یاری کند. با وجود چالش‌های مختلف در کاهش سهم گاز روسیه در سبد انرژی اروپا، ایران به دلیل دارا بودن منابع فراوان گاز و همچنین موقعیت جغرافیایی استراتژیک می تواند نقشی ویژه در این فرایند داشته باشد. اگرچه به دلیل وجود تحریم‌های اقتصادی آمریکا، ایجاد برنامه ای ویژه در جهت همکاری استراتژیک بین اتحادیه اروپا و ایران در زمینه انرژی همواره دچار موانعی جدی بوده است اما تمایل شدید دو جانبه در جهت برقراری روابط اقتصادی بویژه پس از توافق هسته ای سال ۲۰۱۳، بخوبی مؤید اینست که می توان از مفهوم وابستگی متقابل برای روابط دو طرف در این خصوص استفاده نمود. در این مطالعه تلاش شده است با استفاده از روش‌های توصیفی تحلیلی، به چگونگی این وابستگی در مقوله انرژی پرداخته شود بطوریکه در نهایت منجر به تبیین نقش ایران در تامین انرژی آینده اروپا گردد. بر اساس نتایج بدست آمده، ایران در صورت فائق آمدن بر چالش‌های سیاسی در زمینه ارتباطات بین المللی و رفع تحریم‌ها، توانایی تامین ۱۰ درصد از نیاز مصرف کنندگان جهانی را در درازمدت خواهد داشت که این امر موجب بوجود آمدن مشارکتی راهبردی بین اتحادیه اروپا و این کشور در بهبود سرمایه گذاری و تجارت بین المللی و همچنین انتقال تکنولوژی خواهد شد که رشد با ثبات و سریع اقتصادی ایران از جمله مزایای آن خواهد بود.

ارجاع به مقاله:

هموئی، فاطمه، برزگر، کیهان، احمدی، حمید و دهشیار، حسین. (۱۴۰۰). نقش ایران در تأمین انرژی آینده اتحادیه اروپا. *فصلنامه‌ی اقتصاد مقداری (بررسی های اقتصادی سابق)*، ۱۸(۴)، ۲۲۴-۱۹۱.

10.22055/JQE.2021.32467.2214

© 2022 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

اتحادیه اروپا همواره یکی از جذاب‌ترین بازارهای انرژی دنیا برای کشورهای صادرکننده نفت و گاز بوده است. این اتحادیه در حال حاضر بیش از پنجاه درصد انرژی مصرفی خود را که حدود ۱۶۰۰ میلیون تن نفت معادل[1] در سال برآورد می‌شود از طریق واردات تامین می‌کند که طبق برآورد کمیسیون اروپا با کاهش طبیعی میزان تولید نفت و گاز داخلی اروپا و افزایش جمعیت کشورهای عضو، تا سال ۲۰۵۰ این میزان به ۵۸ درصد خواهد رسید. (Capros, De Vita, Tasios, Siskos, Kannavou, Petropoulos, Paroussos 2016)

تامین انرژی برای این اتحادیه با وسعت حدود ۴/۵ میلیون کیلومتر مربعی و جمعیت بیش از ۵۰۰ میلیون نفری یکی از دغدغه‌ها و چالش‌های مهم رهبران کشورهای عضو بوده است بطوریکه این موضوع در قالب سیاست‌های امنیتی اتحادیه اروپا قرار داده شده است. کمیسیون اروپا سیاست‌های امنیت انرژی خود را در سال ۲۰۰۷ در گزارشی با عنوان مروری بر انرژی استراتژیک منتشر نمود که نهایتا در سال ۲۰۱۴ ویرایش تکمیلی آن، با در نظر گرفتن ملاحظات جدید به نام استراتژی امنیت انرژی ارائه گردید. بر طبق این گزارش این اتحادیه تلاش نموده است استراتژی‌های امنیت انرژی خود را هر چه بیشتر در متنوع سازی منابع تامین انرژی، جانشینی انرژی‌های فسیلی با انرژی‌های تجدیدپذیر و کاهش وابستگی به واردات گاز از روسیه دنبال نماید. (Youngs, 2014)

بر اساس آمار کمیسیون اروپا، از میان سیاست‌های ذکر شده، اتحادیه اروپا در متنوع سازی منابع انرژی و جانشینی انرژی‌های فسیلی با انرژی‌های تجدیدپذیر موفق عملکرده است و حتی از پیش بینی برنامه‌های خود توانسته پیشی بگیرد اما به درستی مهمترین نقطه ضعف اروپا در سیاست‌های امنیت انرژی، عدم توانایی در کاهش وابستگی به گاز روسیه بوده است.(Capros et al, 2016)

یانگز (2011) در کتاب امنیت انرژی- چالش جدید سیاست خارجی اروپا، با بررسی استراتژی‌های اروپا در خصوص امنیت انرژی، به تاثیر آن بر سیاست خارجی اتحادیه اروپا می‌پردازد. نویسنده با بیان شواهد نشان می‌دهد که این اتحادیه به موازات توسعه استراتژی‌های جدید انرژی خارجی خود، بین دیدگاه‌های فلسفی بازار-اداره امور و

[1] MTOE

ژئوپولیتیک سرگردان است. با شدت گرفتن سیاست قدرت محوری در روسیه، توجه اتحادیه اروپا به موضع گیری ژئوپولیتیک به عنوان رویکردی برای حفظ امنیت بهتر انرژی خود جلب شد. (Youngs, 2011)

اتحادیه اروپا، در سال ۲۰۱۹ حدود ۴۵ درصد گاز خود را از طریق روسیه تامین می‌نماید که با در نظر گرفتن پروژه‌های در دست اجرای این کشور جهت انتقال گاز بیشتر به اروپا مانند خط لوله نورداستریم-۲ [۲] و ترک استریم [۳] پیش بینی می‌شود میزان وابستگی اروپائیان به این کشور بیش از پیش گردد.

سلطانی و بهمنش (2012) در مقاله اتحادیه اروپا و چالش‌های امنیتی انرژی به این نکته اشاره دارند که علت نگرانی اتحادیه اروپا از وابستگی به گاز روسیه استفاده این کشور از گاز به عنوان اهرم فشار در جهت پیشبرد سیاست‌های خود در قبال دیگر کشورهاست که نمونه‌های آن در اختلافات روسیه با اوکراین و بلاروس در طی دهه گذشته بخوبی نمایان شد. نگرانی اتحادیه اروپا از انحصار روسیه بر منابع انرژی منطقه آسیای مرکزی و قفقاز موجب گردیده که اروپا به دنبال متنوع نمودن منابع انرژی مورد نیاز خود برآید. (Soltani & Behmanesh, 2012)

در راستای تلاش کشورهای اروپایی در کاهش وابستگی به روسیه، آمریکا به عنوان مهمترین هم پیمان اتحادیه اروپا، جهت مقابله با نفوذ هر چه بیشتر روسیه در بازار انرژی این اتحادیه اقدامات جدیدی را آغاز نموده است. آمریکا با انقلاب گاز شیلی[۴] که حاصل تکامل تکنولوژی‌های استخراج گاز از ساختارهای سنگ شیل)[۵] است توانسته در قالب یک صادر کننده بزرگ ظاهر شود و با تحریم پروژه نورد استریم-۲ سعی دارد با کاهش سهم روسیه از بازار اروپا، میزان صادرات گاز مایع[۶] خود را افزایش دهد بطوریکه موفق گردیده است در سال ۲۰۱۷ میزان صادرات خود را به اروپا نسبت به سال قبل از آن، سه برابر کند. (US Energy Information Administration (Ed.), 2018)

---

[2] Nord Stream-2

[3] Turk Stream

[4] Shale Gas

[5] Shale Rocks

[6] LNG

با این حال اتحادیه اروپا به دلیل روند نزولی چشمگیر منابع تولید داخلی خود، بخوبی می داند نمی تواند تنها با تکیه بر گاز آمریکا از میزان وابستگی رو به رشد به گاز روسیه بکاهد، لذا همواره درصدد یافتن شریک راهبردی جدید در جهت تامین گاز بوده است.

امینیان (2013) در مقاله "ژئوپلتیک انرژی: اتحادیه اروپا و امنیت انرژی" معتقد است مشکل امنیت انرژی اروپا در سال‌های آتی نه تنها حل نمی‌شود بلکه به مراتب تشدید می‌شود و اروپا چاره ای جز اتخاذ سیاست‌های جدید نخواهد داشت. این نویسنده دهه آینده را دهه قدرت کنترل کنندگان انرژی می‌داند و بر این باور است که نقش روزافزون عوامل ژئوپولتیک را نمی‌توان نادیده گرفت و از این لحاظ ایران به دلیل مزیت‌های ژئوپولتیک خود کماکان جایگاه تعیین کننده‌ای برای کشورهای اروپایی خواهد داشت. جمهوری اسلامي ايران به علت داشتن ذخاير انبوه انرژی و به دليل استعدادهای طبيعي سرزميني و موقعيت جغرافيايي‌اش بي ترديد يكي از محورهای مهم اتكای اروپا در دسترسي به انرژی مورد نيازش خواهد بود. (Aminian, 2013)

ایران در طی چهار دهه گذشته روابط پرتنشی را با غرب تجربه کرده است که نتیجه آن از دست دادن سهم بیشتری از بازار انرژی جهانی بوده است بطوریکه در سال ۲۰۲۰ به دلیل تحریم‌های گسترده بین المللی که از جانب امریکا تحمیل شده است بشدت در این بازار منزوی شده است و تقریبا سهم بازار رسمی قروش نفت آن به صفر رسیده است و تنها صادرات گاز خود را به کشورهای ترکیه و عراق بصورت محدود انجام می‌دهد.

کولایی (۲۰۱۱) در مقاله نقش ایران در امنیت انرژی در سطوح منطقه‌ای و جهانی معتقد است ایران به دلیل نگاه ایدئالیستی به سیاست خارجی، فرصت داشتن نقشی موثر و سازنده در امنیت انرژی جهانی را از دست داده است. نویسنده بر این مهم تاکید دارد که موقعیت جغرافیای منحصر به فرد ایران بین دریای خزر و خلیج فارس می‌تواند به عنوان ابزاری مناسب در خدمت دیپلماسی قرار گیرد تا نهایتا منجر به توسعه اقتصادی متقابل گردد. (Koolaee, 2011)

اگرچه به دلیل تحریم‌های بین المللی و عدم علاقه ایران در تغییر نگرش نسبت به چالش‌های سیاسی با غرب، اینگونه به نظر می رسد که ایران و اتحادیه اروپا برنامه ویژه ای برای همکاری راهبردی ندارند اما در واقعیت رسیدن به مشارکتی راهبردی بر اساس مفهوم وابستگی متقابل برای دو طرف در آینده دور از دسترس نمی‌باشد همانطور که پیش تر

همین رویکرد بین اتحادیه اروپا و روسیه باعث ایجاد روابط اقتصادی گسترده بر پایه انرژی گردید.

وثوقی و همکاران (2015) در مقاله راهبرد متقابل انرژي در روابط روسیه و اتحادیة اروپا به مقوله وابستگی متقابل روسیه و اتحادیه اروپا در خصوص انرژی می‌پردازد. روسیه با داشتن سهم چشمگیری از ذخایر غنی نفت و گاز جهانی از توان تأثیرگذاری قابل ملاحظه‌ای در سیاست‌های منطقه ای و جهانی برخوردار شده است. در این میان، اتحادیة اروپا به عنوان مهم ترین خریدار نفت وگاز روسیه نه تنها نقش مهمی در رشد اقتصادی روسیه دارد بلکه به واسطة وابستگی شدید به واردات انرژی از این کشور، ناگزیر از پیگیری سیاست خارجی عمل گرایانه و محتاطانه‌ای نسبت به روسیه شده است. نویسنده در نهایت با بررسی جامع عوامل تاثیر گذار در امنیت انرژی جهانی به این نتیجه رسیده است که نه تنها اتحادیة اروپا نتواند از وابستگی شدید خود به واردات نفت وگاز از روسیه بکاهد، بلکه نیاز این اتحادیه به انرژی نفت وگاز روسیه دست کم تا چشم انداز ۲۰۳۰ سیر صعودی پیدا کند. (Vosoughi & Zarei Hodak, 2015)

با این حال سهرابی (2013) در مقاله نقش ژئوپولتیک ایران در امنیت انرژی اتحادیه اروپا با بررسی نیاز روزافزون اروپا به واردات انرژی، روسیه را در تامین این انرژی در دراز مدت ناتوان ارزیابی کرده و با خوش بینی در خصوص برقراری ارتباط ایران با غرب بعد از حل شدن مسئله هسته‌ای، امیدوار است تا ایران با مشارکت کشورهای اروپایی هر چه سریع تر نقش خود در تامین گاز اروپا را در اولویت قرار دهد. (Sohrabi, 2013)

در این مطالعه سعی شده است تا با روش‌های تحلیلی و آماری به چگونگی وابستگی متقابل ایران و اتحادیه اروپا در خصوص انرژی پرداخته شود بطوریکه در نهایت منجر به تبیین نقش ایران در تامین آینده انرژی اروپا گردد. در بخش اول با استناد به آمارهای رسمی کمیسیون اروپا به مسئله وابستگی اروپا به واردات انرژی پرداخته می‌شود، سپس در بخش دوم، به پیش بینی آینده انرژی اروپا پرداخته می‌شود. در ادامه در بخش سوم سیاست‌های اروپا در خصوص انرژی کنکاش می‌گردد. در بخش‌های چهارم و پنجم به ترتیب با آنالیز نقش ایران در تامین انرژی اروپا، به بررسی چالش‌های روابط دو طرف در خصوص انرژی پرداخته می‌شود. در انتها نیز در بخش ششم، به فرصت‌های پیش روی ایران در خصوص تامین انرژی اتحادیه اروپا اشاره شده است.

۲- اتحادیه اروپا و وابستگی انرژی

اتحادیه اروپا به عنوان سومین بازار بزرگ مصرف انرژی دنیا، همواره یکی از جذاب ترین بازارهای انرژی برای کشورهای صادرکننده نفت و گاز بوده است این اتحادیه در سال ۲۰۱۶ حدود ۱۲ درصد انرژی مصرفی دنیا را که حدود ۱۵۹۹ میلیون تن معادل نفت در سال برآورد می‌شود مصرف می‌نماید. (European Commission, 2018)

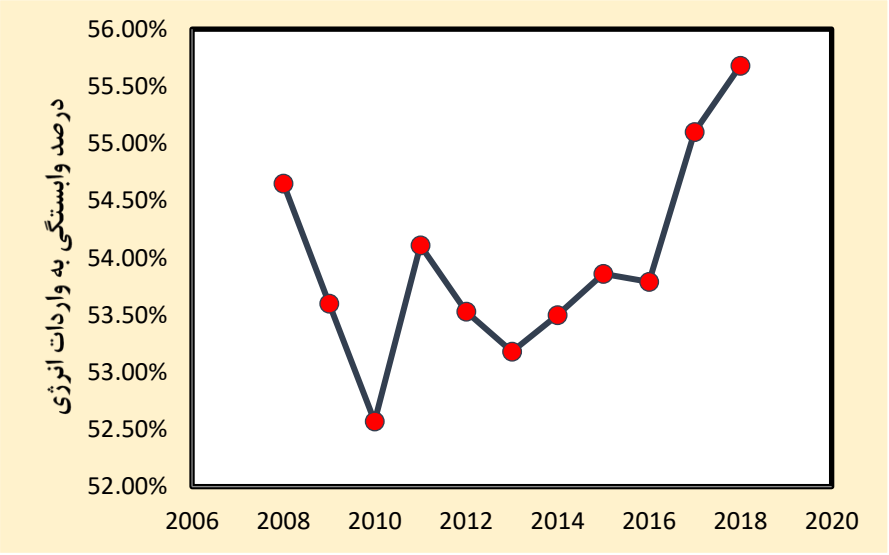
جدول ۱. میزان مصرف انرژی دنیا بر اساس منطقه
مأخذ: کمیسیون اروپا، ۲۰۱۸

Tabel 1. World energy consumption by region
Source: European Commission, 2018

مقادیر بر حسب میلیون تن معادل نفت (MTOE)						
	۱۹۹۵	۲۰۰۰	۲۰۰۵	۲۰۱۰	۲۰۱۵	۲۰۱۶
اتحادیه اروپا	۱۶۴۸	۱۶۹۵	۱۷۹۶	۱۷۳۰	۱۵۹۰	۱۵۹۹
چین	۱۰۵۵	۱۱۴۳	۱۷۹۴	۲۵۵۰	۳۰۰۵	۲۹۷۳
ایالات متحده	۲۰۶۷	۲۲۷۴	۲۳۱۹	۲۲۱۷	۲۱۸۸	۲۱۶۷
آسیا	۱۵۲۱	۱۷۶۱	۱۹۸۴	۲۲۹۴	۲۴۸۳	۲۵۴۷
روسیه	۶۳۷	۶۱۹	۶۵۲	۶۸۹	۷۱۰	۷۳۲
آفریقا	۴۴۳	۴۹۸	۵۹۴	۷۰۰	۷۹۶	۸۱۸
خاورمیانه	۳۰۷	۳۵۴	۴۶۹	۶۲۲	۷۲۹	۷۳۴
دیگر کشورهای	۱۵۴۷	۱۶۹۱	۱۸۸۷	۲۰۷۵	۲۱۷۱	۲۱۹۲
دنیا	۹۲۲۶	۱۰۰۳۶	۱۱۴۹۵	۱۲۸۷۶	۱۳۶۷۲	۱۳۷۶۱

نرخ وابستگی انرژی نشان می‌دهد که یک اقتصاد تا چه میزانی برای تامین نیاز انرژی خود به واردات وابسته است. این نرخ از طریق نسبت سهم خالص واردات انرژی به سهم کل مصرف انرژی اندازه گیری می‌گردد. همانطور که به روشنی در **نمودار ۱** قابل مشاهده است، نرخ وابستگی انرژی در اتحادیه اروپا، در سال ۲۰۱۸ بیش از ۵۵ درصد محاسبه گردیده است که این بدان معنی است که این اتحادیه بیش از نیمی از انرژی مورد نیاز خود را از طریق واردات تامین می‌نماید. این نرخ در دو دهه گذشته بصورت میانگین رشد ۸ درصدی را در این اتحادیه نشان می‌دهد بطوریکه در حال حاضر در کشورهایی مانند مالت، لوکزامبورگ

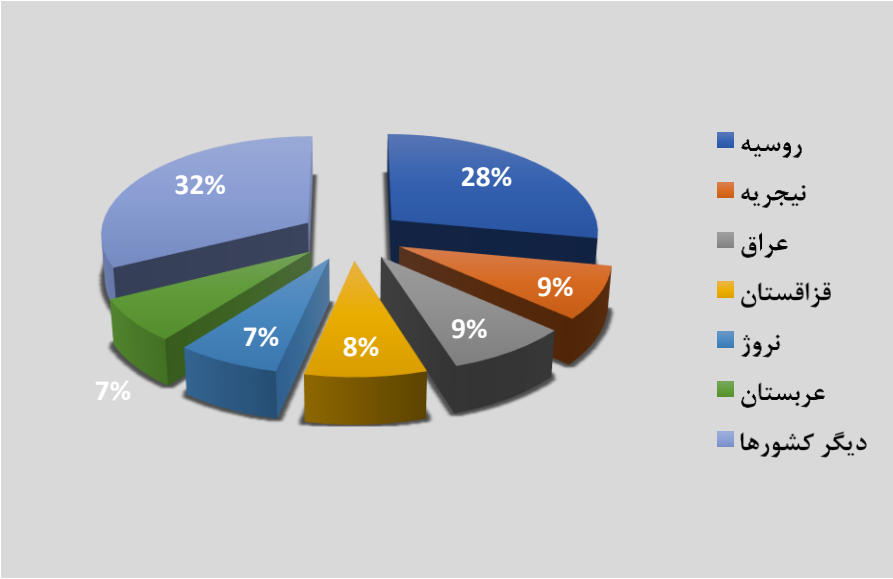
و قبرس بیش از ۹۵ درصد و در کشورهایی مانند استونی و دانمارک زیر ۱۵ درصد می‌باشد. (European Commission, 2019)



نمودار ۱. نرخ وابستگی کشورهای اتحادیه اروپا به واردات انرژی از سال ۲۰۰۸ تا ۲۰۱۸
مأخذ: کمیسیون اروپا، ۲۰۱۹

Figure 1. Energy dependency of EU countries from 2008 to 2018
Source: European Commission, 2019

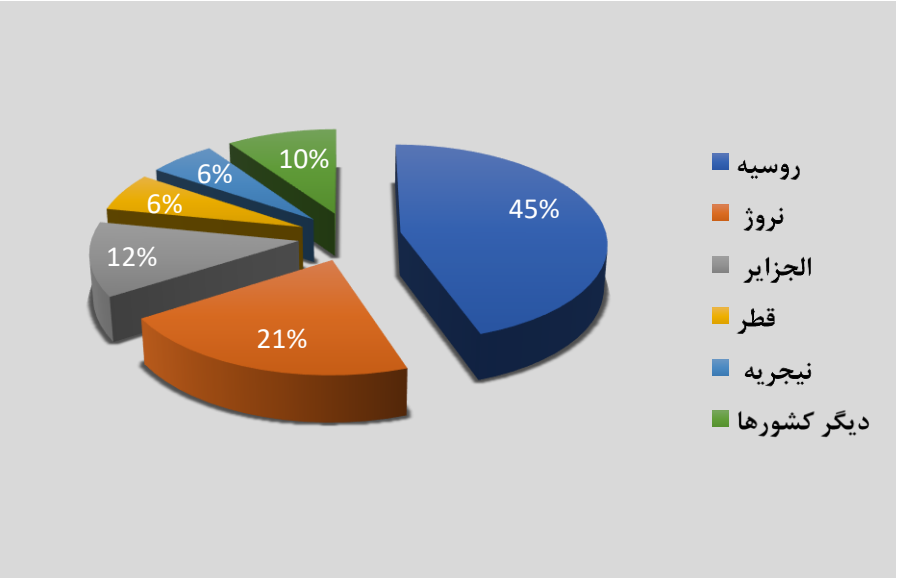
در حال حاضر از کل واردات انرژی اتحادیه اروپا، تقریبا دو سوم آن را محصولات نفتی و ۲۶ درصد را گاز و ۸ درصد باقیمانده را زغالسنگ تشکیل می دهد. بر اساس آمار نمایش داده شده در شکل-۲، حدود دو سوم از واردات نفت اروپا از پنج کشور روسیه، نیجریه، عراق، قزاقستان و نروژ تامین می شود. روسیه با ۲۸ درصد، مهمترین تامین کننده نفت اروپا محسوب می‌گردد. (European Commission, 2019)



نمودار ۲. کشورهای صادرکننده نفت به اتحادیه اروپا
مأخذ: کمیسیون اروپا، ۲۰۱۹

Figure 2. Oil exporting countries to the European Union
Source: European Commission, 2019

در بخش واردات گاز، بیش از سه چهارم آن از طریق سه کشور روسیه، نروژ و الجزایر تامین می‌گردد. مطابق **نمودار ۳**، در این بخش هم روسیه با ۴۵ درصد بیشترین سهم صادرات را به اتحادیه اروپا دارا می‌باشد. (European Commission, 2019)



نمودار ۳. کشورهای صادرکننده گاز به اتحادیه اروپا
مأخذ: کمیسیون اروپا، ۲۰۱۹

Figure 3. Gas exporting countries to the European Union
Source: European Commission, 2019

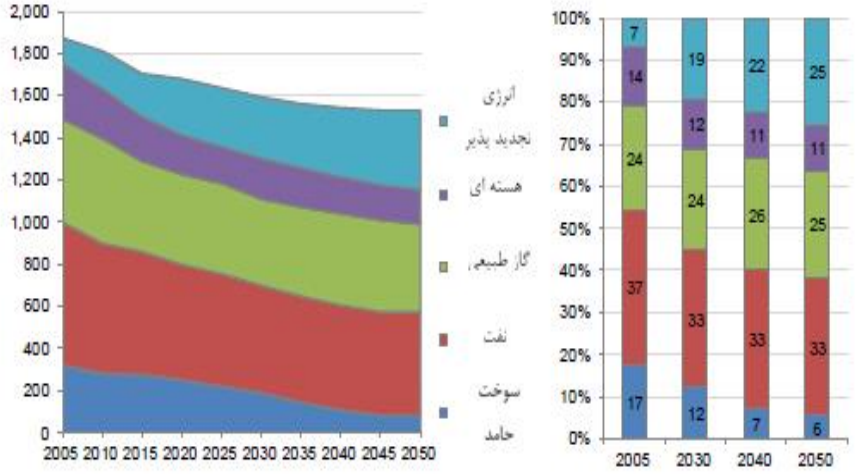
همانطور که از آمار فوق به روشنی قابل دریافت است اتحادیه اروپا بشدت از نظر واردات انرژی به کشور روسیه وابسته گردیده است بطوریکه در حال حاضر ۳۰ درصد از نفت و ۴۰ درصد از گاز وارداتی این اتحادیه توسط روسیه تامین می‌گردد و طبق پیش بینی کمیسیون اروپا، وابستگی انرژی اروپا به واردات با روندی پایدار تا سال ۲۰۵۰ به ۵۸ درصد خواهد رسید. (Capros et al, 2016)

۳- پیش بینی آینده انرژی اتحادیه اروپا

بر اساس پیش بینی کمیسیون اروپا، تا سال ۲۰۳۰ میزان مصرف انرژی در این اتحادیه نسبت به حال حاضر با کاهش ۶ درصدی به ۱۶۰۰ میلیون تن معادل نفت (MTOE) خواهد رسید. این اتحادیه برای تامین این میزان انرژی، نیاز به واردات حدود ۵۳ درصدی از مجموع این مقدار را خواهد داشت. بر اساس همین پیش بینی میزان مصرف نفت و گاز در اروپا در

سال ۲۰۳۰ به ترتیب به میزان ۵۲۸ و ۳۸۴ میلیون تن معادل نفت خواهد رسید که ۲۴ و ۳۳ درصد از کل مصرف انرژی اتحادیه اروپا را تشکیل می‌دهند. (Capros et al, 2016)

در شکل -۴ میزان مصرف هر کدام از منابع انرژی در اتحادیه اروپا در سه دهه آینده یعنی سال‌های ۲۰۳۰، ۲۰۴۰ و ۲۰۵۰ نشان داده شده است.

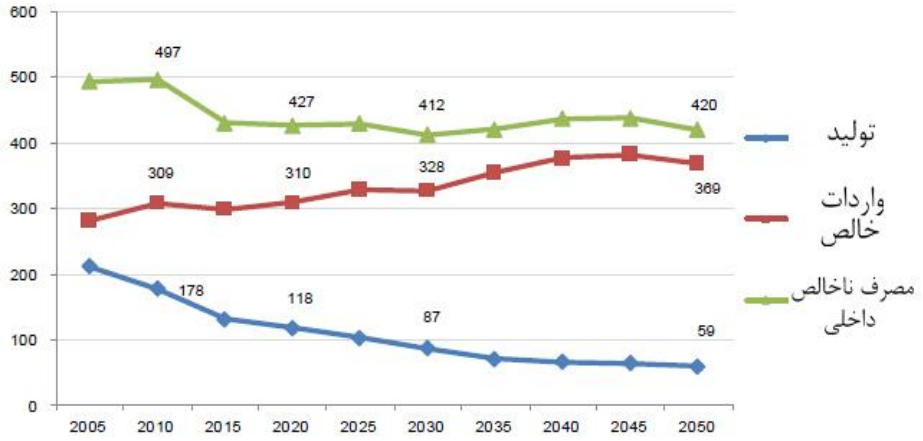


نمودار ٤. میزان مصرف ناخالص داخلی اتحادیه اروپا (میلیون تن معادل نفت- چپ، درصد سهم – راست)
مأخذ: کاپروس و همکاران، ۲۰۱۶

Figure 4. EU gross domestic product (MTOE- left, percentage share - right)
Source: Capros et al, 2016

همانطور که در **نمودار ٤** نمایان است، طبق پیش بینی اداره انرژی کمیسیون اروپا میزان مصرف انرژی در سه دهه آینده با شیب ملایمی کاهش خواهد یافت. بر این اساس مصرف زغال سنگ تا سال ۲۰۵۰ تا ۱۰ درصد نزول می‌کند و در مقابل انرژی‌های تجدید پذیر در همین مدت رشد ۱۲ درصدی را نشان خواهند داد که این آمار نوید آینده ای بهتر در جهت بهبود مسائل زیست محیطی به همراه دارد. (Capros et al, 2016)

بر اساس نتایج همین گزارش، میزان تولید گاز در اتحادیه اروپا طی ۱۰ سال گذشته ۳۴ درصد کاهش داشته است و طبق پیش بینی‌ها، این روند کاهشی تا سال ۲۰۵۰ همچنان ادامه خواهد داشت بطوریکه از سال ۲۰۲۰ تا ۲۰۵۰ تولید گاز اروپا کاهش ۵۰ درصدی را تجربه خواهد نمود. از آنجا که تقاضا برای گاز در این اتحادیه طبق **نمودار ۵** در طی سه دهه پیش رو ثبات خواهد داشت لذا با کاهش میزان تولید گاز داخلی اروپا، واردات این محصول استراتژیک، افزایش حدود ۲۰ درصد را نشان خواهد داد.(Capros et al, 2016)



نمودار ۵. میزان مصرف، واردات و تولید گاز در اتحادیه اروپا تا سال ۲۰۵۰ (میلیارد متر مکعب)
مأخذ: کاپروس و همکاران، ۲۰۱۶

Figure 5. Consumption, import and production of gas in the EU by 2050 (BCM)
Source: Capros et al, 2016

آنچه مسلم است طبق این پیش بینی، در سه دهه پیش رو همچنان تقاضای نفت و گاز با میزان کنونی در اتحادیه اروپا ادامه خواهد یافت که با در نظر گرفتن روند کاهش تولید نفت و گاز داخلی اروپا، نشان دهنده استمرار بازار جذاب این اتحادیه در بلند مدت برای صادرکنندگان خواهد بود.

۴- استراتژی امنیت انرژی اتحادیه اروپا

سیاست انرژی اتحادیه اروپا را بدون در نظر گرفتن ماهیت پیچیده سیستم اتحادیه اروپا، که ترکیبی است از منافع اقتصادی، رقابت درون جامعه اروپا و دیدگاه های ژئوپلیتیک کشورهای عضو آن نمی توان تبیین کرد. (Beyli, 2011)

تامین پایدار انرژی برای اتحادیه اروپایی که بخش اعظم نیازهای خود را وارد میکند، یکی از چالش‌های مهم امنیتی است. با توجه به وقوع سه بحران در روابط بین روسیه و اکراین (۲۰۰۶، ۲۰۰۹ و ۲۰۱۴)، اتحادیه اروپایی تامین امنیت انرژی را در سیاستگذاری های خود مورد توجه قرار داده است. کمیسیون اروپا سیاست‌های امنیت انرژی خود را در سال ۲۰۰۷ در گزارشی با عنوان مروری بر انرژی استراتژیک منتشر نمود که با ویرایش آن در همان سال نهایتا در ۷ بخش کلی تدوین و ارائه گردید. (Youngs, 2011)

بر اساس این گزارش بخش‌های مختلف استراتژی‌های اروپا در خصوص امنیت انرژی عبارتند از:

- نیاز به داشتن توانایی بیشتر برای نشان دادن واکنش در زمانی که امنیت انرژی تحت فشار خارجی قرار گرفته باشد
- اهمیت مشارکت های بین المللی طبق قواعد یا اصول مشترک شکل گرفته در خط مشی انرژی اتحادیه اروپا
- مطلوبیت رسیدن به همکاری‌های جامع مبتنی بر منافع متقابل
- نیاز برای ایجاد نوعی سازوکار همبستگی در زمینه عرضه منابع انرژی، بویژه برای دولت‌هایی که به منابع گاز منحصر بفردی وابسته هستند
- عزم راسخ برای فراهم آوردن منابع مالی جهت طرح‌های انرژی از طریق ابزارهای مالی جدید
- لزوم تمرکز بر تغییرات آب و هوایی با کاهش انتشار گازهای گلخانه‌ای و توسعه منابع انرژی تجدید پذیر
- شفافیت، داشتن قابلیت پیش بینی و اقدام متقابل

در طی دهه گذشته متنوع سازی منابع تامین انرژی، جانشینی انرژی‌های فسیلی با انرژی‌های تجدیدپذیر و کاهش وابستگی به واردات گاز از روسیه مهمترین استراتژی‌های اتحادیه اروپا در حوزه انرژی به حساب آمده‌اند. از میان سه استراتژی کلیدی ذکر شده،

اتحادیه اروپا در متنوع سازی تامین انرژی و جانشینی انرژی‌های فسیلی به خوبی عملکرده است بطوریکه در حال حاضر ۳۶ درصد انرژی اتحادیه از محصولات نفتی، ۲۳ درصد از گاز طبیعی، ۱۵ درصد زغالسنگ، ۱۴ درصد انرژی‌های تجدیدپذیر و ۱۲ درصد از انرژی هسته‌ای تامین می‌گردد و همچنین میزان تولید انرژی از منابع تجدیدپذیر طی ده سال گذشته رشد حدود ده درصدی داشته و پیش بینی می‌گردد این میزان تا سال ۲۰۵۰ به ۲۵ درصد برسد. (Capros et al, 2016)

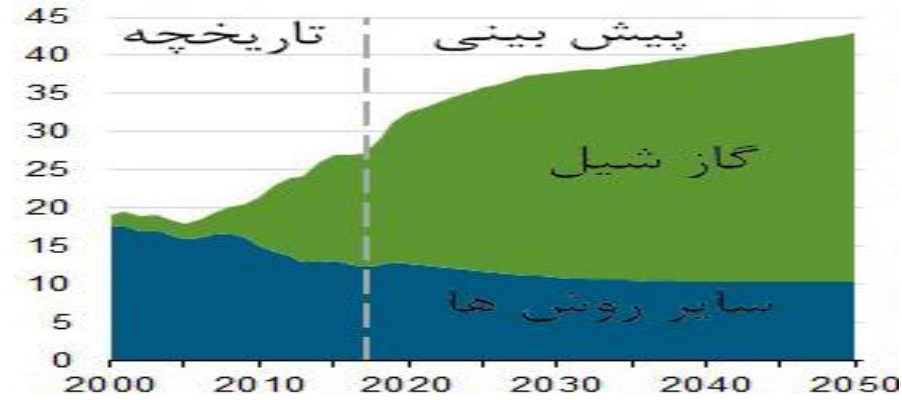
با این وجود عدم یکپارچگی در تحقق استراتژی کاهش وابستگی به گاز روسیه توسط کشورهای عضو اتحادیه مهمترین چالشی است که امنیت تامین انرژی اتحادیه اروپا را در آینده تهدید می‌کند بطوریکه در حال انجام بودن پروژه‌های جاه طلبانه ای همچون نورد استریم-۲ و ترک استریم که عملا نفوذ روسیه را در بازار انرژی اروپا در آینده بشدت تقویت خواهد کرد دلایلی محکم بر این ادعاست. (Khalouzadeh, 2010).

علت اصلی نگرانی اروپا از وابستگی به انرژی روسیه را باید در این ویژگی جستجو کرد که در میان صادرکنندگان عمده انرژی به اتحادیه اروپا، تنها کشور روسیه است که در راهبرد انرژی خود در قبال این اتحادیه در کنار اهداف اقتصادی در جستجوی اهداف امنیتی است (Soltani & Behmanesh, 2011).

صادرات گاز روسیه به عنوان یک ابزار سیاست خارجی و اهرم قدرت این کشور، بیانگر این واقعیت است که ملاحظات ژئوپلتیک به انگیزه‌های سیاست انرژی روسیه شکل می‌دهد که در تعارض با سیاست انرژی اتحادیه اروپا از بعد امنیت انرژی است لذا تمایل اتحادیه اروپا مبنی بر متنوع کردن منابع تامین انرژی و کاهش وابستگی به روسیه یکی از مسائل مهمی است که می تواند آمریکا را در دستیابی به مقاصد خود مبنی بر جایگزینی گاز خود یاری کند (Firoozabadi & Moosavi, 2011)

آمریکا پس از انقلاب گازی شیل به صادرکننده انرژی تبدیل شد. میزان رشد چشمگیر تولید گاز آمریکا بعد از تولید از مخازن سنگ شیل در شکل-۶ قابل مشاهده است. این کشور از صادرات انرژی برای گسترش روابط با متحدان خویش استفاده می‌کند. با توجه به احساس خطر آمریکا از وابستگی شدید اتحادیه اروپا به واردات انرژی از روسیه، به منظور کاهش نفوذ روسیه در این بازار، اقدام به تحریم خط لوله نورد استریم-۲ که قرار است گاز روسیه را با عبور از دریای بالتیک به آلمان برساند نمود و همزمان سیاست افزایش صادرات

گاز مایع به اتحادیه اروپا را در پیش گرفت بطوریکه میزان صادرات گاز آمریکا به این اتحادیه تنها در سال ۲۰۱۸ حدود سه برابر افزایش داشته است. (British Petroleum Company, 2019)



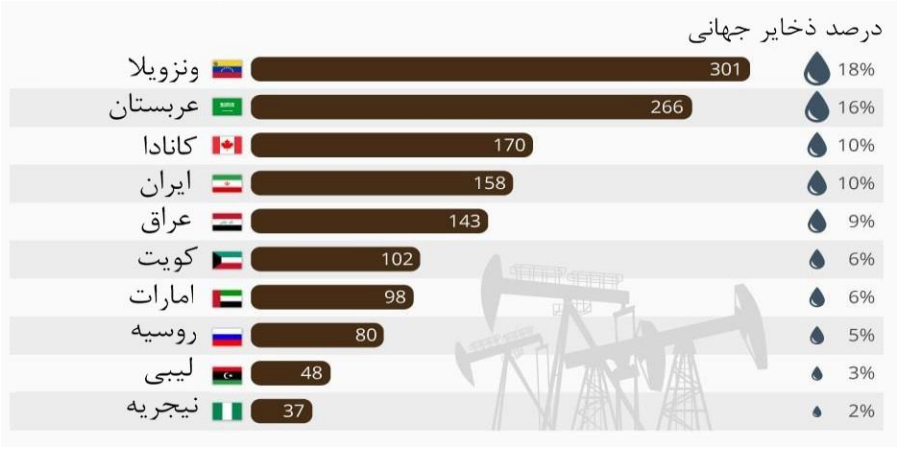
نمودار ٦. میزان تولید گاز در ایالات متحده امریکا قبل و بعد از انقلاب شیل گازی (تریلیون مترمکعب)
مأخذ: اداره اطلاعات انرژی آمریکا، ۲۰۱۸

Figure 6. Gas production in US before and after the gas shale revolution (TCM)
Source: US Energy Information Administration (Ed.), 2018

با این حال جایگزینی گاز آمریکا با روسیه با چالش‌های مختلفی از جمله هزینه سرمایه گذاری بسیار زیاد جهت افزایش تولید گاز از ساختارهای سنگی شیل، قیمت نهایی گاز صادراتی امریکا به اروپا و ایجاد زیرساخت‌های احداث پایانه های جدید گاز مایع روبروست. به هر روی با توجه به کاهش منابع تولید گاز داخلی اروپا بخصوص نروژ در دهه پیش رو، اروپائیان بخوبی دریافته‌اند که تنها با تکیه بر گاز مایع آمریکا قادر به کاهش وابستگی خود به گاز روسیه نخواهند بود لذا پیوسته درصدد ایجاد مشارکتی راهبردی بر اساس نگاه ژئوپولیتیک با تولید کنندگان عمده انرژی می‌باشند.

۵- نقش ایران در تامین انرژی اتحادیه اروپا

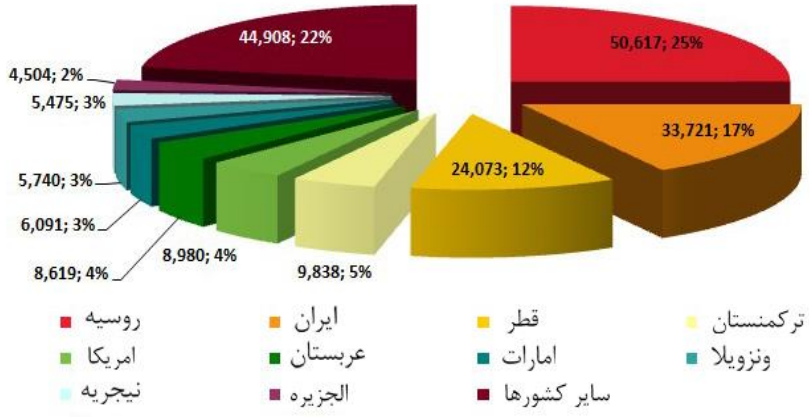
بر اساس آمار اوپک که در شکل-۷ قابل مشاهده است، در پایان سال ۲۰۱۷، ایران با در اختیار داشتن حدود ۱۵۸ میلیارد بشکه نفت حدود ۱۰ درصد از ذخایر اثبات شده نفت جهان را در اختیار دارد که از لحاظ حجم نفت بعد از ونزوئلا، عربستان و کانادا رتبه چهارم را دارد. (US Energy Information Administration (Ed.), 2018)



نمودار ۷. کشورهای دارنده بیشترین ذخیره نفت در جهان (میلیارد بشکه)
مأخذ: اداره اطلاعات انرژی آمریکا، ۲۰۱۸

Figure 7. Countries with the largest oil reserves in the world (billion barrels)
Source: US Energy Information Administration (Ed.), 2018

از سوی دیگر ایران با مالکیت ۳۴ تریلیون مترمکعب از ذخایر گاز (**نمودار ۸**)، سهمی ۱۷ درصدی از مجموع گاز جهان را دارا می‌باشد که این موضوع باعث شده از لحاظ حجم گاز بعد از روسیه مقام دوم را به خود اختصاص دهد. (US Energy Information Administration (Ed.), 2018)



نمودار ۸. کشورهای دارنده بیشترین ذخیره گاز در جهان (میلیارد بشکه)
مأخذ: اداره اطلاعات انرژی آمریکا، ۲۰۱۸

Figure 8. Countries with the largest gas reserves in the world (billion barrels)
Source: US Energy Information Administration (Ed.), 2018

با در نظر گرفتن آمار فوق، کشور ایران در تامین انرژی اتحادیه اروپا از دو جهت می‌تواند نقش ویژه خود را ایفا نماید. اول به عنوان یک تولید کننده بزرگ که می‌تواند بسیاری از نیازهای اروپائیان را مرتفع کند، بویژه در مورد تامین گاز، ایران می‌تواند رقیبی بسیار مهم برای بازار تقریبا انحصاری روسیه باشد و دوم اینکه ایران به عنوان کشوری با موقعیت جغرافیایی مناسب، می‌تواند نقشی قابل توجه در جابجایی و ترانزیت انرژی از دیگر تولیدکنندگان به بازارهای اروپایی ایفا کند.

نمودار ۹. موقعیت ترانزیتی ایران در انتقال گاز
مأخذ: زرقانی و دبیری، ۲۰۱۴

Figure 9. Iran's transit position in gas transmission
Source: Zarghani & Dabiri, 2014

نمودار ۹ موقعیت ترانزیتی عالی ایران را در زمینه صادرات و ترانزیت گاز به وسیله خطوط لوله و گاز مایع بین کشورهای منطقه را نشان می دهد. همانطور که بخوبی مشخص است این موقعیت استراتژیک فرصت بی نظیری را در اختیار ایران قرار داده است تا با توسعه مخازن گازی و زیر ساخت های فرآورش و صادرات گاز سهم بزرگی از بازار انرژی را در اختیار بگیرد.

اروپایی‌ها بخوبی می دانند که ایران به دلیل جایگاه ویژه ژئوپولیتیک خود، بهترین گزینه کاهش وابستگی به گاز روسیه در میان مدت است اما در طی چهار دهه گذشته عدم ثبات در سیاست خارجی ایران از یک سو و فشار آمریکا از سوی دیگر مانع بوجود آمدن مشارکتی راهبردی در مبادله انرژی بین ایران و اتحادیه اروپا شده است.

اگرچه در یک نمای کلی به نظر می‌رسد که ایران و اتحادیه اروپا برنامه ویژه‌ای برای همکاری راهبردی در مقوله انرژی ندارند اما در واقعیت می‌توان مفهوم وابستگی متقابل را برای روابط دو طرف در آینده استفاده نمود. ایران برای توسعه میادین نفت و گاز خود، نیازمند سرمایه گذاری‌های کلان در بسیاری از مخازن تحت الارضی خود می‌باشد. از این رو در شرایطی که از منابع مالی لازم برای این امر بی‌بهره هستند به اروپایی‌ها به مثابه یک منبع مالی برای مشارکت در طرح‌های خود می‌نگرند.

بر اساس برنامه پنجساله ششم توسعه به عنوان مهمترین سند توسعه اقتصادی کشور، شرکت ملی نفت ایران هدف گذاری برای افزایش ظرفیت تولید روزانه نفت به ۴/۷ میلیون بشکه، ظرفیت تولید روزانه گاز به ۱/۳ میلیارد متر مکعب و ظرفیت تولید مایعات و میعانات گازی به ۱/۱ میلیون بشکه در روز را در برنامه قرار داده است.

بر اساس آمار اوپک، میزان تولید ایران قبل از نوامبر ۲۰۱۸ (شروع تحریم‌های آمریکا) حدود ۳/۸ میلیون بشکه نفت در روز گزارش گردیده است که این میزان بر اساس سند ششم توسعه می‌بایست تا ۹۰۰ هزار بشکه در روز افزایش یابد. طبق آمار شرکت ملی گاز ایران، میزان تولید گاز در سال ۱۳۹۷ به حدود ۶۵۰ میلیون متر مکعب در روز رسیده است که این میزان بر اساس سند ششم می‌بایست دو برابر گردد. در بخش میعانات گازی نیز تولید ایران در سال ۱۳۹۷ حدود ۶۵۰ هزار بشکه در روز است که با توجه به سند ششم توسعه می‌بایست ۵۰۰ هزار بشکه در روز افزایش یابد.

با توجه به آمار فوق و بر اساس گزارش وزیر نفت ایران مهندس زنگنه، برای تحقق اهداف برنامه ششم توسعه، صنعت نفت و گاز در بخش بالادستی نیاز به ۱۳۰ میلیارد دلار سرمایه گذاری دارد که حداقل ۷۰ درصد آن می‌بایست از طریق سرمایه گذاری خارجی جذب شود. (National Iranian Oil Company, 2016)

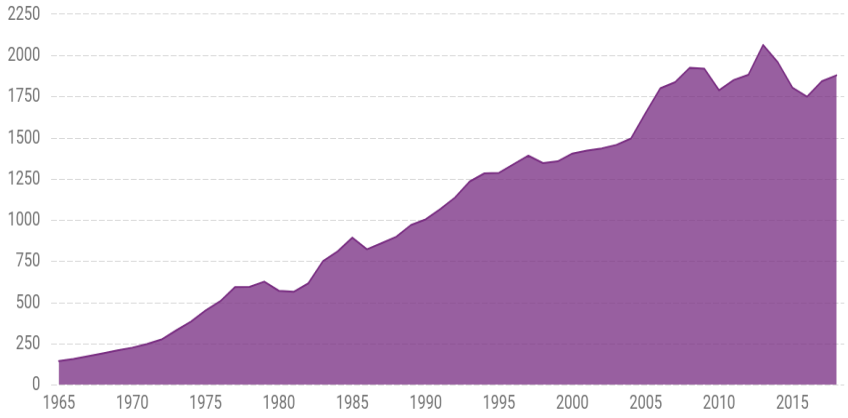
به روشنی مشخص است که تامین مالی این سرمایه ۹۰ میلیارد دلاری تنها از طریق سرمایه گذاری شرکت‌ها و بانک‌های بزرگ بین المللی قابل انجام خواهد بود.

۶- چالش های ایران و اتحادیه اروپا پیرامون انرژی و آینده

در نگاه کلی، بارزترین چالش ایران در خصوص سهم خواهی در بازار انرژی جهانی، وجود تحریم‌های بین المللی از سوی آمریکا به نظر می‌رسد اما با تعمق بیشتر در این خصوص،

می‌توان چالش‌های جدی پیش روی ایران را در پنج بخش کلی تقسیم نمود که اولین چالش آن قطعا رشد شدید تقاضای داخلی جهت مصرف انرژی می‌باشد.

همانطور که پیش تر اشاره شد، بر اساس آمار اوپک، میزان تولید نفت ایران در انتهای سال ۲۰۱۸ حدود ۳/۸ میلیون بشکه نفت در روز گزارش گردیده است که از این میزان حدود ۱/۶ میلیون بشکه به مصرف داخلی می‌رسید. بعد از یک سال از شروع تحریم‌های آمریکا، در اکتبر سال ۲۰۱۹ تولید نفت ایران به ۲/۱ میلیون بشکه در روز کاهش یافته است و میزان مصرف داخلی به ۱/۸ میلیون بشکه در روز افزایش یافته است که این آمار حکایت از کاهش صادرات ایران به ۳۰۰ هزار بشکه در روز دارد. (British Petroleum Company, 2019)



نمودار ۱۰. میزان مصرف نفت در کشور ایران (هزار بشکه نفت)

Figure 10. Oil consumption in Iran (one thousand barrels of oil)

مأخذ: شرکت بی پی، ۲۰۱۹

Source British Petroleum Company, 2019

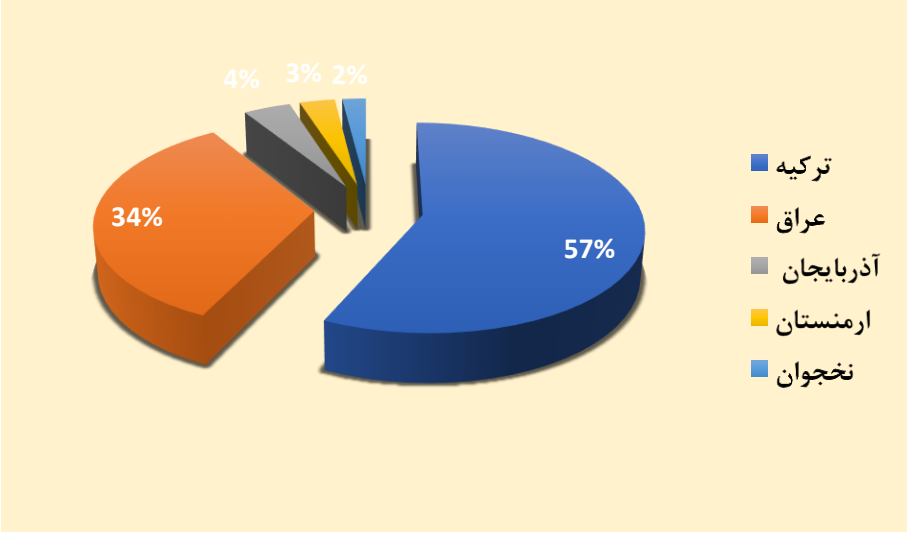
میزان تولید گاز ایران در سال ۱۳۹۷ به حدود ۶۵۰ میلیون متر مکعب در روز رسیده است که معادل تولید ۴ میلیون بشکه نفت خام است اما بخش اعظم این تولید گاز، در داخل کشور مصرف می‌شود از این روست که ایران سومین کشور تولید کننده و پانزدهمین کشور صادرکننده گاز در جهان بشمار می‌رود (National Iranian Gas Company, 2019).

جدول ۲. میزان تولید و مصرف گاز ایران در سال های ۹۵، ۹۶ و ۹۷
مأخذ: شرکت ملی گاز ایران، ۲۰۱۹

Tabel 2. Production and consumption of Iran's gas from 1395 to 1397
Source: National Iranian Gas Company, 2019

مقدار تولید، مصرف و صادرات گاز طبیعی (میلیون مترمکعب در روز)								
دوره	تولید گاز سبک	مصرف داخلی						صادرات
		خانگی	تجاری و عمومی	کشاورزی	پتروشیمی	صنعت و نیروگاه	حمل و نقل	
۱۳۹۵	۵۶۵/۸	۱۳۸/۷	۲۰/۹	۴/۵	۴۶/۴	۲۶۳/۸	۲۰/۹	۲۴/۸
۱۳۹۶	۶۱۱/۴	۱۳۰	۲۰/۱	۶/۱	۴۸/۳	۲۹۶/۲	۲۱/۱	۳۶/۲
۱۳۹۷	۶۴۶/۸	۱۴۳	۲۱/۵	۷/۱	۵۰/۴	۳۰۲/۶	۲۰/۸	...

جدول فوق بخوبی نشان می دهد که ایران در سال ۱۳۹۷ حدود ۲۳۷ میلیارد مترمکعب گاز تولید نموده است که به دلیل عدم سرمایه گذاری مناسب در توسعه میادین گازی و همچنین رسیدن میزان مصرف گاز داخلی به عدد ۲۰۰ میلیارد متر مکعب، تنها ۶ درصد از مجموع گاز تولیدی وارد خطوط صادراتی گردیده‌اند. طبق آمار شرکت ملی گاز ایران، میزان صادرات گاز در این سال بطور میانگین حدود ۳۹ میلیون متر مکعب در روز بوده است که ۹۰ درصد آن به دو کشور ترکیه و عراق انتقال یافته است. در **نمودار ۱۱**، میزان سهم کشورهای وارد کننده گاز از ایران نمایش داده شده است.



نمودار ۱۱. میزان سهم کشورهای وارد کننده گاز از ایران در سال ۲۰۱۸
مأخذ: شرکت ملی گاز ایران، ۲۰۱۹

Figure 11. The share of gas importing countries from Iran in 2018
Source: National Iranian Gas Company, 2019

از سوی دیگر بر اساس گزارش شرکت ملی نفت ایران، از آنجا که عمده مخازن نفتی ایران در نیمه دوم عمر خود قرار دارند به منظور حفظ و بهبود تولید از این میادین نیاز به تزریق ۲۰۰ میلیون متر مکعب گاز در روز است که از این میزان تنها ۴۰ درصد عملی گردیده است که این خود بحران تولید نفت و همچنین بحران نیاز گاز در کشور را جدی‌تر می‌نماید.

دومین چالش مهم ایران در توسعه صادرات انرژی به اروپا را می‌توان در فقدان سرمایه لازم جهت توسعه میادین گازی دانست. با وجود در اختیار داشتن دومین حجم گاز دنیا، نبود سرمایه‌های لازم جهت توسعه میادین، مانع از رشد صادرات انرژی ایران گردیده است. (Keipour & Izadi, 2010)

همانطور که پیشتر اشاره شد ایران برای تحقق اهداف برنامه ششم توسعه خود، به ۱۳۰ میلیارد دلار سرمایه گذاری در بخش بالادستی صنعت نفت و گاز نیاز دارد که حداقل ۷۰ درصد آن می‌بایست از طریق سرمایه گذاری خارجی جذب شود. این سرمایه‌های هنگفت تنها توسط شرکت‌ها و بانک‌های بزرگ بین المللی قابل تامین است که تحریم ایران بخاطر

چالش‌های سیاسی با غرب، مانع از دست یابی به این منابع می‌شود. از سوی دیگر حکومت ایران نیز به دلیل داشتن مشکلات اقتصادی شدید در طی سالیان اخیر نتوانسته است سرمایه‌های لازم جهت توسعه میادین را در اختیار شرکت‌های نفتی داخلی قرار دهد که این امر افزایش تولید گاز میادین را با مشکلات اساسی روبرو کرده است. لازم بذکر است به دلیل تحریم صنعت نفت و گاز ایران توسط آمریکا، شرکت‌های ایرانی از لحاظ فن آوری تولید از میادین، چندان به روز نیستند و همواره این امر باعث گردیده است که تولید از میادین ایران نسبت به دیگر کشورهای تولید کننده با هزینه‌ای بالاتر و ضریب بازیافتی[۷] پایین‌تر همراه باشد. (Khateri, Njarzadeh & Agheli-Kohnehshahri, 2021)

چالش سوم ایران با شرکت‌های بزرگ اروپایی در راستای توسعه میادین نفت و گاز، وجود سبک قراردادهای قدیمی و غیرجذاب بیع متقابل[۸] می‌باشد. مهمترین اشکالات قراردادهای بیع متقابل عبارتند از:

- کوتاه مدت بودن دوره قرارداد
- وابستگی پرداخت حق الزحمه پیمانکار به هزینه‌های سرمایه‌ای
- نظارت ضعیف کارفرما بر عملکرد پیمانکاران
- انعطاف پایین قرارداد
- کم توجهی به ظرفیت‌های داخلی در پیمانکارهای فرعی

لذا وزارت نفت ایران تلاش دارد تا مدل جدیدی تدوین کند که نقاط ضعف مدل بیع متقابل در قراردادهای نفتی را نداشته باشد تا عقب ماندگی کشور در زمینه توسعه میادین نفتی و گازی بخصوص میادین مشترک که تامین منابع مالی یکی از پیش نیازهای اصلی آن است جبران شود هر چند در این راه منتقدین جدی این طرح تلاش دارند تا این مدل جدید را مغایر با اسناد بالا دستی از جمله قانون اساسی نشان دهند. نهایتا به نظر می‌رسد ایجاد قراردادهای جدید نفتی[۹] به منظور جذب سرمایه و تکنولوژی شرکت‌های بزرگ بین المللی یکی از چالش‌های جدی مقامات ایران باقی خواهد ماند. (IRIB, 2016)

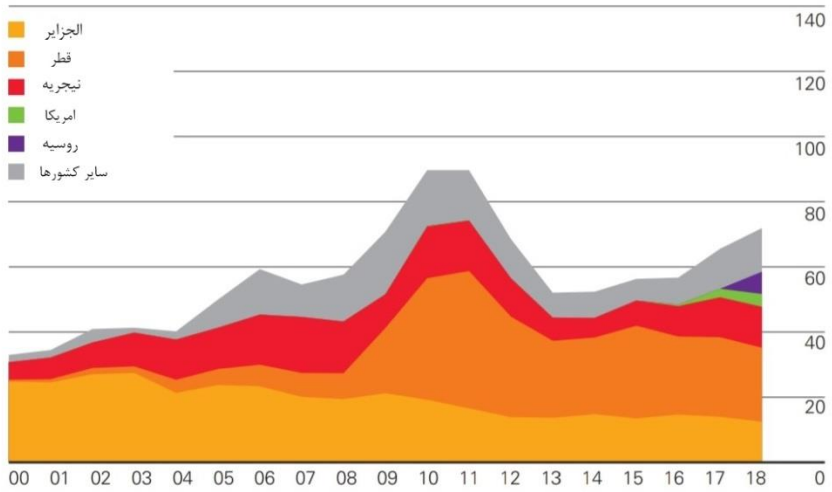
---

[7] Recovery Factor

[8] Buy Back

[9] IPC

چالش دیگر ایران در بازار انرژی اروپا سهم خواهی از این بازار در حضور رقیب قدرتمندی چون روسیه است. بر طبق پیش بینی وزارت انرژی روسیه، این کشور تا سال ۲۰۴۰ همچنان سهم ۴۰ درصدی خود از بازار گاز اروپا را حفظ خواهد نمود که البته با توجه به پروژه‌های در حال انجام این کشور در صادرات گاز از طریق خط لوله به اروپا این پیش بینی دور از ذهن نیست. با این وجود، عزم اتحادیه اروپا در کاهش وابستگی به گاز روسیه باعث شده است که صادرات گاز مایع به این اتحادیه وارد رقابت جدیدی شود. دو کشور آفریقایی الجزایر و نیجریه در سال ۲۰۱۸ مجموع صادرات خود به اروپا را به حدود ۳۰ میلیارد متر مکعب در سال رسانده‌اند که نشان از عزم جدی این دو کشور در تصاحب سهم از این بازار است. در این میان اگرچه آمریکا همچنان سهم ناچیزی از بازار گاز اروپا را دارد اما سه برابر شدن صادرات گاز مایع این کشور به اروپا در سال ۲۰۱۸ که ناشی از تولید گاز از ساختارهای سنگی شیل بوده است نوید ورود بازیگری جدید به بازار اروپا را می‌دهد. (British Petroleum Company, 2019)



نمودار ۱۲. کشورهای صادرکننده LNG به اروپا در سال ۲۰۱۸ (میلیارد متر مکعب)
مأخذ: شرکت بی پی، ۲۰۱۹

Figure 12. LNG exporting countries to Europe in 2018 (billion cubic meters)
Source: British Petroleum Company, 2019

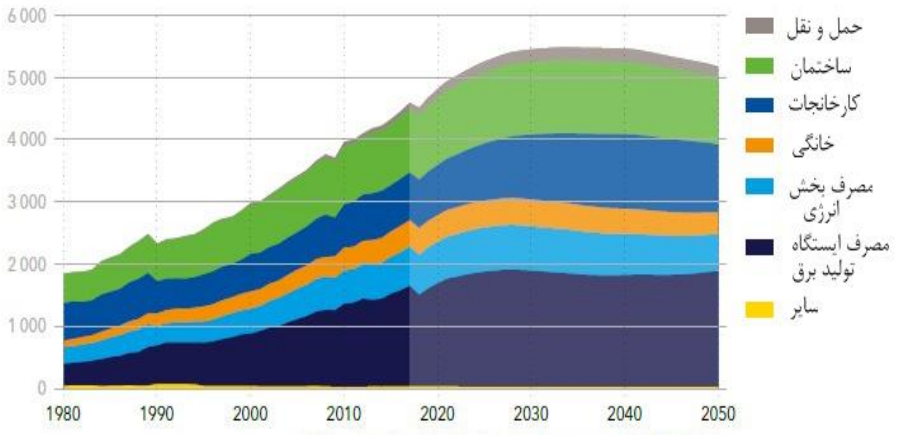
با همه این اوصاف، بدون تردید مهمترین چالش ایران با اتحادیه اروپا در راه توسعه مناسبات اقتصادی را باید در فقدان روابط سیاسی پایدار بین دو طرف جستجو کرد. از یک سو تحریم‌های بین المللی مانع از انتفاع ایران در دست یابی به مزایای قراردادهای اقتصادی گردیده است که این امر موجب شده است این کشور بشدت نسبت به غرب بدبین باشد و از سوی دیگر اتحادیه اروپا بشدت نگران نگاه سیاسی ایران به مقوله انرژی است بطوریکه برقراری روابط استراتژیک با ایران بر مبنای انرژی این نگرانی را ایجاد می‌کند که نهایتا این کشور راه روسیه را در این زمینه دنبال کند. نگاه ایدئولوژیک ایران بر روابط خارجی در ۴ دهه گذشته همواره این نگرانی را در غرب زنده نگاه داشته است که ایران با نگاهی سیاسی در زمینه‌های اقتصادی، به دنبال استفاده از اهرم فشار در این امور جهت پیشبرد اهداف توسعه طلبانه‌اش در خاورمیانه بوده است. بر اساس استراتژی امنیت انرژی اتحادیه اروپا، برقراری روابط اقتصادی بر مبنای انرژی با ایران، برای این اتحادیه حرکتی بسوی کاهش وابستگی به روسیه است، در حالیکه وابستگی به انرژی ایران نمی‌تواند اهداف اروپا برای غیرسیاسی نمودن تامین انرژی را برآورده نماید. (Fathollah Nejad, 2018)

۷- فرصت های پیش روی ایران در جهت آینده انرژی اتحادیه اروپا

همانطور که پیشتر اشاره شد با توجه به پیش بینی کمیسیون اروپا، تا سال ۲۰۵۰ حدود ۶۰ درصد از انرژی اروپا از طریق واردات تامین خواهد شد که گاز مهمترین قسمت از سبد وارداتی اتحادیه اروپا را تشکیل می‌دهد. از سوی دیگر کشور ایران با در اختیار داشتن ۲۷ تریلیون مترمکعب گاز، رتبه دوم جهان را از لحاظ حجم گاز در میادین زیرزمینی دارد بطوریکه این امر باعث می‌شود این کشور در زمره مهمترین کشورها از لحاظ پتانسیل توسعه صادرات گاز طبیعی قرار گیرد. در نگاه اولیه، دلایل فوق به تنهایی کافی به نظر می‌رسند تا اتحادیه اروپا و ایران به منظور تامین این وابستگی متقابل، در پی ایجاد مشارکتی راهبردی باشند که منجر به ایجاد فرصت‌هایی چشمگیر برای هر دو طرف گردد، هر چند بدون شک برای اقتصاد ایران که از تحریم های طولانی و سخت آمریکا دچار بحران جدی گردیده است این فرصت‌ها نمود بالاتری خواهند داشت اما در واقعیت ایجاد این مشارکت با چالش‌های جدی روبروست.

مهمترین فرصت‌های پیش روی ایران در صورت ایجاد مشارکت راهبردی با اروپا را می‌توان در چهار دسته کلی بررسی نمود. اولین فرصتی که ایران در قبال توسعه صادرات

به اروپا بدست می‌آورد تامین هزینه‌های هنگفت سرمایه گذاری در توسعه میادین نفت و گاز می‌باشد. طبق پیش بینی اداره انرژی کمیسیون اروپا، تا سال ۲۰۵۰ میزان مصرف گاز در اتحادیه اروپا پایدار خواهد بود که از حدود ۴۱۵ میلیارد متر مکعب نیاز سالانه این اتحادیه، حدود ۳۵۰ میلیارد مکعب آن از طریق واردات تامین می‌گردد. در حال حاضر میزان تولید گاز ایران در سال حدود ۲۳۷ میلیارد متر مکعب می‌باشد که از این میزان حدود ۲۰۰ میلیارد مترمکعب در روز به مصرف داخلی می‌رسد. ایران طبق سند ششم توسعه برای داشتن سهم ۱۰ درصدی از بازار جهانی نیازمند افزایش تولید گاز به میزان ۳۶۰ میلیارد مترمکعب سالیانه می‌باشد بدین منظور این کشور می بایست طی پنج سال آینده حدود ۶۰ میلیارد دلار سرمایه گذاری در توسعه میادین گازی و زیرساخت‌های مرتبط با آن انجام دهد. به روشنی مشخص است که تامین مالی این پروژه بزرگ تنها از طریق سرمایه گذاری شرکت‌ها و بانک‌های بزرگ بین المللی قابل انجام خواهد بود که در دسترس ترین گزینه برای ایران استفاده از کانال اروپا جهت تحقق آن می‌باشد.



نمودار ۱۳. تخمین میزان مصرف گاز در جهان (میلیارد متر مکعب)
مأخذ: اداره اطلاعات انرژی آمریکا، ۲۰۱۸

Figure 13. Estimation of world gas consumption (billion cubic meters)
Source: US Energy Information Administration (Ed.), 2018

دیگر فرصت چشمگیر ایران در ایجاد مشارکت راهبردی با اروپا در موقعیت ممتاز جغرافیایی که در اختیار آن قرار دارد نهفته است. این کشور می‌تواند از ترانزیت گاز آسیای میانه به کشورهای اروپایی، دسترسی به دریای خزر و منابع نفت و گاز آن و امکان سوآپ از طریق آب‌های آزاد کشور، عرضه گاز از طریق ترکیه به اروپا و افزایش صادرات گاز مایع به چین و هند با توجه به تداوم رشد مصرف انرژی در این دو کشور در بلند مدت، نقشی کلیدی در تامین انرژی دنیا ایفا نماید (Shabani, 2019).

فرصت مهم دیگری که پیش روی ایران قرار دارد، بهره گیری از تکنولوژی روز اروپا برای افزایش بهره‌وری در مصرف انرژی داخلی خود خواهد بود. مصرف داخلی بالای انرژی بخصوص گاز در ایران به یکی از معضلات اساسی کشور تبدیل گردیده است بطوریکه میزان مصرف گاز خانگی ایران با ۸۰ میلیون جمعیت با مصرف گاز خانگی اروپائیان با ۵۰۰ میلیون جمعیت برابری می‌کند. در حال حاضر سهم انرژی‌های تجدید پذیر از تولید برق به ۷۰۰ مگاوات رسیده که سهمی کمتر از یک درصد ظرفیت نیروگاه‌های حرارتی کشور است. ایران بشدت به سرمایه گذاری و تکنولوژی در جهت تولید انرژی از منابع تجدید پذیر احتیاج دارد که مشارکت شرکت‌های اروپایی پیشرو در این زمینه نقشی کلیدی در کاهش وابستگی ایران به سوخت‌های فسیلی، کاهش مشکلات زیست محیطی و افزایش صادرات انرژی ایفا خواهند نمود. از سوی دیگر با توجه به مدل جدید قراردادهای نفتی پیشنهادی ایران موسوم به IPC، بلند مدت بودن دوره قرارداد و واگذاری دوره بهره برداری به شرکت‌های خارجی در کنار استفاده از ساز و کار دستمزد[10] باعث می‌شود که ایران از به روزترین تکنولوژی‌های دنیا در جهت بهره برداری از منابع نفت و گاز خود منتفع گردد (Islamic Republic of Iran Broadcasting, 2016).

اما مهمترین فرصتی که مشارکت با اروپا در زمینه انرژی برای ایران ایجاد خواهد کرد ایجاد شکوفایی اقتصادی بر مبنای انرژی خواهد بود. (Nadali, Rezaee, & Salahmanesh, 2012) ایران در صورت رسیدن به اهداف برنامه ششم توسعه در سایه مشارکت راهبردی با اتحادیه اروپا با صادرات روزانه ۳ میلیون بشکه نفت، ۶۵۰ میلیون متر مکعب گاز روزانه و ۰/۶ میلیون بشکه روزانه میعانات گازی میزان درآمد سالیانه خود را به حدود ۱۲۵ میلیارد دلار خواهد رساند که معادل ۳۰ درصد از GDP کشور در سال ۱۳۹۹

[10] Fee

می‌باشد. از سوی دیگر برآوردهای اقتصادی نشان می‌دهند سرمایه گذاری ۱۳۰ میلیارد دلاری خارجی در توسعه میادین ایران، در کمتر از ۵ سال به نقطه سر به سری می‌رسند و با رسیدن به ماکزیمم تولید طبق برنامه توسعه ششم، سالیانه بیش از ۸۰ میلیارد دلار به درآمدهای ایران نسبت به قبل از تحریم‌های آمریکا و حدود ۱۲۰ میلیارد دلار نسبت به شرایط فعلی افزوده خواهد شد.

در نهایت باید به این مهم اشاره کرد که لازمه تحقق فرصت‌های پیش روی ایران، رفع تحریم‌های بین المللی و برقراری روابط پایدار اقتصادی می‌باشد. در طی چهار دهه اخیر ایران همواره دارای مشکلات سیاسی جدی با غرب بخصوص امریکا بوده است بطوریکه تحریم‌های طولانی از جانب امریکا و هم پیمانانش عملا برقراری روابط راهبردی و پایدار دو جانبه را غیرممکن ساخته است. در نبود روابط حسنه بین ایران و غرب، رقبای ایران در بخش انرژی همواره جهت کسب سهم بیشتری از بازار تلاش کرده‌اند و سهم ایران را از کسب سود سرشار حاصل از این بازار استراتژیک محدود و محدودتر نموده‌اند بطوریکه روسیه با در اختیار داشتن ۴۰ درصد بازار گاز اروپا، تنها در سال ۲۰۱۷ به درآمد حدود ۳۷ میلیارد دلاری رسیده است و همچنین ارزش میزان صادرات روزانه گاز مایع قطر معادل با صادرات ۴/۸ تا ۶ میلیون بشکه نفت در روز گردیده است.

این آمارها بخوبی نشان می‌دهد که رقبای ایران در بخش انرژی چگونه از اختلافات این کشور با غرب بهره برداری موثر را کرده‌اند و توانسته‌اند با سرمایه‌های هنگفت، سهم خود را در بازار انرژی بشدت افزایش دهند در حالیکه در حال حاضر میزان صادرات گاز ایران تنها ۰/۵ درصد از سهم جهانی می‌باشد لذا بدون تردید اصلی‌ترین اقدام در جهت سهم خواهی از بازار انرژی دنیا، تغییر نگرش حکومت ایران در زمینه توسعه اقتصادی است که این امر خود نیازمند ایجاد روابط سیاسی پایدار و بر اساس مشارکت استراتژیک با غرب می‌باشد. در صورت تغییر نگرش حکومت ایران در مسئله تعامل با غرب و با رفع تحریم‌های بین المللی، این کشور می‌تواند در چهار چوب قراردادهای جدید بین المللی و با حمایت از بخش خصوصی به جذب سرمایه ۲۰۰ میلیارد دلاری در طول برنامه ششم توسعه در بخش نفت و گاز امیدوار باشد، تا در طی دهه آینده با سرمایه گذاری ۱۳۰ میلیارد دلاری در بخش بالادستی این صنعت، رسیدن به تولید روزانه ۲ میلیارد متر مکعب (۱۰ درصد از بازار گاز جهان) و ۵ میلیون بشکه نفت در روز را محقق نماید.

۸- نتیجه گیری

- اتحادیه اروپا به عنوان سومین بازار بزرگ مصرف انرژی دنیا، همواره یکی از جذاب‌ترین بازارهای انرژی برای کشورهای صادرکننده نفت و گاز بوده است این اتحادیه در حال حاضر بیش از پنجاه درصد انرژی مصرفی خود را از طریق واردات تامین می‌کند که طبق برآورد کمیسیون اروپا با کاهش طبیعی میزان تولید نفت و گاز داخلی اروپا و افزایش جمعیت کشورهای عضو، تا دهه آینده این میزان به ۵۸ درصد خواهد رسید. لذا مبحث انرژی یکی از دغدغه‌ها و چالش‌های مهم رهبران کشورهای عضو بوده است، بطوریکه این موضوع در قالب سیاست‌های امنیتی اتحادیه اروپا قرار داده شده است.
- در طی دهه اخیر، اتحادیه اروپا تلاش نموده است استراتژی‌های امنیت انرژی خود را هر چه بیشتر در متنوع سازی منابع تامین انرژی، جانشینی انرژی‌های فسیلی با انرژی‌های تجدیدپذیر و کاهش وابستگی به واردات گاز از روسیه دنبال نماید.
- اتحادیه اروپا در متنوع سازی منابع انرژی و جانشینی انرژی‌های فسیلی با انرژی‌های تجدیدپذیر موفق عملکرده است و حتی توانسته از پیش بینی برنامه‌های خود پیشی بگیرد اما به درستی مهمترین نقطه ضعف این اتحادیه در سیاست‌های امنیت انرژی، عدم توانایی در کاهش وابستگی به گاز روسیه بوده است.
- در حال حاضر حدود ۴۵ درصد گاز اروپا از طریق روسیه تامین می‌شود که با در نظر گرفتن پروژه‌های در دست اجرای این کشور جهت انتقال گاز بیشتر به اروپا مانند خط لوله نورداستریم-۲ و ترک استریم پیش بینی می‌شود میزان وابستگی اروپائیان به این کشور بیش از پیش گردد.
- علت نگرانی اتحادیه اروپا از وابستگی به گاز روسیه، استفاده این کشور از گاز به عنوان اهرم فشار در جهت پیشبرد سیاست‌های خود در قبال اروپاست که نمونه‌های آن در اختلافات روسیه با اوکراین و بلاروس در طی دهه گذشته بخوبی نمایان شد.
- عزم اتحادیه اروپا در فرآیند غیرسیاسی کردن تامین نیاز خود به گاز، باعث شده است که صادرات گاز مایع به این اتحادیه وارد رقابت جدیدی شود که کشورهای الجزایر، نیجریه و آمریکا بازیگران اصلی آن به حساب می‌آیند با این حال. اروپائیان بخوبی دریافته اند که نمی‌توانند تنها با تکیه بر گاز این کشورها از میزان وابستگی رو به رشد به گاز روسیه

بکاهند، لذا همواره درصدد یافتن شریک راهبردی جدید در جهت تامین گاز بوده‌اند و به روشنی پیداست که تنها راه میان مدت را استفاده از گاز ایران می‌دانند.

- کشور ایران در تامین انرژی اتحادیه اروپا از دو جهت می‌تواند نقش ویژه خود را با توجه به منابع نفت و گاز خود را ایفا نماید. اول به عنوان یک تولید کننده بزرگ که می‌تواند بسیاری از نیازهای اروپائیان را بویژه در مورد تامین گاز مرتفع کند و دوم اینکه ایران به عنوان کشوری با موقعیت جغرافیایی مناسب، می‌تواند نقشی قابل توجه در جابجایی و ترانزیت انرژی از دیگر تولیدکنندگان به بازارهای اروپایی ایفا کند.
- در نگاه کلی، شاید جدی ترین چالش ایران در خصوص سهم خواهی در بازار انرژی جهانی، تحریم‌های بین المللی آمریکا در نظر گرفته شود اما با تعمق بیشتر در این خصوص، چالش جدی‌تری قابل استنتاج خواهد بود که همانا رشد شدید تقاضای داخلی جهت مصرف انرژی می‌باشد.
- اتحادیه اروپا بشدت نگران نگاه سیاسی ایران به مقوله انرژی است بطوریکه برقراری روابط استراتژیک با ایران بر مبنای انرژی این نگرانی را ایجاد می‌کند که نهایتا این کشور راه روسیه (سیاسی کردن مقوله انرژی) را در این زمینه دنبال کند.
- طبق پیش بینی کمیسیون اروپا، از سال ۲۰۲۰ تا ۲۰۵۰ تولید گاز اروپا با کاهش ۵۰ درصدی مواجه خواهد بود. از آنجا که تقاضا برای گاز در این اتحادیه طی این دوره طبق روندی با ثبات، میانگین ۴۱۵ میلیارد متر مکعب در سال باقی خواهد ماند لذا با کاهش میزان تولید گاز داخلی اروپا، واردات این محصول استراتژیک، افزایش حدود ۲۰ درصد را نشان خواهد داد.
- در حال حاضر میزان تولید گاز ایران در سال حدود ۲۳۷ میلیارد متر مکعب می‌باشد که از این میزان حدود ۲۰۰ میلیارد مترمکعب در روز به مصرف داخلی می‌رسد.
- ایران طبق سند ششم توسعه برای داشتن سهم ۱۰ درصدی از بازار جهانی نیازمند افزایش تولید گاز به میزان ۳۶۰ میلیارد مترمکعب سالیانه می‌باشد بدین منظور این کشور می‌بایست طی پنج سال آینده ۶۰ میلیارد دلار سرمایه گذاری در توسعه میادین گازی و زیرساخت‌های مرتبط با آن انجام دهد.
- تامین مالی سرمایه گذاری عظیم مورد نیاز در صنعت نفت و گاز ایران تنها از طریق سرمایه گذاری شرکت‌ها و بانک‌های بزرگ بین المللی و اروپایی قابل انجام خواهد

بود که این خود نیازمند رفع تحریم‌های بین المللی و برقراری روابط سیاسی خارجی پایدار با دیگر کشورها خواهد بود.

Acknowledgments: I would appreciate to individuals or institutions that have made an important contribution.

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

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

Reference

Aminian, B. (2013). The Geopolitics of Energy: EU and Energy Security. *Geopolitics quarterly*, *9*(30), 82-107. Available at: https://dorl.net/dor/20.1001.1.17354331.1392.9.30.3.6

British Petroleum Company (2019). BP Statistical Review of World Energy Report. BP: London, UK. Available at: BP Statistical Review of World Energy 2019: an unsustainable path | News and insights | Home

Capros, P., De Vita, A., Tasios, N., Siskos, P., Kannavou, M., Petropoulos, A., ... & Paroussos, L. (2016). EU Reference Scenario 2016-Energy, transport and GHG emissions Trends to 2050.

Dale, S. (2019). BP statistical review of world energy. *BP Plc, London, United Kingdom*, 14-16. Available at: BP Statistical Review of World Energy/Energy in 2020: the year of COVID (imemo.ru)

Dehghani Firoozabadi, Seyed Jalal & Firooz Abadi, Seyed Rahman. (2011). Characteristics of Russia's energy security strategy towards the European Union. *Scientific Journal of Security Horizons*, *4*(12), 37-66. Available at: https://ps.ihu.ac.ir/article_200386.html?lang=fa (In Persian)

European Commision, (2018). Statistical Pocketbook 2018. Eurostat Website. Available at: https://ec.europa.eu/eurostat/documents/46346/9314552/PAS_Pocket

book2018_Web+version.pdf/4a906281-3dca-4834-af72-1c52142251a0

European Commission, (2020). Shedding light on energy in the EU. Eurostat Website. Available at: https://ec.europa.eu/eurostat/cache/infographs/energy_2020/images/pdf/pdf-energy-eurostat-2020.pdf

Fathollah-Nejad, A. (2018). Europe and the Future of Iran Policy: Dealing with a Dual Crisis. Policy Briefing, Brookings Doha Center, October. Available at: https://www.brookings.edu/wp-content/uploads/2018/10/Europe-and-the-future-of-Iran-policy-dealing-with-a-dual-crisis-English.pdf

Insight, M. E. (2019). Global Energy Perspective 2019, McKensey Solutions Sprl. Available at: https://www.mckinsey.com/~/media/McKinsey/Industries/Oil%20and%20Gas/Our%20Insights/Global%20Energy%20Perspective%202019/McKinsey-Energy-Insights-Global-Energy-Perspective-2019_Reference-Case-Summary.ashx

Islamic Republic of Iran Broadcasting, (2016). A look at the features of the new model of oil contracts called IPC.

Keipour, J., & Izadi, J. (2010). Energy diplomacy and the imperative of its use for securing Iran's national interests. Foreign relations, 1(4), 139-162. Available at: https://www.sid.ir/fa/journal/ViewPaper.aspx?ID=113804 (In Persian)

Khalouzadeh, Saeed, (2012). EU Common Foreign Policy; Identity, Security and Politics. Tehran: Research Institute for Strategic Studies.

Khateri, Z., Njarzadeh, R., & Agheli-Kohnehshahri, L. (2021). The Impact of Economic Sanctions on Capital Account in Iran. *Quarterly Journal of Quantitative Economics*, *18*(3), 135-162. Available at: https://jqe.scu.ac.ir/article_14639.html (In persian)

Koolaee, E. (2011). Iran's role in energy security at regional and global levels. Iranian Economic Review, 15(28), 95-115. Available at:

https://ier.ut.ac.ir/article_32716_e4085abcf798de4ac5c57fa69cacbffc.pdf

Nadali, M., Rezaee, J., & Salahmanesh, A. (2012). THE RELATIONSHIP BETWEEN TOTAL FACTOR PRODUCTIVITY AND OIL GROWTH. Available at: https://jqe.scu.ac.ir/article_10590.html (In persian)

National Iranian Gas Company, (2019). Gas production and consumption annual report.

National Iranian Oil Company, (2016). Conference on the requirements and challenges of partnership agreements and financial instruments for investment in the oil industry DPI.

Ramazanzadeh, A. (2010). Gazprom's Place in Russian Energy Strategy. *Central Eurasia Studies, 3*(6). Available at: https://www.sid.ir/fa/journal/ViewPaper.aspx?ID=111324 (In Persian)

Shabani, Maryam. (2019). Iran's strategic role and position in establishing energy transmission lines (oil and gas) to Europe and its impact on Iran's regional integration. Journal of New Attitudes in Human Geography, 11 (3), 431-444. Available at: http://geography.journals.iau-garmsar.ac.ir/article_665995.html (In persian)

Sohrabi, K. (2013). The geopolitical Function of Islamic Republic of Iran in the Immunity of Energy of European Union. *Political Science*, 16(Issue 61), 145-173. https://dx.doi.org/10.22081/psq.2013.22878 (in Persian)

Soltani, A., & Behmanesh, R. (2012). European Union and energy security challenges. Studies of international relations journal (Poltical science and international relations journal), 4(17), 211-240. Available at: https://www.sid.ir/fa/journal/ViewPaper.aspx?ID=220185 (In Persian)

US Energy Information Administration (Ed.). (2018). Annual Energy Outlook 2018: With Projections to 2050. Government Printing Office.

Available at: https://www.eia.gov/outlooks/aeo/pdf/AEO2018_FINAL_PDF.pdf

Vosouqi, S., & Zarei Hodak, M., & Zarei Hodak, M. (2015). Mutual energy strategy in relations of Russia and EU. Journal of central eurasia studies, 8(1), 127-148. Available at: https://dx.doi.org/10.22059/jcep.2015.54965 (In persian)

Youngs, R. (2009). Energy security: Europe's new foreign policy challenge. Routledge. Available at: https://ir1lib.org/book/2068603/9b2f19

Youngs, R. (۲۰۱۴). A new geopolitics of EU energy security. *Carnegie Europe*, *23*. Available at: A_New_Geopolitics_of_EU_Energy_Security_-_Carnegie_Europe_-_Carnegie_Endowment_for_International_Peace-with-cover-page-v2.pdf (d1wqtxts1xzle7.cloudfront.net)

Zarghani, S., Dabiri, A. (2014). Geopolitical Opportunities of the Islamic World in the Organization of Gas Exporting Countries. *The Iranian Research letter of International Politics*, 2(3), 70-94. doi: 10.22067/jipr.v2i3.44269 (In persian)

studies, 8(1), 127-148. Available at: https://dx.doi.org/10.22059/jcep.2015.54965 (In persian)

Youngs, R. (2009). Energy security: Europe's new foreign policy challenge. Routledge. Available at: https://ir1lib.org/book/2068603/9b2f19

Youngs, R. (۲۰۱۴). A new geopolitics of EU energy security. *Carnegie Europe*, *23*. Available at: A_New_Geopolitics_of_EU_Energy_Security_-_Carnegie_Europe_-_Carnegie_Endowment_for_International_Peace-with-cover-page-v2.pdf (d1wqtxts1xzle7.cloudfront.net)

Zarghani, S., Dabiri, A. (2014). Geopolitical Opportunities of the Islamic World in the Organization of Gas Exporting Countries. *The Iranian Research letter of International Politics*, 2(3), 70-94. doi: 10.22067/jipr.v2i3.44269 (In persian)

Shahid Chamran University of Ahvaz
Quarterly Journal of Quantitative Economics
(former Economic Studies)

Nadali, M., Rezaee, J., & Salahmanesh, A. (2012). THE RELATIONSHIP BETWEEN TOTAL FACTOR PRODUCTIVITY AND OIL GROWTH. Available at: https://jqe.scu.ac.ir/article_10590.html (In persian)

National Iranian Gas Company, (2019). Gas production and consumption annual report.

National Iranian Oil Company, (2016). Conference on the requirements and challenges of partnership agreements and financial instruments for investment in the oil industry DPI.

Ramazanzadeh, A. (2010). Gazprom's Place in Russian Energy Strategy. *Central Eurasia Studies*, *3*(6). Available at: https://www.sid.ir/fa/journal/ViewPaper.aspx?ID=111324 (In Persian)

Shabani, Maryam. (2019). Iran's strategic role and position in establishing energy transmission lines (oil and gas) to Europe and its impact on Iran's regional integration. Journal of New Attitudes in Human Geography, 11 (3), 431-444. Available at: http://geography.journals.iau-garmsar.ac.ir/article_665995.html (In persian)

Sohrabi, K. (2013). The geopolitical Function of Islamic Republic of Iran in the Immunity of Energy of European Union. *Political Science*, 16(Issue 61), 145-173. https://dx.doi.org/10.22081/psq.2013.22878 (in Persian)

Soltani, A., & Behmanesh, R. (2012). European Union and energy security challenges. Studies of international relations journal (Poltical science and international relations journal), 4(17), 211-240. Available at: https://www.sid.ir/fa/journal/ViewPaper.aspx?ID=220185 (In Persian)

US Energy Information Administration (Ed.). (2018). Annual Energy Outlook 2018: With Projections to 2050. Government Printing Office. Available at: https://www.eia.gov/outlooks/aeo/pdf/AEO2018_FINAL_PDF.pdf

Vosouqi, S., & Zarei Hodak, M., & Zarei Hodak, M. (2015). Mutual energy strategy in relations of Russia and EU. Journal of central eurasia

book2018_Web+version.pdf/4a906281-3dca-4834-af72-1c52142251a0

European Commission, (2020). Shedding light on energy in the EU. Eurostat Website. Available at: https://ec.europa.eu/eurostat/cache/infographs/energy_2020/images/pdf/pdf-energy-eurostat-2020.pdf

Fathollah-Nejad, A. (2018). Europe and the Future of Iran Policy: Dealing with a Dual Crisis. Policy Briefing, Brookings Doha Center, October. Available at: https://www.brookings.edu/wp-content/uploads/2018/10/Europe-and-the-future-of-Iran-policy-dealing-with-a-dual-crisis-English.pdf

Insight, M. E. (2019). Global Energy Perspective 2019, McKensey Solutions Sprl. Available at: https://www.mckinsey.com/~/media/McKinsey/Industries/Oil%20and%20Gas/Our%20Insights/Global%20Energy%20Perspective%202019/McKinsey-Energy-Insights-Global-Energy-Perspective-2019_Reference-Case-Summary.ashx

Islamic Republic of Iran Broadcasting, (2016). A look at the features of the new model of oil contracts called IPC.

Keipour, J., & Izadi, J. (2010). Energy diplomacy and the imperative of its use for securing Iran's national interests. Foreign relations, 1(4), 139-162. Available at: https://www.sid.ir/fa/journal/ViewPaper.aspx?ID=113804 (In Persian)

Khalouzadeh, Saeed, (2012). EU Common Foreign Policy; Identity, Security and Politics. Tehran: Research Institute for Strategic Studies.

Khateri, Z., Njarzadeh, R., & Agheli-Kohnehshahri, L. (2021). The Impact of Economic Sanctions on Capital Account in Iran. *Quarterly Journal of Quantitative Economics*, *18*(3), 135-162. Available at: https://jqe.scu.ac.ir/article_14639.html (In persian)

Koolaee, E. (2011). Iran's role in energy security at regional and global levels. Iranian Economic Review, 15(28), 95-115. Available at: https://ier.ut.ac.ir/article_32716_e4085abcf798de4ac5c57fa69cacbffc.pdf

Shahid Chamran University of Ahvaz
Quarterly Journal of Quantitative Economics
(former Economic Studies)

abundant gas resources and strategic geographical location. Although the establishment of a special program for strategic cooperation between the EU and Iran regarding energy has always been a serious challenge due to the US economic sanctions, the strong mutual desire to establish economic relations, especially after the 2013 nuclear deal, confirms that the concept of interdependence can be used for bilateral relations in this regard. This study discusses how this dependence regarding energy, can ultimately lead to explaining the role of Iran in the future energy supply of Europe. According to the results, Iran will be able to meet 10% of global consumer needs in the long run if it overcomes the political challenges of international relations and lift sanctionsThis will lead to a strategic partnership between the EU andIran that will improve international investment and trade as well as technology transfere. With the rapid,stable improvement in Iran, this can be an advantage.

Reference

Aminian, B. (2013). The Geopolitics of Energy: EU and Energy Security. *Geopolitics quarterly*, *9*(30), 82-107. Available at: https://dorl.net/dor/20.1001.1.17354331.1392.9.30.3.6

British Petroleum Company (2019). BP Statistical Review of World Energy Report. BP: London, UK. Available at: BP Statistical Review of World Energy 2019: an unsustainable path | News and insights | Home

Capros, P., De Vita, A., Tasios, N., Siskos, P., Kannavou, M., Petropoulos, A., ... & Paroussos, L. (2016). EU Reference Scenario 2016-Energy, transport and GHG emissions Trends to 2050.

Dale, S. (2019). BP statistical review of world energy. *BP Plc, London, United Kingdom*, 14-16. Available at: BP Statistical Review of World Energy/Energy in 2020: the year of COVID (imemo.ru)

Dehghani Firoozabadi, Seyed Jalal & Firooz Abadi, Seyed Rahman. (2011). Characteristics of Russia's energy security strategy towards the European Union. *Scientific Journal of Security Horizons*, *4*(12), 37-66. Available at: https://ps.ihu.ac.ir/article_200386.html?lang=fa (In Persian)

European Commision, (2018). Statistical Pocketbook 2018. Eurostat Website. Available at: https://ec.europa.eu/eurostat/documents/46346/9314552/PAS_Pocket

There are a number of studies on the interdependence between Russia and the European Union in terms of energy, especially gas trade, as well as the analysis of misunderstandings and conflicts in this regard. However, the way in which such interdependence can affect Iran has not been well explored. None of the studies has considered Iran as an important player or even a solution to the "crisis" in EU-Russia energy relations.

METHODOLOGY

In this research, statistical, descriptive, analytical and historical research methods have been used. Information was also collected through library and Internet resources and using news databases based on objective-historical data, and an attempt was made to use the most reliable and up-to-date statistical and descriptive information of domestic, regional and international study centers. The libraries of the Ministry of Foreign Affairs, the Library of the University of Science and Research, the Library of the Center for Middle East Studies and Research of the Ministry of Foreign Affairs, the National Library and domestic and international virtual libraries have been used to obtain library information.

FINDINGS

The inability of some members of the European Union to supply energy resources or their monopoly, and high dependence on Russian gas and lack of trust in that country, insufficient gas resources in the Caspian Sea and a 25 percent reduction in energy production within the EU by 2030 (compared to 2000), the Union's main challenges in ensuring energy security have made the EU adopt a "collective energy security" approach. In line with theories of reciprocity and neo-functionalism, EU-Russia cooperation in the field of energy can reduce the conflict and accelerate cooperation in other areas and establish peace in relations between the two sides. One of the requirements of the EU Collective Security Strategy is the diversification of the EU's energy supply, and in this strategy, the Islamic Republic of Iran, as the holder of the world's first energy reserves (total oil and gas), can play a key role in the EU's energy supply. If this is achieved, further stabilization will accelerate Iran's economic development from two perspectives of Iran's security and the region, as well as the provision of economic benefits.

CONCLUSION

Despite various challenges in reducing the share of Russian gas in the European energy basket, Iran can play a special role in this process due to its

Shahid Chamran University of Ahvaz
Quarterly Journal of Quantitative Economics
(former Economic Studies)

FURTHER INFORMATION:
The present article is taken from the doctoral dissertation of Fatemeh Hamoei in the field of International Relations with Kayhan Barzegar and the advice of Hamid Ahmadi and Hosein Daheshiar at Science and Research Branch of Islamic Azad University in Iran.

Acknowledgments: I would appreciate to individuals or institutions that have made an important contribution.
Conflict of Interest: The authors declare no conflict of interest.
Funding: The author(s) have not received any financial support for the research, authorship and publication of this article.

How to Cite:
Hamoei, Fatemeh, Barzegar,Keyhan, Ahmadi, Hamid, Daheshiar, Hosein. (2022). Iran's role in the future of EU Energy supply. *Quarterly Journal of Quantitative Economics(JQE), 18*(4), 191-224.
10.22055/JQE.2021.32467.2214

© 2022 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

Despite the growing trend of renewable energy production in the world, that will significantly reduce dependence on fossil fuel in major energy comsuming countries, the IAEA forecasts during the next 30 years all industrialized countries, including menbers of the EU, will be increasingly dependant on the importation of oil and gas. Thereforethe security of energy supply will be a core issue in the EU. According to forecasts by the European Commission's Energy Office, energy supply within the European Union will decline by about 20% in2030compared to 2005, so that Europe will need to import more than 55%of its energy. Meanwhile, gas is the main source of energy on which there wiil be the most dependence. Gas cooperation between the EU and Russia has existed since 1960. It has passed a variety of challenges successfully and is now an important aspect of the overall EU-Russia relationship. Russia is the largest exporter of natural gas to the European Union, so as the revenues from exports to the EU accounts for a large share of Russia's GDP. However, current EU-Russia energy policies do not appear to becooperative, and implementation of previous initiatives has slowed.

Quarterly Journal of Quantitative Economics(JQE) **(2022) 18(4) 191-224**

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

Iran's role in the future of EU Energy supply

*Fatemeh Hamoei *, Kayhan Barzegar ** , Hamid Ahmadi ***, Hosein Daheshiar *****

** PhD Student in International Relations, Department of International Relations, Faculty of Law, Theology and Political Science, Science and Research Branch, Islamic Azad University, Tehran, Iran.*
Email: *fatemeh.hamoei@gmail.com*

*** Associate Professor, Department of International Relations, Faculty of Law, Theology and Political Science, Islamic Azad University, Science and Research Branch, Tehran, Iran. (Corresponding Author).*
Email*: kbarzegar@hotmail.com*
0000-0003-1534-5282

Postal address*: Tehran - End of Shahid Sattari Highway - University Square Shohada Hesarak Boulevard - Islamic Azad University, Science and Research Branch, Faculty of International Relations, Department of International Relations.*

**** Professor, Department of Political Science, Faculty of Law and Political Science, University of Tehran, Tehran, Iran.*
Email: *hahmadi@ut.ac.ir*

***** Professor, Department of Political Science, Faculty of Law and Political Science, Allameh Tabatabai University, Tehran, Iran.*
Email: *h_daheshiar@yahoo.com*

ARTICLE HISTORY	JEL CLASSIFICATION	KEYWORDS
Received: 8 February 2020 ***Revision: 01 March 2021*** ***Acceptance: 15 April 2021***	***Q42 ،Q47 ،F51 ،F59 ، O13***	***Energy Security, Iran, EU, Interdependence, Strategic Cooperation***

Shahid Chamran University of Ahvaz
Quarterly Journal of Quantitative Economics
(former Economic Studies)

Stock, J.H. & Watson, MW. (2008). Phillips Curve Inflation Forecasts, NBER Working Paper No. 14322.

Tinbergen, J. (1939). *Business cycles in the United States of America: 1919-1932*. League of Nations.

Lansing, KJ. (2002). Can the Phillips curve help forecast inflation? *Economic Letter No. 2002-29*, Federal Reserve Bank of San Francisco.

Naser, H. & Alaali, F. (2018). Can Oil Prices Help Predict US Stock Market Returns: An Evidence Using a DMA Approach? *Empirical Economics, 55(4),*1757-1777.

Nicoletti, G., & Passaro, R. (2012). Sometimes it helps: the evolving predictive power of spreads on GDP dynamics. ECB working paper series 1447.

Pesaran, M. H., & Timmermann, A. (2000). A Recursive Modelling Approach to Predicting UK Stock Returns. *The Economic Journal, 110*, 159–91.

Primiceri, G. (2005). Time Varying Structural Autoregressions and Monetary Policy. *Review of Economic Studies, 72*, 821-852.

Raftery, A., Karny, M., Andrysek. J., & Ettler, P. (2007). Online prediction under model uncertainty via dynamic model averaging: application to a cold rolling mill. Technical report, 525. Department of Statistics, University of Washington.

Raftery, A., Karny, M., & Ettler, P. (2010). Online prediction under model uncertainty via dynamic model averaging: application to a cold rolling mill. *Technometrics, 52(1),* 52–66.

Rahimpoor, A.,Yarmohamadi, M.,Chinipardaz, R. & Shadrokh, A.(2020). Modeling golden and dollar data by robust simulation-based estimation. *Quarterly Journal of Quantitative Economics (JQE), 17*(1), 35-60. https://jqe.scu.ac.ir/article_14619.html?lang=en [In Persian].

Stock, J.H. & Watson, M.W. (1996). Evidence on Structural Instability in Macroeconomic Time Series Relations. *Journal of Business and Economic Statistics*, 14, 11-30.

Stock, J.H. & Watson, M.W. (1999). Forecasting Inflation. *Journal of Monetary Economics, 44*, 293–335.

Stock, J.H. & Watson, M.W. (2003). Forecasting output and inflation: the role of asset prices. *Journal of Economic Literature, 41(3)*, 788–829.

Stock, J.H. & Watson, M.W. (2007). Why has US inflation become harder to forecast? *Journal of Money, Credit, and Banking 39(Suppl. 1),* 3–33.

Ferreira, D., & Palma, A. (2015). Forecasting Inflation with the Phillips Curve: A Dynamic Model Averaging Approach for Brazil. *Revista Brasileira de Economia, 69(4),* 451-465.

Filippo, D.G. (2015). Dynamic Model Averaging and CPI Inflation Forecasts: A Comparison between the Euro Area and the United States. *Journal of Forecasting, 34(8),* 619–648.

Fisher, J., Liu, C., & Zhou, R. (2002). When can we forecast inflation? *Economic Perspectives, 26(1),* 32–44.

Grassi, S., & De Magistris, P.S. (2015). It's all about volatility (of volatility): Evidence from a two-factor stochastic volatility model. *Journal of Empirical Finance, 60,* 62-78.

Groen, J., Paap, R., & Ravazzolo, F. (2010). Real-time Inflation Forecasting in a Changing World, Federal Reserve Bank of New York Staff Report Number 388.

Gupta, R., Hammoudeh, SH., Kim, W.J. & Simo-Kengne, B.D. (2014). Forecasting China's foreign exchange reserves using dynamic model averaging: The roles of macroeconomic fundamentals, financial stress and economic uncertainty. *North American Journal of Economics and Finance*, 28, 170–189.

Holden, K., Peel, D.A., & Thompson, J.L. (1999). *Economic forecasting: an introduction*, Cambridge University Press.

Kim C-J., & Nelson CR. (1998). *State-Space Models with Regime-Switching: Classical and Gibbs-Sampling Approaches with Applications*. MIT Press: Cambridge, MA.

Koop, G., & Potter, S. (2004). Forecasting in dynamic factor models using Bayesian model averaging. *The Econometrics Journal, 7,* 550–565.

Koop, G., & Korobilis, D. (2011). UK macroeconomic forecasting with many predictors: Which models forecast best and when do they do so? *Economic Modelling, 28,* 2307–2318.

Koop, G., & Korobilis, D. (2012). Forecasting Inflation Using Dynamic Model Averaging. *International Economic Review, 53(3),* 867-886.

Koop, G., & Tole, L. (2012). Forecasting the European carbon market. *Journal of the Royal Statistical Society, Series A, 176(3*), 723–741.

Buncic. D. & G-M. Frey. (2012). Forecasting commodity currencies with dynamic Bayesian Models. Working paper, Institute of Mathematics and Statistics, University of St Gallen, Switzerland.

Buncic, D., & Moretto, C. (2015). Forecasting copper prices with dynamic averaging and selection models. *North American Journal of Economics and Finance, 33,* 1–38.

Carnot N., Koen, V., & Tissot, B. (2005*). Economic forecasting,* Palgrave Macmillan.

Canova, F. (2007). G-7 inflation forecasts: random walk, Phillips Curve or what else? *Macroeconomic Dynamics, 11,* 1–30.

Cechetti, SG. (1995). Inflation indicators and inflation policy. Working paper 5161, NBER.

Cechetti, S., Chu, R., Steindel C. (2000). The unreliability of inflation indicators. *Current Issues in Economics and Finance, 6(4),* 1–6.

Cogley, T. & Sargent, T. (2005). Drifts and volatilities: monetary policies and outcomes in The post WWII U.S., *Review of Economic Dynamics, 8,* 262–302.

Cogley, T., Morozov, S. & Sargent, T. (2005). Bayesian fan charts for U.K. inflation:Forecasting and sources of uncertainty in an evolving monetary system. *Journal of Economic Dynamics and Control, 29,* 1893–1925.

Cremers, K. (2002). Stock Return Predictability: A Bayesian Model Selection Perspective. *Review of Financial Studies, 15,* 1223–1249.

De Bruyn, R., Gupta, R., & van Eyden, R. (2013). Forecasting the rand–dollar and rand–pound exchange rates using dynamic model averaging. Working paper 2013-07, University of Pretoria.

Dupasquier, C., & Ricketts, N. (1998). Non-linearities in the output–inflation relationship: some empirical results for Canada. Working paper 98-14, Bank of Canada.

Elliott, G., & Timmermann, A. (Eds.). (2013). *Handbook of economic forecasting*. 2, Elsevier.

Shahid Chamran University of Ahvaz
Quarterly Journal of Quantitative Economics
(former Economic Studies)

Reference

Ang, A., Bekaert. G., & Wei. M. (2007). Do Macro Variables, Asset Markets, or Surveys Forecast Inflation Better? *Journal of Monetary Economics, 54,* 1163–1212.

Atkeson, A., & Ohanian. L. E. (2001). Are Phillips curves useful for forecasting inflation? *Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review, 25(1),* 2–11.

Avramov, D. (2002). Stock Return Predictability and Model Uncertainty, *Journal of Financial Economics,* 64, 423–58.

Aye, G., Gupta, R., Hammoudeh, SH., & Kim, W.J. (2015). Forecasting the Price of Gold Using Dynamic Model Averaging, University of Pretoria, *Department of Economics Working Paper Series.*

Bayani, O. & Mohammadi, T.(2019). Factors Affecting Financial Crises: The Bayesian Model Averaging, *Quarterly Journal of Quantitative Economics (JQE), 16*(2), 145-180. Available at: https://jqe.scu.ac.ir/article_14275.html?lang=en [In Persian]

Balcilar, R., Gupta, R., Eyden. R.V., Thompson, K., & Majumdar, A. (2018). Comparing the forecasting ability of financial conditions indices:The case of South Africa. *The Quarterly Review of Economics and Finance, 69(C),* 245-259.

Barsoum, F., & Stankiewicz, S. (2015). Forecasting GDP growth using mixed-frequency models with switching regimes. *International Journal of Forecasting,* 31(1), 33-50.

Belmonte, M., & Koop, G. (2014). Model Switching and Model Averaging in Time-Varying Parameter Regression Models. in Ivan Jeliazkov, Dale J. Poirier (ed.) Bayesian Model Comparison (Advances in Econometrics, Volume (34) Emerald Group Publishing Limited, 45 – 69.

Bork, L., & Møller, S. V. (2015). Forecasting house prices in the 50 states using Dynamic Model Averaging and Dynamic Model Selection. *International Journal of Forecasting, 31*(1), 63-78.

Brave, S., & Fisher, J. (2004). In search of a robust inflation forecast. *Federal Reserve Bank of Chicago, Economic Perspectives, 28(4),*11–31.

monetary base components (including 21 variables); 7) the financial block, including stock market and insurance variable (including 6 variables); 8) the energy block included various variables related to crude oil, electricity and energy (including 7 variables); and 9) the labor force block which included various variables of unemployment, employment and productivity (including 9 Variables). All the variables of this paper were seasonally adjusted using X-13, TRAMO or STL. Also, the statics of the variables were investigated by the use of unit root tests without seasonal integration (Dickey Fuller and KPSS tests) and a unit root test with seasonal and semi-annual integration (HEGY test). In addition, all variables were standardized by differentiating from the mean and dividing by the standard deviation. Principal Component Analysis (PCA) was used to extract the factors using all the variables in each block.

The main purpose of this study was to compare DMA and DMS models (9 block factor methodes) with BMA, BVAR, TVP and AR. In addition, the interruptions of each model were determined using BIC. Similar to the study of Koop and Korobilis (2012), the predictions were considered with a short-run horizon (h = 1), a medium-run horizon (h = 4) and a long-run horizon (h = 8).

In order to assess the prediction performance, Mean Squared Forecast Error (MSFE), Mean Absolute Forecast Error (MAFE), Mean Absolute Percentage Error (MAPE), the bias of the prediction error, the variance of the prediction error and the sum of log predictive likelihoods (PL) were used. In addition, the Diebold-Mariano (1995) test was used to compare the prediction accuracy.

FINDINGS

The results show that the prediction of DMS and DMA is more efficient than other traditional predictive methods to predict the inflation rate in Iran. Findings indicated that in all forecast horizons, money and price blocks were the highest in using the optimal model over time and the fiscal block was the lowest. In general, it can be said that the DMA model is the average of many models and does not only use a single factor block (there is also no irrelevant factor block) and this is the most important feature of DMA / DMS use.

CONCLUSION

Due to the fact that variables can be changed in DMA / DMS in any time period, so their use for economic policy is recommended.

Shahid Chamran University of Ahvaz
Quarterly Journal of Quantitative Economics
(former Economic Studies)

How to Cite:
Mohammadi, Teymour, Bahrami, Javid & Fahimifar, Fatemeh. (2022). Comparing the Forecasting of Iranian Inflation with many predictors. *Quarterly Journal of Quantitative Economics(JQE), 18*(4), 159-190.
10.22055/JQE.2020.31882.2190

© 2022 Shahid Chamran University of Ahvaz, Ahvaz, Iran. This article is an open access article distributed under the terms and conditions of the Creative Commons Attribution-NonCommercial 4.0 International (CC BY-NC 4.0 license) (http://creativecommons.org/licenses/by-nc/4.0/)

EXTENDED ABSTRACT

INTRODUCTION

One of the most important economic problems in Iran during the last few decades is the phenomenon of inflation, to an extent that improving the conditions caused by inflation has always been one of the important goals of developmental plans in Iran. Achieving this goal requires the creation of a rigorous and purposeful mechanism for the economic policymaking process, which in its standard form involves forecasting, targeting and policy analysis. Given that inflation affects many macroeconomic indicators, therefore, explaining and forecasting inflation rates based on econometrics models can help improve policy making.

METHODOLOGY

In this study, 108 quarterly variables from 1990-2017 were used. The variables included the consumer price index as a dependent variable and 107 independent variables (predictors) which were included in nine blocks in order to extract the factors. Thus, 1) the price block included different values of the producer price index, GDP deflator and wage indexes (including 13 variables); 2) the demand block included components of GDP on the demand side and some other indexes related to capital stock (including 7 variables); 3) the fiscal block included all types of government revenues and expenditures (including 13 variables); 4) the international block included exports, imports, exchange rates, as well as the inflation and exchange rates of China and Germany (as Iran's largest trading partners) (including 17 variables); 5) the output block, where different types of production variables were used (including 14 variables); 6) the money block included liquidity and

Quarterly Journal of Quantitative Economics(JQE) **(2022) 18(4) 159-190**

Shahid Chamran University of Ahvaz

Quarterly Journal of Quantitative Economics

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

Comparing the Forecasting of Iranian Inflation with many predictors

Teymour Mohammadi *, Javid Bahrami **, Fatemeh Fahimifar ***

** Associate Professor of Economics, Department of Theoretical Economics, Faculty of Economics, Allameh Tabataba'i University,Tehran, Iran. (Corresponding Author).*
***Email**: tmohamadi@gmail.com*
0000-0003-4394-774X
***Postal address**: ATU Faculty of Economics, Deprtment of Business Economics, Corner of Ahmad Qasir St., Beheshti St.,Tehran, Iran. Postcode**:** 15136-15411*

*** Associate Professor of Economics, Faculty of Economics, Allameh Tabataba'i University, Tehran, Iran..*
***Email**: javid_bahrami@yahoo.com*
**** Ph.D Candidate of Economics, Deprtment of Economics, Allameh Tabataba'i University,Tehran, Iran.*
***Email**: fatemehfahimifar@gmail.com*

ARTICLE HISTORY	JEL CLASSIFICATION	KEYWORDS
Received: 8 Desember 2019 ***Revision: 05 March 2020*** ***Acceptance: 13 June 2021***	***C32, C38, C53, E37, E31***	***Forecasting, Inflation, State-Space, Factor Model, Dynamic Model Averaging***

FURTHER INFORMATION:
The present article is taken from the doctoral dissertation of Fatemeh Fahimifar in the field of economics with supervisor Teymour Mohammadi at Allameh Tabatabai University.

ACKNOWLEDGMENTS: The authors would like to acknowledge the valuable comments and suggestions of the reviewers, which have improved the quality of this paper.
CONFLICT OF INTEREST: The authors declare no conflict of interest.
FUNDING: The authors received no financial support for this article's research, authorship, and publication.

Sanyal, A., Gang, I. N., and Goswami, O. (2000) Corruption, Tax Evasion and the Laffer Curve, *Public Choice, Springer* 105(1-2): 61–78.

Schneider, F. & Savasan, F. (2007). DYMIMIC Estimates of the Size of Shadow Economies of Turkey and Neighboring Countries. International Research Journal of Finance and Economics, 9:126-144.

Sepehrdoost, H., Rajabi, F., & Barouti, M. (2015). Investigating the effect of good governance on the revenue performance of the tax system. *Quarterly Journal of Applied Theories of Economics*, Second Year, 2, 103-126. https://ecoj.tabrizu.ac.ir/article_4269 [in Persion]

Shahabadi, A., Ganji, M. (2015). The effect of good governance on economic freedom of selected countries in Mena region. *Regional Economics and Development*, 9, 264-288. https://erd.um.ac.ir/article_25577 [in Persion]

Shneider, F. and Enste, D. (2000). Shadow Economics Around the World: Size, Causes, and Consequences, *Journal of Economic Literature*, 38 (1): 77-114.

Tabandeh, R, Jusoh, M, Md. Nor, N.G, and Shah Ziadi, M.A. (2012). Estimating Factors Affecting Tax Evasion In Malaysia: A Neural Network Method Analysis, Prosiding perker, 2: 1524-1535.

Tahseen, A, Eatzaz, A. (2010). The Effect of Corruption and Governance on Tax Revenues, *the Pakistan Development Review*, 49(4): 405-417.

Tanzi, V. and Zee, H. (2000). Tax policy for Emerging Markets: Developing Countries. Washington, DC: IMF Working Paper WP/00/35.

Tanzi, V., and Davoodi, H. R. (2000). *Corruption, growth, and public finances*. IMF Working paper.

North-South and South-South FDI: The case of foreign direct investment into Africa. Journal of International Business Studies, ISSN 0047-2506.

Motalebi, M., Alizadeh, M., & Faraji Dizaji., S. (2020). Estimating the shadow economy and tax evasion by considering behavioral factors, *Quartely Journal of Quantitative Economics (JQE*), 16 (4), 69-100. https://aes.basu.ac.ir/article_2419 [in Persion]

Mutascu, M. (2011). *Influence of clime conditions on tax revenues*. MPRA (Munich Personal RePEc Archive) Paper, No. 40324.

Prinz, A. L. (2018). How Should One Study Clandestine Activities: Crimes, Tax Fraud, and Other "Dark" Economic Behavior?. Agent-based Modeling of Tax Evasion: Theoretical Aspects and Computational Simulations, 37-58.

Rezagholizadeh, M., Aghaei, M., & Alemi, A. H. (2019). Analysis of tax evasion in Iran by multiple index method - multiple causes, *Quarterly Journal of Parliament and Strategy*, 26 (97), 199-226. https://nashr.majles.ir/article_301 [in Persion]

Richardson, G. (2006). Determinants of Tax Evasion: a Cross-Country Investigation, *Journal of International Accounting, Auditing and Taxation*, 15: 150-169.

Richardson, G. (2008). The Relationship between Culture and Tax Evasion across Countries: Additional Evidence and Extensions. *Journal of International Accounting, Auditing and Taxation*, 17 (2): 67–78.

Sadeghi, M. S., & Nourani, F. (2015). An overview of the challenges and strategies to prevent tax evasion in Iran. 3rd International Conference on Applied Research in Management and Accounting, Tehran, *Shahid Beheshti University*, 5-20. https://civilica.com [in Persion]

Sadraei, S. (2017), An Introduction to the Theoretical Foundations of Good Governance (A Comparative Study of the Governance Situation in the UAE and Bahrain), *Journal of Nations Research*, *2*(19), 45-67. http://ensani.ir/fa/article/373688/ [in Persion]

Samadi, A. H., & Tabandeh, R. (2013). Tax evasion in Iran (study of causes and effects and its estimation), *Tax Research Journal*, 21 (19), 77-107. http://taxjournal.ir/article-1-196-fa.html [in Persion]

Ghani, Z. (2011). A cross country analysis of tax performance with special focus on Pakistan´ s tax effort. *Journal of Economic Issues*, 11(1): 1-25.

Gupta, A. (2007). *Determinants of tax revenue efforts in developing countries*. IMF Working Papers, No. 07/184 Washington, DC: The International Monetary Fund Organization for Economic, 1-39.

Imam, P. A., and Jacobs, D. (2007). Effect of corruption on tax revenues in the Middle East, *Review of Middle East Economics and Finance Rev*, Middle East Econ. Fin., 10(1): 1-24.

Karagoz, K. (2013). Determinants of Tax Revenue: Does Sectorial Composition Matter?, Journal of Finance, Accounting and Management, 4(2): 50-63.

Khani, A, Imani, K. and Yousefi, A. (2014). Tax Avoidance, how it is Measured and the Factors Affecting it, Accounting Research, 15:121-142.

Izadkhasti, H. (2016). Analyzing the Effects of Corruption and Quality of Governance on Tax System Performance: A Dynamic Panel Data Approach. *Economic Development Policy*, 4(1), 93-118. doi: 10.22051/edp.2017.13453.1069. [in Persion]

Izadkhasti, H. (2019). Analyzing the Impact of Governance Quality and Composition of Government Expenditures on Iran's Economic Growth: Endogenous Growth Approach, *Quartely Journal of Quantitative Economics (JQE)*, 15(4), 135-165. https://jqe.scu.ac.ir/article_14146. [in Persion]

Karimi Petanlar, S., Gilak Hakimabadi, M. T., & Nochamani., S. (2015). The effect of government effectiveness on reducing tax evasion in selected countries, *Tax Research Journal*, 23 (27), 63-91. https://taxjournal.ir/index.php [in Persion]

Mohammadzadeh, Y., Hekmatifard, S., & Sharifi, E. (2017). The effect of government size on good governance and economic performance in selected countries, *Economic Growth and Development Research*, 7(26), 97-112. https://egdr.journals.pnu.ac.ir/article_2595 [in Persion]

Mongong-Fon, R., Filippaios, F., Mohr, A. T., & Batsakis, G. (2017). The roles of institutional quality and institutional distance in explaining

Reference

Acemoglu, D., Verdier, T., & Acemoglu, T. V. (2000). The choice between market failure and corruption." *American Economic Review*, 90 (1): 194-211.

Ajaz, T., & Ahmad, E. (2010). The effect of corruption and governance on tax revenues. *The Pakistan Development Review*, 49(4): 405-417.

Alm, J. (2012). Measuring, explaining, and controlling tax evasion: lessons from theory, experiments, and field studies. International tax and public finance, 19(1): 54-77.

Bayer, R. C., & Sutter, M. (2009). The Excess Burden of Tax Evasion an Experimental Detection–Concealment Contest. *European Economic Review*, *53*(5), 527-543.

Besley, T., & Persson, T. (2014). Why do developing countries tax so little?. *Journal of economic perspectives*, *28*(4), 99-120.

Bird, A. and Stephan, A. (2015). Governance and taxes: Evidence from regression discontinuity. *Journal of Economic Issues*, 5(3): 12-17.

Botlhole, T.D. (2010). Tax Effort and Determinants of Tax Ratio in Sub-Saharan Africa, International Conference on Applied Economics, ICOAE.

Boussaidi, A., and Hamed, M. S. (2015). The impact of governance mechanisms on tax aggressiveness: empirical evidence from Tunisian context. *Journal of Asian Business Strategy*, 5(1): 1–12.

Cebula, R.J. & Saadatmand, Y. (2005). Income Tax Evasion Determinants: New Evidence. Journal of American Academy of Business, 7(2): 1-24.

Cevik, S., Gottschalk, J., Hutton, E., Jaramillo, L., Karnane, P., & Sow, M. (2019). Structural transformation and tax efficiency. *International Finance*.

Chu, H, Lai, C.C., & Cheng, C.C., (2015). Tax havens, growth and wlfare, Journal of public economic theory, 17(6): 802-823.

Dell'Anno, R., Gómez, M. & Pardo, A. (2004). Shadow Economy in Three Very Different Mediterranean Countries: France, Spain and Greece. A MIMIC Approach. Working Paper 2004:1-29.

Eltony, M. N. (2002). Determinants of Tax Efforts in Arab Countries, Arab Planning Institute Working Paper 207.

Shahid Chamran University of Ahvaz
Quarterly Journal of Quantitative Economics
(former Economic Studies)

Where, $Taxr_{it}$ is the ratio of government tax revenues to GDP, $Ggdp_{it}$ is growth rate of GDP, $Struc_{it}$ is value added ratio of services sector to value added of industry sector (structural conversion index), $Sagri_{it}$ is the share of value added of agricultural sector in GDP, $\mathrm{Im}\, p_{it}$ is the ratio of imports of goods and services To GDP, $Gove_{it}$ is the government efficiency index and $Tavod_{it}$ is the tax evasion index in the i-th country at time t and ε_{it} is the error term. In the second model, the multiplier effects of tax evasion and GDP growth on the ratio of government tax revenues to GDP are examined:

$$(2)\ Taxr_{it} = \alpha_i + \beta_1 Avoid_{it} * Ggdp_{it} + \beta_2 Struc_{it} + \beta_3 Sagri_{it} + + \beta_4 \mathrm{Im}\, p_{it} + \beta_5 Gove_{it} + \varepsilon_{it}$$

FINDINGS

Increasing government efficiency and accountability paves the way for greater public participation in financing government expenditures and increases government tax revenues while reducing tax evasion. Also, increasing trade restrictions expand the underground economy, increase illegal imports and smuggling, and reduce government tax revenues. Also, structural transformation, as a representative of the change in the composition of economic sectors, affects the government's ability to collect taxes, the composition and type of taxes it can impose on the economy.

CONCLUSION

The results show that improving the quality of governance leads to a reduction in tax evasion. Also, the results show that government efficiency and accountability, structural transformation in the economy, the share of imports of goods and services in GDP have a positive effect but the share of value added in agriculture in GDP has a negative effect on the ratio of tax revenues to GDP. In addition, the effect of tax evasion and the multiplier effect of tax evasion and GDP growth rate on the ratio of tax revenues to GDP are not significant.

How to Cite:
Izadkhasti, Hojjat, Dadgar, Yadollah & Beygi, Pouria. (2022). Investigating the Simultaneous Impact of Institutional Quality and Tax Evasion on the Performance of the Tax System in Selected Mena Countries. *Quarterly Journal of Quantitative Economics(JQE), 18*(4), 125-157.
10.22055/JQE.2021.31807.2181

© 2022 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

Tax is the main and most stable source of government funding, but governments in most developing countries face institutional and structural barriers, such as poor quality of governance and high levels of corruption, in providing tax revenues. Accordingly, strengthening government accountability and effectiveness can increase the willingness to pay taxes. The trust created in individuals as a result of improving the quality of governance leads to the timely receipt of tax revenues and this leads to strengthening the economic structure. Thus, improvements in institutional quality can lead to public confidence, reduced tax evasion, increased government tax revenues, and ultimately improved tax system performance. One of the important indicators of the tax system performance in different countries is the ratio of tax revenues to GDP in each country. Accordingly, a higher value of this index in a country indicates better performance of its tax system.

METHODOLOGY

In this study, the tax evasion trend is first estimated using Multiple Causes-Multiple Indicators (MIMIC) method. Finally, the simultaneous effect of institutional quality and tax evasion on the performance of the tax system of selected MENA countries in the period (2002-2007) is investigated using the panel data method. In the following, theoretical principles are used to specify the econometric model, in which simultaneous effects of government efficiency and accountability and tax evasion on the performance of the tax system in selected countries of Mena in the period (2017-2002) are discussed:

$$(1)\quad Taxr_{it} = \alpha_i + \beta_1 Ggdp_{it} + \beta_2 Struc_{it} + \beta_3 Sagri_{it} + + \beta_4 \mathrm{Im}\, p_{it} + \beta_5 Gove_{it} + \beta_6 Tavod_{it} + \varepsilon_{it}$$

Quarterly Journal of Quantitative Economics(JQE) **(2022) 18(4) 125-158**

Shahid Chamran University of Ahvaz

Quarterly Journal of Quantitative Economics

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

Investigating the Simultaneous Impact of Institutional Quality and Tax Evasion on the Performance of the Tax System in Selected Mena Countries

Hojjat Izadkhasti *, Yadollah Dadgar **, Pouria Beygi ***

** Assistant Professor of Economics, Department of Economics, Faculty of Economics and Political Science, Shahid Beheshti University, Tehran, Iran. (Corresponding Author).*
Email: *h_izadkhasti@sbu.ac.ir*
0000-0002-9031-9407

Postal address*: Iran, Tehran, Shahid Chamran Highway, Yemen St., Shahid Shahriari Square, Shahid Beheshti University, Faculty of Economics and Political Science, Department of Economics.*

*** Professor of Economics, Department of Economics, Faculty of Economics and Political Science, Shahid Beheshti University, Tehran, Iran.*
Email*: h_dadgar@sbu.ac.ir*
**** Master of Economics, Department of Economics, Faculty of Economics and Political Science, Shahid Beheshti University, Tehran, Iran.*
Email: *pouria.beygi@gmail.com*

ARTICLE HISTORY	JEL CLASSIFICATION	KEYWORDS
Received: 30 November 2019	***H19, C23, H26***	***Institutional Quality,***
Revision: 26 February 2021		***Good Governance, Tax***
Acceptance: 4 March 2021		***Evasion, Tax System***
		Performance, Panel Data

ACKNOWLEDGMENTS: The authors would like to acknowledge the valuable comments and suggestions of the reviewers, which have improved the quality of this paper.
CONFLICT OF INTEREST: The authors declare no conflict of interest.
FUNDING: The authors received no financial support for the research, authorship, and publication of this article

Conference on Applied Economics and Social Science (ICAESS 2019). Atlantis Press.

Tavakoli, A., & Sayyah, M. (2010). The Impact Of Exchange Rate Fluctuations On Economic Activities In Iran. *Journal of* Money and Economics, 2(4), 59-77. Available at: https://www.sid.ir/fa/journal/ViewPaper.aspx?id=147611 [In Persian].

Rasekhi, S., Shahrazi, M., and Abdollahi, M., R. (2012). Asymmetric Effect of Exchange Rate and its Volatility on Iran's Non Oil Export, *Economic growth and development research*, 2 (7), 81-90. Available at: https://egdr.journals.pnu.ac.ir/article_126.html [In Persian].

Razavi, S., a., Salimifar, M., & Naji Maidani, A,. A. (2013). Exchange Rate and Its Impact on Non-Oil Exports in Iran, *Quarterly Journal of Economic Strategy* , 3(8). Available at: https://profdoc.um.ac.ir/paper-abstract-1042650.html [In Persian].

Sabznejad, A., & Abedi, H. (2016). The Impact of Exchange Rate Fluctuations on Iran's Exports to the Major Country of the Business Party Case Study: China. *Comprehensive Conference on Management and Accounting Sciences, Tehran, Secretariat of the Comprehensive Conference on Management and Accounting Sciences.* Available at: https://civilica.com/doc/606070/ [In Persian].

Salmani, B., & Rezazadeh, A. (2010). The Effect of Real Exchange Rate Volatility on Non-Oil Export in Iran, *The Journal of Economic Studies and Policies,* 7 (1), 37-38. Available at: http://economic.mofidu.ac.ir/article_26187.html?lang=en [In Persian].

Taheri Fard, E. (2004). The role of exchange rates in the development of non-oil exports in the Iranian economy. *Journal of Planning and Budgeting*. (89), 47-79. Available at: http://jpbud.ir/browse.php?a_id=210&sid=1&slc_lang=fa&ppup= [In Persian].

Tahmasebi, B., Jafari Samimi, A., & Farjadi, Gh. A. (2013). Investigation of the effect of non-oil exports on real exchange rates in Iran. *Journal of financial Economics*, 8(26), 53-76. Available at: http://ecj.iauctb.ac.ir/article_512784.html [In Persian].

Takbiri, O., & Kordmadanloo, M. (2017). Investigating the Uncertain Impact of Real Currency Rate on Non-Oil Exports in Iran. *Journal of Management Studies and Accounting*, 3(1), 218-227. Available at: https://civilica.com/doc/705489/ [In Persian].

Tarigan, Y., Kindler, M., Elfira, E., & Silangit, Z. A. T. (2019). The Influence of Exchange Rate on Indonesian Export Value. In *1st International*

Economics Research, 5(3), 121-135. Available at: http://jae.miau.ac.ir/article_334.html?lang=en [In Persian].

Mahdiloo, A., Sadeghi, H., & Assari Arani, A. (2015). Estimation of Non-Linearity Effect of Rent-Seeking Opportunities on Economic Growth in Iran: Using Markov-Switching Model. *Journal of Economic Growth and Development Research*, 5(18), 11-30. Available at: https://egdr.journals.pnu.ac.ir/article_1498.html?lang=en [In Persian].

Mahmoudi, M., & Kohansal, M. R., (2020). The Investigation Of Effects Of Exchange Rate Volatility On Export And Value Added Of Iranian Food Industries (Application Of Structural Vector Auto-Regression Model). *The Journal of MAJLIS & RAHBORD*. 27(101), 59-94. Available at: https://www.sid.ir/en/journal/ViewPaper.aspx?ID=738175 [In Persian].

Mousavi, S. S., Haghighat, J., & Salmani bishak, M., R. (2014), The Impact of Human Capital on Economic Growth in Iran: A Nonlinear Approach, *Iranian Journal of Economic Research*,20(63), 121-144. Available at: https://ijer.atu.ac.ir/article_4096.html?lang=en [In Persian].

Nunejad, M., & Parvizi Kashkouli, F. (2015). The Effect of Exchange Rate Volatility on the None-Oil Exports of Iran to Major Trade Partners. *The Journal of Macro and Strategic Policies*, 3(12), 99-122. Available at: http://www.jmsp.ir/article_13604.html [In Persian].

Nweke, A. M., Eze, O. M., & Atuma, E. Analysis of the Effect of Exchange Rate Depreciation on Export Performance in Nigeria.

Panda, S., & Mohanty, R. K. (2015). Effects of exchange rate volatility on exports: Evidence from India. *Economics Bulletin*, 35(1), 305-312.

Pedram, M., shirinbakhsh masulle, Sh., A., & Rezaei Abyaneh, B.(2012) Investigating the asymmetric effects of exchange rate fluctuations on the prices of exported goods, *Quarterly Journal of Economic Modeling Research*, 3 (9), 143-166. Available at: http://jemr.khu.ac.ir/article-1-397-fa.html [In Persian].

Emami Meybodi, A., & Shooreh Kennedy, A., A. (2011). The Impact of Exchange Rate Changes on Export Prices of South and Southeast Asian Countries, *Journal of Applied Economics*, 2(6), 93-112. Available at: https://jae.srbiau.ac.ir/article_3851.html [In Persian].

Enders, W. (2004). Regime Switches in Interest Rates. Journal of Business & Economic Statistics, *American Statistical Association*, (20), 163-182.

Fallahi, F., & Rogriguez, G. (2007). Using Markov-switching models to identify the link between unemployment and criminality.

Hadian, E., Ojeemehr, S. (2014). Investigating the Behavior of Foreign Exchange Market Pressure Index in Iran: Using a Smooth Transition Autoregressive Model (STAR), *Journal of Applied Economics Studies*, 3 (10), 247-266. Available at: https://aes.basu.ac.ir/article_830.html [In Persian].

Jafari Samimi, A., Azami, K., & Azizian, J. (2015). The effect of macroeconomics variables uncertainty on import of selected developing countries. *Quarterly Journal of Quantitative Economics*, 12(3), 27-49. Available at: https://jqe.scu.ac.ir/article_11892.html [In Persian].

Jafari Samimi, A., Elmi, S., Dehghan, S.(2013), The Study of Iran's Monthly Inflation Rate Dynamics Using STAR Models., *Quarterly Journal of Fiscal and Economic Policies*, 1(3) ,5-22. Available at: http://qjfep.ir/article-1-102-fa.html [In Persian].

Kazerooni, A.R., Mozaffari, Z., Karimi Kandoleh, M., & Amini, M. (2016). The Effectof The Real Effective Exchange Rate Misalignment on Iranian Non-Oil Exports: The BEER approach. *The Journal of Financial Knowledge of Securities Analysis*, 9(23), 95-113. Available at: https://jfksa.srbiau.ac.ir/article_9736.html?lang=en [In Persian].

khoshnevis Yazdi, S., & Rajabzadeh, R. (2017). The Impact of Real Exchange Rate Changes on Non-oil Exports of Iran. *Journal of Economics and Business Research*, 8(14), 43-59. Available at: http://jebr.azad.ac.ir/article_533008.html?lang=en [In Persian].

Kouchakzadeh, A., & Jalaei, S., A. (2013). Effect of exchange rate uncertainty on non-oil exports in Iran, *Journal of Agricultural*

Altintaş, H., Cetin, R., & Öz, B. (2011). The impact of exchange rate volatility on Turkish exports: 1993-2009. *South East European Journal of Economics and Business*, *6*(2), 71-81.

Aligholi, M., & Baradaran, A., (2019) The Patterns Of Non-Oil Exports Of The Country Affected By Exchange Rate Fluctuation. *JOURNAL OF BUSINESS ADMINISTRATION RESEARCH*. 11 (21), 91-113. Available at: http://bar.yazd.ac.ir/m/article_1551.html?lang=en [In Persian].

Ansarinasab, M., Manzari Tavakoli, Z. (2020). Modeling Gasoline Consumption Behaviors in Iran Based on Long Memory and Regime Change. *Quarterly Energy Economics Review*, 16(64), 125-149. Available at: https://iiesj.ir/browse.php?a_id=1145&sid=1&slc_lang=en [In Persian].

Ansarinasab, M., Mohammadi, Z. (2019). Investigation of Nonlinear Exchange Rate Behavior in Iran: Evidence from Markov Switching Model. *Comparative Economics*, 6(1), 21-40. Available at: https://economics.ihcs.ac.ir/mobile/article_4916.html?lang=en [In Persian].

Barakchian, S., M., Bayat, S., & Karami, H. (2014), Structural Breaks and Modeling Behavior of Inflation-Comparison between Nonlinear and Time Varying Models, *The Journal of Economics Studies and Policies*, 2(1),51-74. Available at: http://economic.mofidu.ac.ir/article_25913.html [In Persian].

Daee Karimzadeh, S., Imam Verdi, Gh., & Shayesteh, A. (2014). Investigating the Impact of Real Exchange Rate on Exports. *The Journal of financial Economics, 8(29), 151-174*. Available at: http://ecj.iauctb.ac.ir/article_515680.html [In Persian].

Ebrahimi, M., Babaei Agh Ismaili, M., & Kafili, V. (2016). Investigate price regimes of two prime index in the world oil market(Brent and WTI) before and after the financial crisis: Evidence from the Markov regime switching model. *Quarterly Journal of Quantitative Economics* , 13(3), 57-83. Available at: https://jqe.scu.ac.ir/article_12537.html [In Persian].

Shahid Chamran University of Ahvaz
Quarterly Journal of Quantitative Economics
(former Economic Studies)

with linear models and fixed parameters are not appropriate, so nonlinear models and temporal parameters have a comparative advantage. This study examines the impact of the exchange rate on non-oil exports in Iran from 1978-2017 by using nonlinear Markov-switching (MS) and Smooth Transition Regression (STR) models. Therefore, these two models are used to estimate the regime transfer rate due to the asymmetric exchange rate on non-oil exports. The studied variables have been collected from the websites of the Central Bank of Iran and the Bank of Commercial Partners. They include non-oil exports, exchange rates, Iran's GDP, GDP, and price index.

FINDINGS

The results of a sudden change of Markov-switching model (MS) show that the effect of exchange rate in the first regime is about 8.6 times the second regime, both of which have a positive effect on non-oil exports, So, the results of this method show the nonlinear, asymmetric, and positive effect of exchange rate on non-oil exports in Iran.However, in the Smooth Transition Regression model (STR), exchange rate coefficientsshowed different effects in the two regimes in a way that exchange rate in the first regime has a negative, insignificant effect on non-oil exports, but in the second regime it has a positive and significant effect on non-oil exports.

CONCLUSION

Overall, the results show that the effect of exchange rate on non-oil exports is nonlinear and asymmetric and this effect changes with the change in transfer rate of the regime;i.e. if the rate of transfer from a regime to another is immediate, the effect of exchange rate on non-oil exports changes rapidly, but if the transition rate is slow, it can reverse the effect of exchange rate on non-oil exports and even completely change the effect. In addition, the findings of this study can be useful for policymakers in the monetary and real sectors in Iran, especially in terms of exchange rate policy implementation and its impact on non-oil exports.

Reference

Akinlo, A. E., & Adejumo, V. A. (2014). Exchange rate volatility and non-oil exports in Nigeria: 1986-2008. *International Business and Management*, 9(2), 70-79.

How to Cite:
Ansarinasab, Moslem & Pas, Parisa. (2022). Investigating the rate of transfer of regime in the asymmetric effect of exchange rate on Iran's non-oil exports. *Quarterly Journal of Quantitative Economics(JQE)*, *18*(4), 93-124.
10.22055/JQE.2020.31521.2166

© 2022 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 objective of this study is to analyze the impact of changes in the real exchange rate on the export performance of the non-oil sector. Export earnings are assumed of vital importance not only for developing but also for developed countries. Developed countries mainly export capital and final goods, while the main part of developing countries export consists of mining-industry goods especially natural resources. In this context, there are some challenges for countries with natural resource abundance, such as oi,l in comparison with other countries. The main point is that in parallel with the windfall of oil revenues these countries have to pay more attention to the development of the non-oil sector as well as its export performance ;because in most cases oil-driven economic development leads to some undesirable consequences such as Dutch Disease in oil-rich countries. In oil-dependent countries, the export of other goods can help reduce the effect of oil revenues on the country's trade basket. Several factors affect non-oil exports, one of which is exchange rate variable. exchange rate which is the price of a foreign currency in terms of domestic currencies, has an important effect on macroeconomic variables; Such as production, exports, the balance of payments, etc. By affecting the relative prices of domestic and imported goods, this rate can also affect other economic sectors of the country. Accordingly, exchange rates and shocks of this variable are one of the main factors affecting non-oil exports.

METHODOLOGY

Today, because many countries are experiencing continuous changes in politics and economics, it is expected that modeling macroeconomic variables

Quarterly Journal of Quantitative Economics(JQE) **(2022) 18(4) 93-124**

Shahid Chamran University of Ahvaz

Quarterly Journal of Quantitative Economics

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

Investigating the rate of transfer of regime in the asymmetric effect of exchange rate on Iran's non-oil exports

Moslem Ansarinasab, * Parisa Pas **

** Assistant Professor of Economics, Department of Economics, Faculty of Administrative Sciences and Economics, Vali-E-Asr University of Rafsanjan, Iran (Corresponding Author).*
Email: *M.Ansarinasab@vru.ac.ir*
0000-0002-3491-7461
Postal address*:. Rafsanjan, Kerman, 7718897111, IRAN.*

*** MSc of Economic, epartment of Economics, Faculty of Administrative Sciences and Economics, Vali-E-Asr University of Rafsanjan, Iran.*
Email*: parisa.pas@yahoo.com*

ARTICLE HISTORY	JEL CLASSIFICATION	KEYWORDS
Received: 24 October 2019 ***Revision: 08 August 2020*** ***Acceptance: 4 Desember 2020***	***C58, F31,F12,H30***	***Non-oil exports, Exchange rate, Rate of transfer of regime, Markov Switching (MS) model, Smooth Transition Regression (STR) model***

ACKNOWLEDGMENTS: Acknowledgments may be made to individuals or institutions that have made an important contribution.
CONFLICT OF INTEREST: The authors declare no conflict of interest.
FUNDING: The author(s) received no financial support for the research, authorship, and publication of this article.

https://www.princeton.edu/~mwatson/papers/Shapiro_Watson_NBERMA_1988.pdf

Shirin Bakhsh, S. (2006). The Impacts of Monetary Policy on Investment and Employment. *Economic Research Review, 5(4), 263-273.* Https://www.sid.ir/en/journal/viewpaper.aspx?id=42836 *(In Persian)*

Thornton, J., & Vasilakis, C. (2017). *Inflation targeting & the cyclicality of monetary policy*. Finance Research Letters, 20, 296-302. https://doi.org/10.1016/j.frl.2016.10.012

Wicksell, K. (1907). *The Influence of The Rate Of Interest On Prices*. The Economic Journal, 17(66), 213-220. https://doi.org/10.2307/2220665

Woodford, M. (2001). *The Taylor Rule & Optimal Monetary Policy*. American Economic Review, Papers & Proceedings, 91(2), 232-237. https://www.jstor.org/stable/2677765

Yakhin, Yossi. "Financial Integration and Cyclicality of Monetary Policy in Small Open Economies." (2007) James A. Baker III Institute for Public Policy of Rice University: http://www.bakerinstitute.org/research/financial-integration-and-cyclicality-of-monetary-policy-in-small-open-economies/.

Zare, Z. (2016). The Cyclical Behavior of Fiscal Policy: Its Determinants and Fiscal Rule. Journal of Monetary and Banking Researches, 8(26), 543-569. Https://www.sid.ir/en/journal/viewpaper.aspx?id=571644 *(In Persian)*

Shahid Chamran University of Ahvaz
Quarterly Journal of Quantitative Economics
(former Economic Studies)

Komijani, a., & Kavand, H., & Abbasinejad, H. (2010). Lack of Independency in Monetary Policy and the Role of Oil Price in Monetary and Fiscal Policy: the Case of Iran. *Journal of Economic Studies and Policies (Economic Policies (Nameh-ye Mofid)), 6 (16)(1 (78)), 3-32.* Https://www.sid.ir/en/journal/viewpaper.aspx?id=260711 *(In Persian)*

Tavakolian H, Komijani a. Monetary Policy Under Fiscal Dominance and Implicit Inflation Target in Iran: a DSGE Approach. *JEMR. 2012; 2 (8) :87-117.* Url: Http://jemr.khu.ac.ir/article-1-539-en.html *(In Persian)*

Lane, P. (2003). *Business Cycles & Macroeconomic Policy In Emerging Market Economies*. International Finance, 6 (1), 89–108. https://doi.org/10.1111/1468-2362.00109

Madelat, K. (2001). The Study of State Monetary and Fiscal Policies on the Effect of Oil Revenues in the Economic Analysis. *Journal of Sustainable Growth and Development (the Economic Research), 1(2), 68-92.* Https://www.sid.ir/en/journal/viewpaper.aspx?id=38059 *(In Persian)*

Mahdiloo, A, & Asgharpur, H. (2020). Nonlinear Transmission Mechanism of Monetary Policy from Exchange Rate Channel in Iran: Approach (MS-VAR). *Journal of Quantative Economics, 17(1), 121-153*. doi: 10.22055/jqe.2019.27873.1990 *(In Presian)*

Mojtahed, a. (2009). Evaluation of Monetary Policy and Instruments in Central Bank of Iran. *Money and Economy*, 1(1), 1-23. Https://www.sid.ir/en/journal/viewpaper.aspx?id=183399 *(In Persian)*

Nawaz, M., Mazhar Iqbal, M., & Ali, A. (2018). Institutional Quality And Cyclicality Of Monetary And Fiscal Policies In SAARC Countries. *Transylvanian Review Of Administrative Sciences, 14(55), 32-44.* Https://doi.org/10.24193/tras.55e.3

Saibu, O., Musbaudeen, A. (2018). Monetary Policy Cyclicality, Industrial Output and Economic Growth Interactions in Nigeria. *Iranian Economic Review, 22(2), 457-470*. doi: 10.22059/ier.2018.66162

Samadi, a., & Oujimehr, S. (2012). Evaluation of Nature and Cyclicality of Fiscal Policy in I.R. Iran (1974-2007). Journal of Economic Essays, 8(16), 49-75. Https://www.sid.ir/en/journal/viewpaper.aspx?id=248455 *(In Persian)*

Shapiro, M. D. & Watson, M. (1988). *Sources of Business Cycles Fluctuations*. In: S. Fischer (Eds.). NBER Macroeconomics Annual, The MIT Press. http://

Huang, H., Wei, S. (2006). Monetary Policies For Developing Countries: The Role Of Institutional Quality. *Journal of International Economics, 70, 239–252.* https://doi.org/10.1016/j.jinteco.2005.09.001

Jalali Naini, A & Naderian M. (2016). Monetary & exchange rate policy in an oil exporting economy: the case of Iran. *Journal Of Monetary & Banking Researches ,29:327372*. https://www.sid.ir/en/journal/ViewPaper.aspx?id=570971(In Persian)

Jalali Naini, A., (2015). *Monetary policy: theoretical bases & evaluation of performance in Iran*, Monetary & Banking institute. http://pub.mbri.ac.ir/Pages/BookDetail.aspx?Item_Id=466&Edition_Id=391 *(In Persian)*

Kaminsky, G., Reinhart, C., Végh, C. (2004). *When It Rains, It Pours: Procyclical Capital Flows & Macroeconomic Policies.* In: Gertler, M., Rogoff, K. (Eds.), NBER Macroeconomics Annual. MIT Press, Cambridge, MA. https://www.jstor.org/stable/3585327

Kasaipour, N., Erfani, A. (2018). *Optimal Cyclical Behavior of Monetary Policy of Iran: Using a DSGE Model.* Iranian Journal of Economic Studies, 7(1), 61-79. DOI:10.22099/IJES.2018.28984.1443

Keshavarz Mohammadian, Z., & Parivar, O., & Hasanzadeh, A. (2014). Impact Of Monetary Policyon Interest Rate In Iran. *Journal Of Economics & Business Research, 5(6), 17-28.* Https://www.sid.ir/en/journal/viewpaper.aspx?id=513809 *(In Persian)*

Khataie, M., & Seyfipour, R. (2006). New Monetary Policy Instruments In Iran: Third Development Plan. *Tahghighat-e-eghtesadi, -(73), 233-267.* Https://www.sid.ir/en/journal/viewpaper.aspx?id=49573 *(In Persian)*

Khoush Akhlagh, R., & Dalali Esfahani, R., & Mousavi Mohseni, R. (2009). The Effects Of Monetary Policies In Iran's Economy: A Financial Computable General Equilibrium Model. *Economic Research Review, 9(2 (33)), 47-70.* Https://www.sid.ir/en/journal/viewpaper.aspx?id=166628 *(In Persian)*

King, M. (2003). *No Money, No Inflation – The Role Of Money In The Economy*. In P. Mizen(ed.), Central banking, monetary theory & practice: Essays in honour of Charles Goodhart(vol. 1). https://www.jstor.org/stable/4538995

Komijani, A., & Mashhadi Ahmad, F. (2013). Monetary Policy And Its Effect On Economic Growth: With Emphasis On The Banking Interest (Profit) Rate In Iran. *Tahghighat-e-eghtesadi, 47(4), 179-200.* Https://www.sid.ir/en/journal/viewpaper.aspx?id=316629 *(In Persian)*

Shahid Chamran University of Ahvaz
Quarterly Journal of Quantitative Economics
(former Economic Studies)

César Calderón & Roberto Duncan & Klaus Schmidt-Hebbel., 2010."Institutions and Cyclical Properties of Macroeconomic Policies in the Global Economy, *Documentos de Trabajo 372, Instituto de Economia. Pontificia Universidad Católica de Chile.* https://ideas.repec.org/p/ioe/doctra/372.html

Crockett A.D. (1994) Rules versus Discretion in Monetary Policy. In: De Beaufort Wijnholds J.O., Eijffinger S.C.W., Hoogduin L.H. (eds) A Framework for Monetary Stability. *Financial and Monetary Policy Studies, vol 27. Springer, Dordrecht.* https://doi.org/10.1007/978-94-011-0850-8_16

Dadgar, Y., & Nazari, R. (2015). Analyzing the Role of Central Bank Monetary Policies in National Economy. *Journal of Development Economics and Planning,4(1),* https://www.sid.ir/en/journal/viewpaper.aspx?id=567743

Davoudi, P., & Bastanzad, H., (2019). Monetary policy and financial stability in Iran (DSGE approach). Journal of Quantative Economics, 17(2), *10.22055/jqe.2019.28357.2025*. (In Presian)

Du Plessis, S., Smit, B., Sturzenegger (2007). The Cyclicality Of Monetary & Fiscal Policy In South Africa Since 1994. *South Africa Journal of Economics, 75(3), 391-411.* https://www.jstor.org/stable/23437646

Duncan, R. (2014). Institutional Quality, The Cyclicality Of Monetary Policy & Macroeconomic Volatility. *Journal of Macroeconomics, 39, 113-155.* https://doi.org/10.1016/j.jmacro.2013.11.004

Fackler, J. S. & McMillan, W. D. (1998). Historical Decomposition of Aggregate Dem & Supply Shocks in a Small Macro Model. *Southern Economic Journal, 64(3), 648-664.* https://doi.org/10.1002/j.2325-8012.1998.tb00085.x

Farahani, M., Marzban, H., Dehghan, Z. & akbarian, Z. (2018). The theory of Measuring Effects of Interest rate shock on the Macro factors in Iran: A Factor-Augmented Vector Autoregressive, Approach. *Journal of Applied Economics Studies in Iran*, 7(25), 29-54. doi: 10.22084/aes.2017.10703.2169 *(In Persian)*

Fischer, S. (1977). Long-Term Contracts, Rational Expectations, & The Optimal Money Supply Rule. *Journal of Political Economy, 85(1), 191-205.* https://doi.org/10.1086/260551

Giannoni, M. P., Woodford, M. (2002). *Optimal Interest-Rate Rules*: II. Applications. NBER Working Paper No. 9420. DOI:10.3386/w9420

Woodford (2002), opposed monetary policies as a cycle to stabilizean active economy and recommend it.

METHODOLOGY

Note that this emphatic policy recommendation does not consider any specific classification among countries. However, there is evidence that countries have adopted monetary instruments differently in response to similar business cycles, depending on their level of development (or other economic indicators). In other words, there are a number of empirical studies indicating that in the presence of business cycles, developed countries have implemented counter-cyclical (or often cycle-independent) monetary policies, while developing ones have adopted this approach and implemented pro-cyclical monetary policies.

In this regard, the present study investigates the cyclical situation of monetary and fiscal policies in Iran. To achieve this goal, a structural vector autoregression (SVAR) model with three variables has been estimated using data derived from 1352 to 1396.

FINDINGS

The results of the study show that correlation coefficient between fiscal and monetary structural movements are very low and approximated to zero. T test show that none of these coefficients had any statistical difference with zero. These findings show that proxies(equipments) for fiscal and monetary policy in Iran are changing independent of business cycles.

CONCLUSION

The results from model estimation confirm that monetary and fiscal policies in Iran demonstrate a behavior independent of the cycles.The results also show that these policies, despite the independent nature of the cycle, have the potential for economic stabilization.

Reference

Bidabad, B. (2005). The effect of decreasing interest rate of banking facilities on the Iranian economy, *Banks & Eonomy, 58: 2-51.* http://ensani.ir/file/download/article/20120413183108-5178-152.pdf *(In Persian)*

Blanchard, O. J., & Quah, D. (1989). The Dynamic Effects of Aggregate Demand and Supply Disturbances. *The American Economic Review*, *79*(4), 655–673. http://www.jstor.org/stable/1827924

Shahid Chamran University of Ahvaz
Quarterly Journal of Quantitative Economics
(former Economic Studies)

How to Cite:
Makyian, Seyed Nezamuddin, Samadi, Ali Hussein, Amareh, Javad. (2022). Investigating the Cyclical Status of Monetary and Financial Policies in Iran. *Quarterly Journal of Quantitative Economics(JQE)*, 18(4), 67-92.
10.22055/JQE.2020.31264.2157

© 2022 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

Regardless of different theoretical views regarding the impact of monetary policies on the economy, these policies are currently considered tools to influence variables and the structure of the economy. The main objectives of implementing such economic policies, similar to other policy instruments, are to control adverse economic fluctuations, establish relative stability in price levels, and maintain production within its optimal path. With such goals in mind, it is clear that following the detection of any adverse economic fluctuation, monetary instruments are one of the options available to policymakers to control such fluctuations.

On the other hand, academic literature on monetary policies and the difference in adopting monetary instruments in response to business cycles disregard the distinction among countries (for instance based on their level of development etc.). The accepted advice in the economic literature is that countries should adopt counter-cyclical monetary policies. In other words, in times of economic prosperity, it is recommended that monetary authorities eliminate inflation by increasing interest rates and reducing interest rates in times of economic recession to stimulate production to return to its sustainable path. This recommendation is attributed to the study by Wexel (1907). Despite all the developments in the field of monetary theories in the last century, this recommendation has remained unchallenged and was part of Chicago's plan that emerged from the Great Depression of 1933. Keynesian IS and LM models support counter-cyclical monetary policies. However, Fisher (1977) and Phelps and Taylor (1977) (in the presence of rational expectation), along with Keynesians Woodford (2001) and Giannoni and

Quarterly Journal of Quantitative Economics(JQE) **(2022) 18(4) 67-92**

Shahid Chamran University of Ahvaz

Quarterly Journal of Quantitative Economics

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

Investigating the Cyclical Status of Monetary, Financial Policies in Iran

Seyed Nezamuddin Makyian *, Ali Hussein Samadi **, Javad Amareh ***

** Associate professor, Department of Economics, Faculty of Economics, Management and Accounting, Yazd University, Yazd, Iran(Corresponding Author).*
Email: *nmakiyan@yazd.ac.ir*
0000-0002-8890-3890
Postal address*:. Iran, Yazd Province, Yazd, Safaiyeh,Daneshgah Boulevard, Yazd University, Faculty of Eonomics, Management and Accounting, Department of Economics.*

*** Professor of Economics, Department of Economics, Faculty of Economics, Management and Social Sciences, Shiraz University, Shiraz, Iran.*
Email*: asamadi@rose.shirazu.ac.ir*
**** PhD Candidate, Department of Economics, Faculty of Economics, Management and Accounting, Yazd University, Yazd, Iran.*
Email**:** *jzamareh@gmail.com*

ARTICLE HISTORY	JEL CLASSIFICATION	KEYWORDS
Received: 1 October 2019	***E30, E52, E62***	***Monetary Policy,***
Revision: 22 January 2021		***Structural Vector***
Acceptance: 31 January 2021		***Autoregressive, Iran***

FURTHER INFORMATION:
The present article is taken from the doctoral dissertation of Javad Amareh in the field of economics with supervisor Seyed Nezamuddin Makyian at Yazd University.

ACKNOWLEDGMENTS: Acknowledgments may be made to individuals or institutions that have made an important contribution.
CONFLICT OF INTEREST: The authors declare no conflict of interest.
FUNDING: The authors received no financial support for this article's research, authorship, and publication.

Shahid Chamran University of Ahvaz
Quarterly Journal of Quantitative Economics
(former Economic Studies)

Petrariu, I. R., Bumbac, R., & Ciobanu, R. (2013). Innovation: a path to competitiveness and economic growth. The case of CEE countries. *Theoretical and Applied Economics*, 20(5(582)), 15-26.

Rabiei, M. (2008). The role of research and development in economic development of the countries. *Roshd-e-Fanafari*. 4(15): 35-40. (in Persian). Available at: http://roshdefanavari.ir/en/Article/13930609127201843

Romer, D. (2012). *Advanced macroeconomics*. McGraw-Hill, Irwin. Massachusetts: Boston.

Shahabadi, A., Rahnama, B. & Omidi, A. (2019). The Interaction of Oil Revenue with the Governance Index on the Formation of Physical Capital. *Quarterly Journal of Quantitative Economics (JQE)*, 15(3), 21-42. (in persian). DOI: 10.22055/JQE.2018.22611.1667

Seenaiah, K., & Rath, B. N. (2018). Determinants of Innovation in selected manufacturing firms in India: role of R&D and exports. Science, *Technology and Society*, 23(1), 65-84.

Souri, Ali. (2015). *Econometrics (Advanced). Second Volume. With Eveiws 8 and STATA 12 application*. Farhang Shenasi Press. Tehran. Iran. (in Persian).

Wan, J., & Zhang, J. (2016). Money and growth through Innovation cycles with leisure. *Economics Letters*, 148(C), 23-26.

Zheng, G., Wang, S., & Xu, Y. (2018). Monetary stimulation, bank relationship and Innovation: Evidence from China. *Journal of Banking & Finance*, 89(C), 237-248.

Bayarcelik, E. B., & Taşel, F. (2012). Research and development: Source of economic growth. *Procedia-Social and Behavioral Sciences*, 58, 744-753.

Branson, W, H. (2018). *Macroeconomic Theory and Policy*. Ney Press. Tehran, Iran. (in Persian).

Chen, H. J. (2018). Innovation, FDI, and the long-run effects of monetary policy. *Review of International Economics*, 26(5), 1101-1129.

Chu, A. C., & Cozzi, G. (2014). R&D and economic growth in a cash-in-advance economy. *International Economic Review*, 55(2), 507-524.

Costamagna, R. (2015). Inflation and R&D investment. *Journal of Innovation Economics Management*, 17(2), 143-163.

Davoodi, P., Samsami, H. (2009). *The Economics of Money and Banking*. Beheshti University Press. Tehran, Iran. (in Persian).

Ghaed, E., Dehghani, A., Fattahy, M. (2019). The effect of Types renewable resources on the economic growth of Iran. *Economic Growth and Development Research*. 9(35): 137-148.

Kacprzyk, A., & Doryń, W. (2017). Innovation and economic growth in old and new member states of the European Union. *Economic research-Ekonomska istraživanja*, 30(1), 1724-1742.

Malpas, S. (2004). *The postmodern*. Routledge.

Maradana, R. P., Pradhan, R. P., Dash, S., Zaki, D. B., Gaurav, K., Jayakumar, M., & Sarangi, A. K. (2019). Innovation and economic growth in European economic Area countries: The granger causality approach. *IIMB Management Review*. https://doi.org/10.1016/j.iimb.2019.03.002

Mishkin, F. S. (1995). Symposium on the monetary transmission mechanism. *Journal of Economic perspectives*, 9(4), 3-10.

Moran, P., & Queralto, A. (2018). Innovation, productivity, and monetary policy. *Journal of Monetary Economics*, 93(C), 24-41.

Omidi, V., Shahabadi, A., Mehregan, N. (2018). The Effect of Knowledge Spillover and Institutional Quality on the Innovation Growth in Selected OIC Countries. *Technology Development Management*. 4(6): 9-30. (in Persian). DOI: 10.22104/JTDM.2019.2862.1967

Omidi, V., Shahabadi, A., & Mehregan, N. (2018). Innovation drivers in developing countries. *Journal of the Knowledge Economy*, *11*(2), 707-720.

Pece, A. M., Simona, O. E. O., & Salisteanu, F. (2015). Innovation and Economic Growth: An Empirical Analysis for CEE Countries. *Procedia Economics and Finance*, 100(26), 461-467.

Shahid Chamran University of Ahvaz
Quarterly Journal of Quantitative Economics
(former Economic Studies)

FINDINGS

The results show that monetary policies with money stock as a proxy had a negative and significant effect on Innovation in Iran. However, the influence of Innovation on GDP was positive and significant. Therefore, the monetary policy harmed GDP through the Innovation channel.

CONCLUSION

By implementing a change to relative prices of production factors, it is expected to see rational producers substitute less expensive combination of factors of production. In that case, the implemented policies will determine which factors will be used more in the production process. Interestingly, in our study period, the effect of monetary policy on GDP and GDP without Oil thorough innovation was negative. Therefore, these policy recommendations can be suggested:

- I.R.Iran Central bank should be careful about its policies on the innovation market and should implement policies to change the current situation.

- Also, Central bank's consultants should recommend policies that aim at knowledge-based economy expansion without any political consideration.

Reference

Acikgoz, S., & Ben Ali, M.S. (2019). Where does economic growth in the Middle Eastern and North African countries come from? *The Quarterly Review of Economics and Finance*, https://doi.org/10.1016/j.qref.2019.03.007

Aghdam, N., Dehghan, T, A., Rezaei, A. & Beik, M, H. (2011). The Effect of Innovation on Economic Growth: (A Case Study in Selected Islamic Countries). *Educational Administration Research*, 3(9), 159-182. (in Persian) Available at: https://jearq.riau.ac.ir/article_492.html?lang=en

Amore, M. D., Schneider, C., & Žaldokas, A. (2013). Credit supply and corporate Innovation. *Journal of Financial Economics*, 109(3), 835-855.

Arrow, K. J. (1962). The economic implications of learning by doing. *The Review of Economic Studies*, 29(3), 155-173.

How to Cite:
Omidi, Vahid, Shahabadi, Abolfazl. (2022). The Impact of Monetary Policy on the GDP of Iran through Innovation Channel. Quarterly Journal *of Quantitative Economics (JQE), 18*(4), 37-65.
10.22055/JQE.2021.30903.2139

© 2022 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

Nowadays, countries should consider the expansion of the knowledge-based economy to witness endogenous and extroverted growth. So, the government and central bank's policies should be designed to support the new factors of production, like human capital, R&D, and Innovation. To do so, this study tries to illustrate if monetary policies implemented by the central bank of I.R. Iran between 1978 and 2016 were aligned with the expansion of the innovation market, as one of the prominent factors of a knowledge-based economy.

METHODOLOGY

In this study, we used a simultaneous equation system to investigate the monetary policy effect on GDP through innovation channel in the period of 1978 to 2016.

The data was extracted from the central bank of I.R. Iran, and since this study tries to investigate the monetary policy effect on GDP through innovation channel, its spatial scope is national.

Specifying research model

To investigate the study's hypotheses following equations were used:

(1) $$LGDP_t = \beta_0 + \beta_1 LIN_t + \beta_2 LL_t + \beta_3 LK_t + \varepsilon_t$$

(2) $$Linn_t = \gamma_0 + \gamma_1 L\left(\frac{K}{L}\right)_t + \gamma_2 LGDP_t + \gamma_3 LM_t + \upsilon_t$$

In these equation IN, L, K, $\left(\frac{K}{L}\right)$, and M refer respectively to Innovation, Labor force, Physical capital stock, Physical capital Intensity, and Monetary policy index. It should be noted that since four different monetary indexes were used, four systems of the simultaneous equation were estimated too.

Quarterly Journal of Quantitative Economics(JQE) **(2022) 18(4) 37-65**

Shahid Chamran University of Ahvaz

Quarterly Journal of Quantitative Economics

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

The Impact of Monetary Policy on the GDP of Iran through Innovation Channel

Vahid Omidi,* Abolfazl Shahabadi **

** Post-Doctoral researcher, Faculty of Social Sciences and Economics, Alzahra university, Tehran, Iran. (Corresponding Author)*
Email: *vahidomidi.eco@gmail.com*
*** Professor of Economics, Faculty of Social Sciences and Economics, Alzahra university, Tehran, Iran.*
Email*: a.shahabadi@alzahra.ac.ir*
0000-0003-2074-3920
Postal address*: Iran, Hamedan, Hamedan, Shahrak-shahid-Madani, Imam Khomeini Boulevard, Yadegar Imam Boulevard, The residential complex of Darya, Unit 504.*

ARTICLE HISTORY	JEL CLASSIFICATION	KEYWORDS
Received: 31 August 2019 ***Revision: 21 January 2021*** ***Acceptance: 23 January 2021***	***B22 ،E52 ،O11***	***Innovation, Knowledge-Based Economy, Monetary Policy, Central Bank***

FURTHER INFORMATION:
This paper is based on the project named "Challenges and strategies of monetary policies of the central bank in promoting domestic production" which have been financed by The Expediency Discernment Council Plan Information.

ACKNOWLEDGMENTS: Acknowledgments may be made to individuals or institutions that have made an important contribution.
CONFLICT OF INTEREST: The authors declare no conflict of interest.
FUNDING: This article is funded by The Expediency Discernment Council Plan Information

Shahid Chamran University of Ahvaz
Quarterly Journal of Quantitative Economics
(former Economic Studies)

Tankoyeva, V., Bazzana, F., & Gabriele, R. (2018). The stability of the financial system: an analysis of the determinants of Russian bank failures. *In Research Handbook of Investing in the Triple Bottom Line*. Edward Elgar Publishing.

Tarkhani, A., Nazari, A., niloofar, P. (2020). Investigating effective factors on the Efficiency of Iranian Banking Industry (Simar and Wilson's two-stage method). *Quarterly Journal of Quantitative Economics*, 17(2), 1-41. (in persian) Available at: https://jqe.scu.ac.ir/article_14838.html

Torbat, A. (2005). Impact of US Trade and Financial Sanctions on Iran. *The World Economy*, 28(3), 407-434.

Trad, N., Trabelsi, M. A., & Goux, J. F. (2017). Risk and profitability of Islamic banks: A religious deception or an alternative solution?. *European Research on Management and Business Economics*, 23(1), 40-45.

Van Greuning, H., & Iqbal, Z. (2008). Risk analysis for Islamic banks. *World Bank Publications.*

Vesali, S., & Torabi, M. (2010). The Effects of Banks' Sanctions on the Economy and the Banking System, *Banking and Economics*, 111, 38-44. (in persian) Available at: http://ensani.ir/fa/article/218775

Vo, D. H., Nguyen, V. M., QUANG-TON LE, P. H. A. T., & Pham, T. N. (2019). The determinants of financial instability in emerging countries. *Annals of Financial Economics*, *14*(02), 1950010.

Zarei, Z., Komijani, A. (2015). Identification and Prediction of Banking Crisis in Iran. *Economical Modeling*, 9(29), 1-23.

Faraji Dizaji, S. (2013). Financial sanctions and Iranian banks' performance. *Journal of Money and Economy*, 8(4), 99-136. (in persian) Available at: http://jme.mbri.ac.ir/article-1-170-en.html

Ghenimi, A., Chaibi, H., & Omri, M. A. B. (2017). The effects of liquidity risk and credit risk on bank stability: Evidence from the MENA region. *Borsa Istanbul Review*, *17*(4), 238-248.

Hatipoglu, E., & Peksen, D. (2018). Economic sanctions and banking crises in target economies. *Defence and Peace Economics*, *29*(2), 171-189.

Hou, X., & Wang, Q. (2016). Institutional quality, banking marketization, and bank stability: Evidence from China. *Economic Systems*, *40*(4), 539-551.

Imbierowicz, B., & Rauch, C. (2014). The relationship between liquidity risk and credit risk in banks. *Journal of Banking & Finance*, 40, 242-256

khateri, Z., njarzadeh, R., Agheli-Kohnehshahri, L. (2021). The Impact of Economic Sanctions on Capital Account in Iran. *Quarterly Journal of Quantitative Economics*, 18(3), 135-162. (in persian) Available at: https://jqe.scu.ac.ir/article_14639.html

Kimasi, M., Ghaffari Nejad, A., & Rezaei, S. (2016). The effect of sanctions on the country's banking system on their profitability, *Journal of Monetary And Banking Research*, 9 (28), 171-197. (in persian) Available at: https://www.sid.ir/fa/journal/ViewPaper.aspx?id=314022

Knoop, T. A. (2008). Modern financial macroeconomics: panics, crashes, and crises. *Blackwell Pub*.

Maji, S. G., Dey, S. O. M. A., & Jha, A. K. (2011). Insolvency risk of selected Indian commercial banks: A comparative analysis. *International Journal of Research in Commerce, Economics and Management*, *1*(5), 120-124.

Mare, D. S., Moreira, F., & Rossi, R. (2017). Nonstationary Z-score measures. *European. Journal of Operational Research*, 260(1), 348-358.

Minsky, H. P. (1982). The financial-instability hypothesis: capitalist processes and the behavior of the economy.

Mishkin, F. S.(2010).The Economics of Money, Banking & Financial Markets. *Prenitce Hall*.

Mitchell, W. C. (1941). CRISES. In *Business Cycles and Their Causes* (pp. 71-128). University of California Press.

Moyo, B. (2018). An Analysis of Competition, Efficiency and Soundness in the South African Banking Sector.

Perez-Campanero, J., Leone, A. M., & Sundararajan, V. (1991). Liberalization and financial crisis in Uruguay (1974-1987). *IMF Working Papers*, *1991*(030).

Shafik, S. (2014). Financial stability and liquidity: evidence from conventional and Islamic banks in the GCC region.

Tan, Y. (2016). The impacts of risk and competition on bank profitability in China. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 40, 85-110.

Arellano, M., & Bover, O. (1995). Another look at the instrumental variable estimation of error-components models. *Journal of econometrics*, 68(1), 29-51.

Barros, C. P., Ferreira, C., & Williams, J. (2007). Analysing the determinants of performance of best and worst European banks: A mixed logit approach. *Journal of Banking & Finance*, 31(7), 2189-2203.

Beck, T., Demirgucx-Kunt, A., & Levine, R. (2006), Bank supervision and corruption in lending, *Journal of Monetary Economics*, 53, 2131–2163.

Blundell, R., & Bond, S. (1998). Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models. *Journal of econometrics*, 87(1), 115-143

Caiazza, S., Cotugno, M., Fiordelisi, F., & Stefanelli, V. (2014). *Bank Stability and Enforcement Actions in Banking*.

Caprio, G., & M Soledad Martinez-Peria.(2000). Avoiding disaster: Policies to Reduce the Risk of Banking Crises, Discussion Paper, Cairo, Egypt: Egyptian Center for Economic Studies.

Christoph, J. (2004). Express credit and bank default risk an application of default prediction models to banks from emerging market economics.*In International conference on emerging market and global risk management*, university of Westminster, London, UK.

Čihák, M., & Hesse, H. (2010). Islamic banks and financial stability: An empirical analysis. *Journal of Financial Services Research*, *38*(2-3), 95-113.

Davis, E.P., Zhu, H.(2005). Commercial property prices and bank performance. BIS Working Paper No. 175.

Delis, M. D., & Staikouras, P. K. (2011). Supervisory effectiveness and bank risk. *Review of Finance*, 15(3), 511-543.

Delis, M.D., Staikouras, P., Tsoumas, C., 2013. Enforcement actions and bank behavior. MPRA Paper 43557, University Library of Munich, Germany.

Diamond, D. W., & Dybvig, P. H. (1983). Bank runs, deposit insurance, and liquidity. *Journal of political economy*, *91*(3), 401-419.

Domac. I & Martinez, Peria. M.S.(2003). Banking crises and exchange rate regimes: Is There a Link? Journal of International Economics, 61: 41-72.

Dos Santos, J. V. T. (2004). The world police crisis and the construction of democratic policing. *International Review of Sociology*, *14*(1), 89-106.

Eghbali, M., & Ghanbari, B. (2015). The Effects of Economic Sanctions on International Banking, *Quarterly Journal of New Research in the Humanities*, 1(2), 185-212. (in persian) Available at: https://civilica.com/doc/628481/

Elsa, E., Utami, W., & Nugroho, L. (2018). A Comparison of Sharia Banks and Conventional Banks in Terms of Efficiency, Asset Quality and Stability in Indonesia for the Period 2008-2016. International Journal of Commerce and Finance, 4(1), 134-149

Eyler, R. (2007). Economic sanctions: international policy and political economy at work. Palgrave, New York. http://dx.doi.org/10.1057/9780230610002.

especially two-stage system-generalized method (SYS-GMM) is used. This can dynamically present the results with less error.
Specifying research model
The model is specified based on Kayaza et al. (2014) as follows:

$$Z_{it} = b_0 + b_1 Z_{i,t-1} + b_2 SANC_t + b_3 CR_{it} + b_4 LR_{it} + b_5 MR_{it} + b_6 INEFFI_{it} + b_7 size_{it} + b_8 GDP_t + b_9 INF_t + b_{10} DSC_t + \epsilon_{it}$$

In this model i: Banks, t: time, α: intercept and b: the coefficients of the explanatory variables, banking stability index: (Z). Dummy Variable Sanctions: (SANC), Credit Risk: (CR), Liquidity Risk: (LR), Market Risk: (MR), Inefficiency: (INEFFI), Bank Size: (size), GDP per capita: (GDP), Inflation rate: (INF), current account (DCA).

FINDINGS

Sanctions have a significant negative effect on the banking stability of Iran. In addition, inefficiency, credit risk, and liquidity have led to a decline in bank stability but the size of the bank and market risk have a significant positive effect on banking stability. Also, inflation and GDP have significant negative effects and the current account is significantly positively associated with banking stability.

CONCLUSION

The research hypothesis, that sanctions have a significant negative effect on the stability of Iranian banks, can not be rejected. It may be interpreted that banking sanctions lead to international invalidity and increase the credit risk, resulting in banking instability due to increasing financial costs through bypassing sanctions and finance at a higher cost. Therefore, the central bank is recommended to adopt policies to reinforce the banking system against sanctions, including the use of a SWIFT's alternative messenger system or new financial technologies, especially Blockchain and digital currencies with decentralized supervision.

Reference

Abel, S., Le Roux, P., & Mutandwa, L. (2018). Competition and Bank Stability. *International Journal of Economics and Financial Issues, 8(3*), 86-94.

Allen, F., & Gale, D. (1998). Optimal financial crises. *The journal of finance*, *53*(4), 1245-1284.

Shahid Chamran University of Ahvaz
Quarterly Journal of Quantitative Economics
(former Economic Studies)

How to Cite:
Asadi, Zohreh, Yavari, Kazem. (2022). The Effect of Sanctions on Financial Instability of Iranian Banks. Quarterly Journal *of Quantitative Economics(JQE)*, 18(4), 1-35.
10.22055/JQE.2020.30490.2131

© 2022 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

Financial institutions, especially the banking system, play a key role in the economic system; on the one hand, they provide economic growth and development and on the other hand, they may lead to the conditions of disorder and collapse in an economic system. Therefore, the existence of an efficient and stable banking system to prevent or reduce the likelihood of financial and consequently economic crisis is critical. For this reason, Western governments try to affect our economy through financial sanctions. This increases the business risk and costs of the banking system and economic activists, disrupting all international businesses and financial transactions. sanctions as an external shock can potentially have destabilizing effects on the financial system, especially on the banking system and consequently the economy of a country (in terms of revenue and expenditure). In contrast, some economists believe that sanctions do not affect Iran's banking system. In this case, the inefficiency of Iran's banking system regarding international regulations, as well as high credit risk at the international level, is pseudo-sanctioned, causing the unwillingness of foreign banks to cooperate with Iran. Due to this disagreement, the main purpose of this study is to investigate the effect of banking sanctions and their channels on the financial instability of Iran banks using the Z-score index.

METHODOLOGY

To obtain the purposes of this research, a hypothesis has been formulated that bank sanctions have a significant negative effect on banks' financial stability. To test the hypothesis, the financial data relating to a sample of 18 Iranian banks are collected for the period 2007-2017. Dynamic panel data approach

Quarterly Journal of Quantitative Economics(JQE) **(2022) 18(4) 1-35**

Shahid Chamran University of Ahvaz

Quarterly Journal of Quantitative Economics

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

The Effect of Sanctions on Financial Instability of Iranian Banks

Zohreh Asadi *, Kazem Yavari **

** Ph.D. Student of Financial Economics, Department of Economics, Faculty of Management and Economics, Sharif University of Technology, Tehran, Iran (Corresponding Author)*
Email: *zohreh.asadi@gsme.sharif.edu*
0000-0002-7002-6156
Postal address: *Iran, North Khorasan Province - Bojnourd - Imam Reza Blvd - Setayesh Street -9416694371*

*** Professor of Economics, Department of Economics, Faculty of Economics, Management and Accounting, Yazd University, Yazd, Iran.*
Email*: kyavari@yazd.ac.ir*

ARTICLE HISTORY	JEL CLASSIFICATION	KEYWORDS
Received: 30 July 2019	***G01 ,G21 ,G32 ,G33***	***Banking Instability, Z-score Index ,Sanction, System GMM, Iran***
Revision: 12 February 2020		
Acceptance: 4 June 2020		

ACKNOWLEDGMENTS: Acknowledgments may be made to individuals or institutions that have made an important contribution
CONFLICT OF INTEREST: The authors declare no conflict of interest.
FUNDING: The author(s) received no financial support for the research, authorship, and publication of this article.

Contents:

The Effect of Sanctions on Financial Instability of Iranian Banks..... 1
Zohreh Asadi, Kazem Yavari

The Impact of Monetary Policy on the GDP of Iran through Innovation Channel …….……..…...…..7
Vahid Omidi, Abolfazl Shahabadi

Investigating the Cyclical Status of Monetary, Financial Policies in Iran ……13
Seyed Nezamuddin Makyian, Ali Hussein Samadi, Javad Amareh

Investigating the rate of transfer of regime in the asymmetric effect of exchange rate on Iran's non-oil exports……..20
Moslem Ansarinasab, Parisa Pas

Investigating the Simultaneous Impact of Institutional Quality and Tax Evasion on the Performance of the Tax System in Selected Mena Countries ……....28
Hojjat Izadkhasti, Yadollah Dadgar, Pouria Beygi

Comparing the Forecasting of Iranian Inflation with many predictors……....35
Teymour Mohammadi, Javid Bahrami, Fatemeh Fahimifar
Iran's role in the future of EU Energy supply ……....43
Fatemeh Hamoei, Kayhan Barzegar, Hamid Ahmadi, Hosein Daheshiar

Quarterly Journal of Quantitative Economics (JQE)

(Previously Economic Review)

Faculty of Economics and Social Sciences

Shahid Chamran University of Ahvaz

Vol. 18, No. 4, Winter 2022

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.)
Secretarial Services: 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. 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
M. Renani	Professor, Isfahan University
M. Zarra Nezhad	Professor, Shahid Chamran University of Ahvaz
M.G. Yousefy	Professor, Allame Tabatabaie University
H. Kurdbacheh	Associate professor, Alzahra University
M. Sameti	professor, Isfahan University
S. M. Afghah	Associate professor, Shahid Chamran University of Ahvaz
M. Emadzadeh	Emeritus Professor, Isfahan University
A. Majid Ahangari	Emeritus Professor, Shahid Chamran University of Ahvaz

International Board:

javad Salehi-Isfahani	Professor of Economics of Virginia Polytechnic Institute and State University: Blacksburg, VA, US
Gh.Nakhaeizadeh	Professor, Karlsruhe University
Mohsen Afsharian	Post-doctoral Technical University of Braunschweig Institute

Quarterly Journal of Quantitative Economics

Abbreviated Title: JQE
Research Areas: Theoretical Economics and Applied Economics
Frequency: Quarterly
Publisher: Shahid Chamran University of Ahvaz, Iran
Publishing License: No. 124/720, dated: 2004/3/17, Language: Farsi-English
Address: Shahid Chamran University of Ahvaz, Golestan Street, Ahvaz, 61357-43337 Iran
Telefax: +986133335664
E-mails: JQE [at] scu.ac.ir
Website: http://jqe.scu.ac.ir
DOI: 10.22055/JQE
Open Access: Yes
Licenced by: CC BY-NC 4.0
Policy: Peer-Reviewed, Unspecified sides
Language: Persian
Abstracts Available in: English
Submission Fee: 1000000 Rials which will be taken after the approval of the article for submission to the judgment board.
Publication Fee: 250000 Rials which will be taken for publication after accepting the article.
Print ISSN: 2008-5850
Online ISSN: 2717-4271
Indexed and Abstracted in: Islamic World Science Citation Center (ISC) www.ISC.gov.ir & www.ricest.ac.ir
Copyright © 2008-2021 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)

(Previously Economic Review)

Faculty of Economics and Social Sciences

Shahid Chamran University of Ahvaz

Vol. 18, No. 4, Winter 2022

(Serial number 71)

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 (former Economic Studies) received a Scientific-Research rank. It is also indexed in the Islamic World Science Citation Centers (ISC), Jihad Scientific Information Database (SID), National Publications Database (Magiran), Noor Specialized Database, and Google Scholar scientific website.