فصلنامه علمی

اقتصاد مقداری

(بررسی‌های اقتصادی سابق)

دانشکده اقتصاد و علوم اجتماعی دانشگاه شهید چمران اهواز

دوره بیستم، شماره چهارم، زمستان ۱۴۰۲

(شماره مسلسل ۷۹)

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

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

نشریه اقتصاد مقداری جهت تعاملات دوسویه و استفاده از ظرفیت‌های موجود، با انجمن علمی اقتصاد توسعه منطقه‌ای ایران تفاهم نامه ی همکاری امضا کرده است.

فصلنامه علمی اقتصاد مقداری

عنوان اختصاری: JQE

محورهای مطالعاتی: اقتصاد نظری و اقتصاد کاربردی

دوره انتشار: فصلنامه

صاحب امتیاز: دانشگاه شهید چمران اهواز

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

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

پست الکترونیکی: jqe@scu.ac.ir؛

آدرس سامانه: jqe.scu.ac.ir

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

DOI: 10.22055 / JQE

دسترسی: آزاد

دارای مجوز: CC BY-NC 4.0

زبان: فارسی - انگلیسی

نوع داوری: داوری همتا، دو سویه نامشخص

هزینه ارسال مقاله :۱۰۰۰۰۰۰ ریال که بعد از تایید مقاله برای ارسال به داوری اخذ می‌شود.

هزینه چاپ مقاله: ۲۵۰۰۰۰۰ ریال که بعد از پذیرش مقاله برای چاپ اخذ می‌شود.

شاپا چاپی: ۲۰۰۸-۵۸۵۰

شاپا الکترونیکی: ۲۷۱۷-٤۲۷۱

کپی رایت © ۲۰۲۳ دانشگاه شهید چمران اهواز.

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

فصلنامه علمی ـ پژوهشی

اقتصاد مقداری

(بررسی‌های اقتصادی سابق)

دانشکده اقتصاد و علوم اجتماعی دانشگاه شهید چمران اهواز

دوره بیستم، شماره چهارم، زمستان ۱۴۰۲

صاحب امتیاز: دانشگاه شهید چمران اهواز

مدیر مسئول: دکتر حسن فرازمند

سردبیر: دکتر سید عزیز آرمن

دبیر اجرائی: دکتر سید مرتضی افقه

مدیر داخلی: دکتر سید امین منصوری

ویراستار انگلیسی: دکتر امیر مشهدی

ویراستار فنی و صفحه آرا: آزاده بدوی

هیات تحریریه:

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

هیات تحریریه بین المللی:

دکتر محسن بهمنی اسکویی	استاد برجسته دانشگاه ویسکانسین-میلواکی
دکتر جواد صالحی اصفهانی	استاد دانشکده اقتصاد انستیتوی پلی تکنیک ویرجینیا
دکتر امیر کیا	استاد دانشکده اقتصاد گروه مالی و اقتصاد، دانشگاه یوتا ولی
دکتر غلامرضا نخعی زاده	استاد دانشگاه کارلزروحیه آلمان
دکتر محسن افشاریان	پسادکتری دانشگاه فنی مؤسسه کنترل و حسابداری برونشوویگ آلمان

همکاران علمی:

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

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

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

راهنمای تدوین و شرایط پذیرش و ارسال مقالات

شرایط ارسال مقاله در فصلنامه اقتصاد مقداری:

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

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

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

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

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

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

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

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

۵- به غیر از چکیده ی فارسی کوتاه که در فرمت اصلی مقاله ارسال می شود، چکیده گسترده (Extended Abstract) به صورت فارسی و انگلیسی حداقل ٤٥٠ کلمه (مطابق با فرم شماره٤) ارسال شود.

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

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

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

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

۱۰- مقاله همراه با تعهد نامه نویسنده مسئول، در زمان ارسال فایل مقاله به عنوان فایل تکمیلی (فرم های شماره ۱، ۲، ۳ و ٤) ارسال گردد. پس از دریافت فایل الکترونیکی مقاله، کد رهگیری برای اطلاع از فرآیند بررسی، داوری و سایر پیگیری ها به نویسنده مسئول اختصاص و به آدرس الکترونیکی وی ارسال می شود.

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

فهرست مقالات

واکنش اقتصاد ایران نسبت به سیاست‌های پولی و ارزی با تکیه بر بخش خارجی و رویکرد تحلیل تعادل عمومی پویای تصادفی.....۱

یوسف الباجی، کریم آذربایجانی، سعید دائی کریم زاده

کیفیت نهادی و فرار مالیاتی در ایران.....۳۸

مهدیه رضاقلی زاده، امیرحسین عالمی

اثر حجم نقدینگی بر تورم در ایران با رویکرد مدل پارامتر زمان متغیر..... ۸۷

سیدقربان علی‌زاده کلاگر، ابوالقاسم اثنی عشری، محمدرضا پورقربان و محمدحسین احسان‌فر

تاثیر تلاطم‌های ارزی در اثرگذاری سیاست‌های پولی بر تراز تجاری غیرنفتی ایران با تاکید بر تغییرات رژیمی..... ۱۱۱

لیلا آرغا، یوسف محنت‌فر ، میثم رادپور و دل‌آرا رازه

اثر تروریسم بر رشد اقتصادی در کشورهای منتخب خاورمیانه: رویکرد اقتصادسنجی فضایی تابلویی..... ۱٤٦

مجتبی کفایت، مهرزاد ابراهیمی، هاشم زارع، عباس امینی فرد

ارزیابی عملکرد بانکداری اسلامی در مقایسه با بانکداری متعارف در کشورهای منتخب.....۱۸۰

اصغر ابوالحسنی هستیانی، مینو امینی میلانی، علیرضا شریف مقدسی، رحیم بیات

فصلنامه‌ی اقتصاد مقداری (بررسی‌های اقتصادی سابق) زمستان ۱۴۰۲ ۲۰(۴) ۳۷-۱

فصلنامه‌ی اقتصاد مقداری

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

واکنش اقتصاد ایران نسبت به سیاست‌های پولی و ارزی با تکیه بر بخش خارجی و رویکرد تحلیل تعادل عمومی پویای تصادفی

یوسف الباجی*، کریم آذربایجانی**، سعید دائی کریم زاده***

** دانشجوی دکتری علوم اقتصادی، دانشگاه آزاد اسلامی، واحد اصفهان (خوراسگان)، اصفهان، ایران.*
*** استاد گروه اقتصاد، دانشکده علوم اداری و اقتصاد، دانشگاه اصفهان، اصفهان، ایران. (نویسنده مسئول)*
**** دانشیار گروه علوم اقتصادی، دانشگاه آزاد اسلامی، واحد اصفهان (خوراسگان)، اصفهان، ایران.*

اطلاعات مقاله	طبقه‌بندیJEL: E52, E47, E61, F41
تاریخ دریافت: ۱۹خرداد ۱۳۹۹	*واژگان کلیدی:*
تاریخ بازنگری: ۲ اسفند ۱۳۹۹	*الگوی تعادل عمومی پویای تصادفی، تراز تجاری، نظام ارزی مدیریت شده، نظام ارزی شناور، نظام ارزی میخکوب شده*
تاریخ پذیرش: ۷ اسفند ۱۳۹۹	
ارتباط با نویسنده (گان) مسئول:	*آدرس پستی:*
ایمیل: k_azarbayjani@ase.ui.ac.ir	*اصفهان، میدان آزادي، دانشگاه اصفهان، دانشکده اقتصاد، گروه علم اقتصاد*
0000-0002-6561-0809	

اطلاعات تکمیلی:

این مقاله برگرفته از پایان نامه‌ی دکتری یوسف الباجی در رشته علوم اقتصادی به راهنمایی دکتر کریم آذربایجانی و مشاوره دکتر سعید دائی کریم زاده در دانشگاه آزاد اسلامی واحد اصفهان (خوراسگان) است.

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

چکیده

ظهور مکتب کینزین‌های جدید و تأثیر شگرف آن بر مدلسازی تعادل عمومی پویای تصادفی (DSGE) همچنین تلفیق این مدل‌ها با مفاهیمی مانند چسبندگی‌های اسمی و رقابت انحصاری باعث شد این الگوها در مرکز توجه محافل اقتصاد پولی و بانکهای مرکزی قرار گیرد. این مقاله در چارچوب این مکتب و با بهره‌گیری از ادبیات چنین الگوهایی به طراحی و تنظیم یک مدل DSGE قابل برآورد برای اقتصاد ایران پرداخته و با شبیه سازی آن، آثار ناشی از اجرای سیاست‌های پولی و ارزی را از طریق ابزارهای سیاستگذاری ، بر متغیرهای کلان مورد سنجش قرار داد. به منظور تدوین الگوی مناسب، نخست با توجه به واقعیت‌های اقتصاد ایران معادلات رفتاری فعالان اقتصادی تصریح گردید. به طور سنتی یک تابع مطلوبیت بین دوره ای و یک تابع تولید و سود به ترتیب برای تبیین رفتار مصرف کنندگان و تولیدکنندگان درنظر گرفته شد و سپس بخش خارجی در قالب تراز تجاری (خالص صادرات) به مدل اضافه شد. سیاستگذاری با استفاده از قاعده ساده بهینه و تحت سه نظام ارزی مدیریت شده، شناور و میخکوب شده اعمال شد. مقام پولی (بانک مرکزی) نیز چهار شیوه برای اعمال سیاست‌های ذکر شده طراحی کرده است: هدفگذاری تورم، هدفگذاری تولید، هدفگذاری توام تورم و تولید و در نهایت هدفگذاری توام تورم، تولید و نرخ ارز واقعی. متغیرهای کلان مورد بررسی عبارتند از شکاف تولید، تراز تجاری کشور (بدون نفت)، نرخ تورم و نرخ ارز واقعی . ابزارهای سیاستگذاری نیز شامل نرخ سود بانکی، ذخایر خارجی بانک مرکزی و نرخ تغییر در نرخ ارز اسمی است. پس از طراحی مدل قابل برآورد برای اقتصاد ایران و تعیین پویایی‌های لازم آن، سیستم معادلات خطی تهیه و تدوین گردید. آثار و تبعات سیاست گذاری‌های پولی و ارزی بر متغیرهای بخش خارجی با توجه به وزن این بخش در تولید و اشتغال، بر اساس روابط پویای مدل مورد بررسی قرار گرفته و کنش و واکنش و چگونگی تأثیرپذیری تراز تجاری کشور از این سیاست‌ها در قالب نوسانات متغیرهای مورد بررسی اندازه گیری شد. الگو با استفاده از داده‌های واقعی کالیبره و سپس با استفاده از نرم افزار Dynare تحت نرم افزار MATLAB شبیه سازی شد. نتایج نشان داد نظام ارزی مدیریت شده برای همه شیوه‌های چهارگانه فوق، نظام برتر بوده و زیان بانک مرکزی را تا حد زیادی کاهش داده و در مقایسه با سایر نظام‌های ارزی، نوسانات کمتری را در متغیرهای درونزای مدل موجب می‌شود.

ارجاع به مقاله:

الباجی، یوسف.، آذربایجانی، کریم و دائی کریم زاده، سعید. (۱۴۰۲). واکنش اقتصاد ایران نسبت به سیاست‌های پولی و ارزی با تکیه بربخش خارجی و رویکرد تحلیل تعادل عمومی پویای تصادفی. *اقتصاد مقداری (بررسی‌های مقداری سابق)*، ۲۰(۴)، ۳۷-۱

10.22055/jqe.2021.33852.2255

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

۱- مقدمه

مکتب کینزین‌های جدید و تأثیر شگرف آن بر مدلسازی تعادل عمومی پویای تصادفی[1] (DSGE) همچنین تلفیق این مدل‌ها با مفاهیمی مانند چسبندگی‌های اسمی و رقابت انحصاری باعث شد این الگوها در مرکز توجه محافل اقتصاد پولی و بانک‌های مرکزی قرار گیرد. بر این اساس در این تحقیق یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی اقتصاد باز با یک مقیاس بزرگ برای اقتصاد ایران به عنوان یک کشور کوچک و باز (SOE) تنظیم و جهت تبیین تاثیرات سیاست‌های پولی و ارزی بر بخش خارجی (با تکیه بر تراز تجاری)، مقدار دهی و سپس شبیه‌سازی شده است.

آثار و تبعات سیاست گذاری‌های پولی و ارزی بر متغیرهای بخش خارجی از عناصر اصلی تحقیق حاضر به شمار می‌رود. بر این اساس این مطالعه به دنبال بررسی پویای بازار پول و ارز بر نوسانات بخش حقیقی اقتصاد ایران در چارچوب الگوهای تعادل عمومی تصادفی پویا بوده است. مهم‌ترین سئوال این پژوهش این است که آیا اختلالات ناشی از سیاست‌های پولی و ارزی موجب بی ثباتی وضعیت تجاری و بحران در بخش خارجی و در نهایت انتقال به کلیت اقتصاد کشور می‌شود یا خیر؟ آیا در چارچوب مدل‌های تعادل عمومی تصادفی پویا، سیاست گذاران اقتصادی به ویژه بانک مرکزی سیاست‌های پولی و ارزی را به منظور تثبیت تراز تجاری به کار بگیرند؟

جهت ارزیابی و اندازه گیری آثار و تبعات ناشی از اجرای سیاست‌های پولی و ارزی ابزارهای سیاستگذاری مورد استفاده عبارتند از نرخ سود بانکی، ذخایر خارجی بانک مرکزی و نرخ تغییر در ارز اسمی بوده و نوسانات متغیرهای کلان نظیر تراز تجاری واقعی، شکاف تولید، نرخ تورم، نرخ ارز واقعی و دارایی‌های خارجی به عنوان واکنش اقتصاد نسبت به تغییر ابزارهای سیاستگذاری، مورد سنجش قرار گرفته است. سیاست‌های پولی و ارزی در قالب الگوی سیاستی قاعده ساده بهینه و تحت سه نظام ارزی مدیریت شده، شناور و میخکوب شده تنظیم گردیده است.

فرایند شبیه سازی مدل شامل سه مرحله بوده است. در مرحله اول مدل لگاریتم - خطی با استفاده از ضرایب کالیبره شده بازنویسی شده است. مرحله دوم فرایند تولید داده برای متغیرهای مدل است، در این مرحله با بهره‌گیری از داده‌های از پیش تعیین شده، به

[1] Dynamic Stochastic General Equilibrium (DSGE)

تولید داده برای متغیرهای درونزای مدل پرداخته شده است. مرحله آخر که در واقع مرحله آزمون خوبی مدل است، داده‌های تولید شده توسط سیستم خطی با داده‌های واقعی مورد مقایسه قرار گرفته است.

۲- مروری بر ادبیات و پیشینه پژوهش

مطالعه در زمینه‌ی الگوهای تعادل عمومی تصادفی پویا به ویژه در سال‌های اخیر گسترش زیادی پیدا کرده است. اصلی‌ترین جذابیت‌های این مدل‌ها توضیح همزمانی نوسانات اقتصادی تنها با یک مجموعه از شوک (به عنوان نمونه تغییرات تصادفی در پیشرفت تکنولوژی) بوده است(Kydland & Prescott, 1982). کریستیانو و دیگران (۲۰۰۵) مدل DSGE با مقیاس متوسط و انباشت سرمایه، بهره‌برداری و سرمایه‌گذاری، قدرت انحصاری در بازارهای کالا، نیروی کار، چسبندگی دستمزدها و قیمت‌ها و چسبندگی‌های اضافی دیگر به عنوان مثال‌هایی از هزینه‌های تعدیل یا قیود تحمیل شده به خانوارها و بنگاه‌ها را گسترش داده و تخمین زده‌اند (Christiano, Eichenbaum,& Evans, 2005). در حالی که کریستیانو و دیگران (۲۰۰۵) تکنیک‌های توابع واکنش آنی را به منظور برآورد مقادیر پارامترهای مدل انتخاب کرده‌اند، اسمت و واترز (۲۰۰۳ و ۲۰۰۷) نشان داده‌اند پارامترها می‌توانند به راحتی و به صورت موثری با روش‌های بیزین تخمین زده شوند. این رویکرد به سرعت گسترش یافت و مورد استقبال بانک‌های مرکزی در سراسر جهان قرار گرفت (Smets & Wouters, 2005 and 2007). لوین و دیگران (۲۰۰۳) و تیلور و وایلند (۲۰۱۲) تفاوت‌های سیستماتیک این مدل‌ها با مدل‌های کینزی جدید را ارائه کرده و کاربرد آن‌ها را برای قواعد سیاست پولی مورد ارزیابی قرار داده‌اند. این مدل‌ها می‌تواند برای ارزیابی استراتژی‌های سیاستی متفاوت و توسعه نهادها از قبیل ایجاد منطقه پولی مشترک در اروپا مورد استفاده قرار گیرند. مدل‌های مقیاس متوسط طیف گسترده‌ای از چسبندگی‌ها را به عنوان ابزاری برای پیش بینی، ارزیابی اثر تغییرات سیاستی و منبع نوسانات اقتصاد کلان به وسیله تجزیه تاریخی گسترش داده‌اند (Levin, Wieland & Williams, 2003 and Taylor & Wiland, 2012). زارع(۱۴۰۱) در بررسي خود راجع به واكنش بازده سهام به سياست پولي و اثرات نامتقارن سياست بر بازده سهام در دوره هاي رونق و ركود بازار سهام پرداخته و نتايج حاصل از مدلMS نشان داد كه يك سياست پولي انبساطي احتمال ماندن

در رژیم بازار سهام را افزایش مي دهد در حالي كه احتمال ماندن در دوره رکودبازارسهام را کاهش خواهد داد.

ارزیابی اثر شوک‌های اقتصادی بر متغیرهای واقعی اقتصاد کلان در قالب محاسبه توابع واکنش آنی [۲]، مدل‌های تعادل عمومی تصادفی پویا را برای موسسات پولی و مالی جذابتر کرده است. مدینا و سوتو (۲۰۰۵) در تحقیقی به ارزیابی اثر شوک‌های نفتی بر اقتصاد شیلی پرداخته‌اند. در این مطالعه نفت هم در سبد مصرف کنندگان وهم در تابع تولید بنگاه‌های داخلی بکار رفته است (Medina, & Soto, 2005). براساس چنین شرایطی مطالعه مذکور به شبیه‌سازی تاثیر سیاست‌های پولی بر متغیرهای حقیقی اقتصاد شیلی تحت اثر شوک‌های نفتی پرداخته‌است. نتایج نشان می‌دهد یک افزایش ۱۳ درصدی در قیمت واقعی نفت منجر به کاهش ۵ درصدی محصول و افزایش ۰/۴ درصدی تورم شیلی شده‌است. مشهدي‌زاده و همکاران(۱۴۰۱) در مطالعه‌اي به ارزيابي پاسخ سه رژيم سياست پولي جايگزين به شوك‌هاي رابطه مباده و شوك بهره‌وري بخش صادرات با استفاده از مدل تعادل عمومي تصادفي پويا كينزي(DSGE) پرداختند. نتايج تحقيق آنها نشان داد زماني كه اقتصاد، شوك‌هاي رابطه مباده يا شوك‌هاي بهره‌وري صادراتي را تجربه مي كند، هدف‌گذاري تورم CPI نسبتا بهتر از هدف‌گذاري نرخ ارز و هدف‌گذاري تورم غيرتجاري بهتر در تثبيت اقتصاد كلان است.

تراز تجاری به عنوان متغیر کلیدی اقتصاد مورد توجه بسیاری از محققین حوزه‌ی اقتصاد کلان قرار گرفته و مطالعات زیادی در خصوص رفتار این متغیر انجام شده است که به مهمترین آن‌ها اشاره می‌شود:

بهمنی اسکویی و کانتی پونگ (۲۰۰۱) در پژوهشی شواهدی مبنی بر وجود منحنی J بین تایلند و حداقل دو شریک بزرگ تجاری آن، امریکا و ژاپن یافته‌اند. در این بررسی عملکرد منحنی J کشور تایلند و بزرگترین شرکای تجاری آن شامل آلمان، ژاپن، سنگاپور، انگلستان و امریکا با بهره‌گیری از داده‌های فصلی در طی دوره‌ی ۱۹۹۷:۴-۱۹۷۳:۱ مورد توجه قرار گرفته است (Bahmani-Scooee & Kantipong, 2001) .

در اغلب پژوهش‌های این حوزه تاثیر سیاست‌های پولی و ارزی به صورت تواماً مورد ارزیابی قرار نگرفته و مدلسازی بیشتر حول یک نوع سیاست تمرکز یافته است. بر این اساس

[2] Impulse Response Functions (IRF)

این مطالعه برای رفع این نواقص و همچنین تکمیل ادبیات تجربی پیشین تلاش کرده و با بهره‌گیری از الگوهای تعادل عمومی پویای تصادفی نخست به طراحی و تنظیم مدل متناسب با اقتصاد داخلی پرداخته و سپس به شبیه سازی آن و ارزیابی سیاست‌های پولی و ارزی اقدام نموده است.

۳- الگوی نظری

مدل پایه در این تحقیق مدل دو کشوری است که متناسب با اقتصاد ایران طراحی و تنظیم شده سپس با ایجاد تعدیلاتی این مدل به اقتصاد کوچک باز[3] (SOE) تبدیل شده است. بر این اساس فرض می‌شود دو کشور وجود دارد: کشور خودی[4] یا اقتصاد داخلی (اقتصاد ایران) و کشور خارجی که به ترتیب با H و F شاخص بندی شده‌اند. بدون کاستن از کلیت موضوع و همچنین برای جلوگیری از محاسبات اضافی، فرض شده این کشورها دارای ترجیحات و تکنولوژی یکسان هستند. در هر دو کشور کالاهای مبادله شده و کالاهای مصرفی در تابع مطلوبیت جانشین ناقص تلقی شده است (Escude, 2012).

۳-۱- رفتار خانوار

شکل صریح تابع مطلوبیت خانوارها به صورت زیر است:

$$E_t \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \left(\frac{\varepsilon_t^c C_t^{1-\sigma}}{1-\sigma} + \frac{\varepsilon_t^m}{1-\tau} \left(\frac{M_t}{P_t}\right)^{1-\tau} - \varepsilon_t^n \frac{N_t^{1+\psi}}{1+\psi} \right) \quad (۱)$$

در این رابطه:

$0 \leq \beta \leq 1$ عامل تنزیل مطلوبیت، M مانده‌های اسمی پول، P شاخص قیمت، C مصرف خانوار، N مجموع نیروی کارعرضه شده، τ،σ و ψ به ترتیب عکس کشش جانشینی بین دوره‌ای مصرف، مانده‌های حقیقی و نیروی کار و ε_t^i شوک وارد به بخش i ام اقتصاد است که فرض می‌شود همگی از فرایند AR(1) تبعیت می‌کنند. خانوارها بخشی از منابع خود را برای خرید کالا و خدمات داخلی و خارجی و بخشی دیگر جهت نگهداری مانده‌های پولی جدید و یا خرید اوراق قرضه (داخلی و خارجی) جدید صرف می‌کنند. بر این اساس قید بودجه خانوار به صورت زیر است:

---

[3] Small Open Economy

[4] Home Country

$$C_t+\frac{M_t}{P_t}+\frac{D_{H,t}}{P_t(1+i_t)}+\frac{ER_tD_{F,t}}{P_t(1+i_t^*)x(d_{F,t})}+\frac{T_t}{P_t}\leq\frac{W_t}{P_t}N_t+\frac{M_{t-1}}{P_t}+\frac{D_{H,t-1}}{P_t}+\frac{ER_tD_{F,t-1}}{P_t}+PR_t+TR_t+y_{oil,t} \quad (۲)$$

در این مدل برای سادگی سرمایه حذف شده است. همچنین با توجه به نفتی بودن اقتصاد ایران، فرض بر این است که درآمدهای نفتی (y_{oil}) جزء منابع خانوار بوده و مستقیماً وارد قید بودجه می‌شود (Bahrami, & Qureshi, 2011) . درآمد ناشی از کار، سود حاصل از سبد دارایی‌های داخلی و خارجی ($\frac{D_{H,t-1}}{P_t}+\frac{ER_tD_{F,t-1}}{P_t}$)، سود تقسیم نشده بنگاه‌ها (PR_t) و پرداخت‌های انتقالی دولت (TR_t) جهت مصرف، ایجاد یک سبد دارایی و تراز نقدی جدید و خالص مالیات مورد استفاده قرارمی‌گیرد. در رابطه بالا $1+i_t$ و $1+i_t^*$ به ترتیب متوسط بهره ناخالص روی دارایی‌های داخلی و خارجی است (در این تحقیق متغیر جایگزین نرخ بهره داخلی، متوسط سود سپرده‌های بانکی است که در بخش‌های پایانی به عنوان ابزار سیاستگذاری در نظر گرفته شده است).

$x(0)$ تابع نزولی شوک اقتصادی مربوط به دارایی‌های خارجی واقعی است و توسط رابطه زیر مشخص می‌شود (Malik, 2006):

$$x(d_{F,t})=kExp(\bar{d}-d_{F,t}+\kappa^p) \quad (۳)$$

که در آن κ^p شوک مالی وارد بر دارایی‌های خارجی (فرایند مرتبه اول)، k مقدار ثابت، $\bar{d}$ سطح حالت پایدار دارایی‌های واقعی خارجی و $d_{F,t}=\frac{ER_tD_{F,t-1}}{P_t}$ است. این تابع نماینگر صرف ریسک دارایی‌های خارجی نیز می‌باشد (Musil, 2009).

ازحداکثر سازی تابع مطلوبی (۱) و (۲) روابط اصلی بخش خانوار حاصل می‌شود:

رابطه تقاضا برای مانده‌های حقیقی و مصرف:

$$\frac{\varepsilon_t^m}{\varepsilon_t^c C_t^{-\sigma}}\left(\frac{M_t}{P_t}\right)^{-\tau}=\frac{i_t}{1+i_t} \quad (۴)$$

رابطه کار – مصرف:

$$\frac{\varepsilon_t^n}{\varepsilon_t^c}\frac{N_t^{\psi}}{C_t^{-\sigma}}=\frac{W_t}{P_t} \quad (۵)$$

رابطه اولر برای نگهداری دارایی‌های داخلی

$$\beta(1+i_t)E_t\left(\frac{\varepsilon^c_{t-1}}{\varepsilon^c_t}\right)\left(\frac{C_{t+1}}{C_t}\right)^{-\sigma}\left(\frac{P_t}{P_{t+1}}\right)=1 \qquad (۶)$$

شرط کارایی نگهداری دارایی‌های خارجی

$$\beta(1+i^*_t)x(d_{F,t})E_t\left(\frac{\varepsilon^c_{t-1}}{\varepsilon^c_t}\right)\left(\frac{C_{t+1}}{C_t}\right)^{-\sigma}\left(\frac{P_t}{P_{t+1}}\right)\left(\frac{ER_t}{ER_{t+1}}\right)=1 \qquad (۷)$$

محدودیت بودجه منابع اقتصاد داخلی

$$\frac{ER_tD_{F,t}}{P_t(1+i^*_t)x(d_{F,t})}=ER_tD_{F,t}+P_{H,t}Y_t-P_tC_t \qquad (۸)$$

رابطه فوق از تعادل محدویت بودجه خانوار و دولت حاصل شده است.

رابطه بین نرخ ارز اسمی و نرخ‌های بهره داخلی و خارجی

$$x(d_{F,t})E_t\left(\frac{ER_{t+1}}{ER_t}\right)=\frac{1+i_t}{1+i^*_t} \qquad (۹)$$

به منظور ارائه شرط تعادل دو اقتصاد داخلی و خارجی رابطه زیر را می‌توان برای اقتصاد خارجی به دست آورد :

$$\beta(1+i^*_t)E_t\left(\frac{C^*_{t+1}}{C^*_t}\right)^{-\sigma}\left(\frac{P^*_t}{P^*_{t+1}}\right)=1 \qquad (۱۰)$$

توجه داشته باشید که عامل تنزیل ذهنی به رفتار خانوارها وابسته بوده و منطقی است فرض شود تفاوتی بین رفتار خانوار داخلی و خارجی وجود ندارد از این رو این عامل را می‌توان برای این دو خانوار یکسان در نظر گرفت (Musil, 2009).

ازترکیب روابط (۶) و (۹) شرط تعادل زیر حاصل می‌شود:

$$E_t\left(\frac{\varepsilon^c_{t-1}}{\varepsilon^c_t}\right)\left(\frac{C_{t+1}}{C_t}\right)^{-\sigma}x(d_{F,t})=E_t\left(\frac{C^*_{t+1}}{C^*_t}\right)^{-\sigma}\left(\frac{Q_t}{Q_{t+1}}\right) \qquad (۱۱)$$

مصرف کل، یک تابع CES با کشش جانشینی ثابت از دو گروه کالای تجاری و غیر تجاری است:

$$C_t=\left[(1-\lambda)^{\frac{1}{v}}C_{T,t}^{\frac{v-1}{v}}+\lambda^{\frac{1}{v}}C_{N,t}^{\frac{v-1}{v}}\right]^{\frac{v}{v-1}} \qquad (۱۲)$$

که در آن λ ($0 \leq \lambda \leq 1$) سهم کالای غیر تجاری از کل مصرف در اقتصاد داخلی، پارامتر v ($v > 0$) کشش جانشینی فرا دوره‌ای بین کالاهای تجاری و غیر تجاری در اقتصاد داخلی است.

مصرف کالاهای تجاری نیز یک شاخص CES به صورت زیراست:

$$C_{T,t}=\left[(1-\alpha)^{\frac{1}{\eta}}C_{H,t}^{\frac{\eta-1}{\eta}}+\alpha^{\frac{1}{\eta}}C_{F,t}^{\frac{\eta-1}{\eta}}\right]^{\frac{\eta}{\eta-1}} \qquad (۱۳)$$

هدف خانوار نمونه تخصیص بهینه مخارج مصرفی روی کالاهای تجاری و غیر تجاری است. نتیجه این رفتار توابع تخصیص بهینه[5] زیر است :

$$C_{T,t}=(1-\lambda)\left(\frac{P_{T,t}}{P_t}\right)^{-v}C_t \quad , \quad C_{N,t}=\lambda\left(\frac{P_{N,t}}{P_t}\right)^{-v}C_t \qquad (۱۴)$$

همچنین توابع تخصیص بهینه برای تولید کالاهای داخلی و خارجی (وارداتی) توسط روابط زیر توضیح داده می‌شود:

$$C_{H,t}=(1-\alpha)\left(\frac{P_{H,t}}{P_{T,t}}\right)^{-\eta}C_{T,t} \quad , \quad C_{F,t}=\alpha\left(\frac{P_{F,t}}{P_{T,t}}\right)^{-\eta}C_{T,t} \qquad (۱۵)$$

با توجه به قیمت کالاهای تجاری و غیر تجاری، شاخص کل قیمت مصرف کننده (CPI) را می‌توان به صورت زیر محاسبه کرد:

$$P_t=\left[(1-\lambda)\left(P_{T,t}\right)^{1-v}+\lambda\left(P_{N,t}\right)^{1-v}\right]^{\frac{1}{1-v}} \qquad (۱۶)$$

که در آن شاخص قیمت برای کالاهای تجاری به صورت زیر به دست می‌آید:

$$P_{T,t}=\left[(1-\alpha)\left(P_{H,t}\right)^{1-\eta}+\alpha\left(P_{F,t}\right)^{1-\eta}\right]^{\frac{1}{1-\eta}} \qquad (۱۷)$$

فرایند تصمیم‌گیری خانوار نمونه راجع به توزیع مخارج مصرفی خود بین کالاهای تجاری و غیر تجاری رابطه (۱۵) تحت تأثیر گستردگی مصرف کل (C_t) و امکان مصرف کالاهای غیر تجاری (پارامتر λ) قرار می‌گیرد. همچنین قیمت نسبی این کالاها تابع اثر

[5] Optimal allocation Function

جانشینی بین این دو گروه از کالاها (پارامتر v) می‌باشد. به طور مشابه تصمیم گیری خانوارها برای مصرف کالاهای داخلی و وارداتی به درجه بازبودن اقتصاد داخلی (پارامتر α)، قیمت نسبی و امکان جانشینی بین این دو گروه از کالاها (پارامتر η) بستگی دارد (۱۶). تصمیم بعدی خانوارها انتخاب i امین کالا از هر گروه از کالاهاست (Gali, 1999). نتیجه این رفتار بهینه توابع تقاضای زیر است:

$$C_{T,t}(i)=\left(\frac{P_{T,t}(i)}{P_{T,t}}\right)^{-\epsilon_T} C_{T,t} \ , \ C_{N,t}(i)=\left(\frac{P_{N,t}(i)}{P_{N,t}}\right)^{-\epsilon_N} C_{N,t} \qquad (۱۸)$$

که در آن به $P_{N,t}(i)$ و $P_{T,t}(i)$ ترتیب قیمت‌های i امین کالای تجاری و غیر تجاری است. به طور مشابه می‌توان توابع تقاضای کالاهای تولید داخلی و وارداتی را استخراج نمود:

$$C_{H,t}(i)=\left(\frac{P_{H,t}(i)}{P_{H,t}}\right)^{-\epsilon_H} C_{H,t} \ , \ C_{F,t}(i)=\left(\frac{P_{F,t}(i)}{P_{F,t}}\right)^{-\epsilon_F} C_{F,t} \qquad (۱۹)$$

شیوه محاسبه این توابع کاملاً مشابه هم است.

۲-۳- رفتار تولید کننده

در این بخش ویژگی‌های اساسی مرتبط با رفتار تولید کننده مورد بررسی قرار می‌گیرد. ابتدا هزینه نهایی تولید در دو بخش تجاری و غیر تجاری محاسبه و سپس منحنی فلیپس هر بخش استخراج می‌گردد.

۱-۲-۳- هزینه نهایی تولید

محصول کل یک جمعگر CES با کشش ثابت است. در اینجا یک زنجیره‌ای از بنگاه‌ها وجود دارد که با j روی فاصله واحد شاخص بندی شده‌اند:

$$Y_{j,t}=\left(\int_0^1 Y_{j,t}(i)^{\frac{\epsilon_j-1}{\epsilon_j}} di\right)^{\frac{\epsilon_j}{\epsilon_j-1}} \quad , j=H,N \qquad (۲۰)$$

در این رابطه $Y_{j,t}$ تولید کل بخش j ام و $Y_{j,t}(i)$ تولید بنگاه نمونه‌ای i ام در بخش j ام است. ϵ_j کشش بین انواع مختلف کالاهاست. حداکثرسازی سود بوسیله بنگاه تولید کننده منجر به ایجاد یک منحنی تقاضا با شیب نزولی برای هر بخش خواهد شد:

$$v=\int_0^1 P_{j,t}(i)Y_{j,t}(i)\,di+\psi_t\left[Y_{j,t}-\left(\int_0^1 Y_{j,t}(i)^{\frac{\epsilon_j-1}{\epsilon_j}}di\right)^{\frac{\epsilon_j}{\epsilon_j-1}}\right] \quad (۲۱)$$

از حل مدل فوق به دست می‌آید:

$$Y_{j,t}(i)=\left(\frac{P_{j,t}(i)}{P_{j,t}}\right)^{-\epsilon_j}Y_{J,t} \quad ,j=H,N \quad (۲۲)$$

به طوری که (Gali, 1999) :

$$P_{j,t}=\left(\int_0^1 P_{j,t}(i)^{1-\epsilon_j}di\right)^{1-\epsilon_j} \quad (۲۳)$$

جهت تولید کالا، زنجیره‌ای از بنگاه‌های تولید کننده در محیط رقابتی ناقص، تابع تولید خطی را که فقط نهاده نیروی کار دارد مورد استفاده قرار می‌دهند (Nistico, 2012):

$$Y_{j,t}(i)=\hat{a}^D_{j,t}N_{j,t} \quad ,j=H,N \quad (۲۴)$$

که درآن $\hat{a}^D_{j,t}$ شوک تکنولوژی پایا است و توسط فرایند خود رگرسیو مرتبه اول توضیح داده می‌شود:

$$\hat{a}^D_{j,t}=\rho^D_j\hat{a}^D_{j,t-1}+\hat{\epsilon}^A_{j,t} \quad (۲۵)$$

در این رابطه $0<\rho^D_j<1$ و $\hat{\epsilon}^A_{j,t}$ دارای توزیع نرمال با میانگین صفر و واریانس ثابت است. فرایند فوق می‌تواند برای هر دو بخش تجاری و غیر تجاری به شکل زیر به کار رود:

$$\hat{a}^D_{H,t}=\rho^D_H\hat{a}^D_{H,t-1}+\hat{\epsilon}^A_{H,t} \quad (۲۶)$$

و

$$\hat{a}^D_{N,t}=\rho^D_N\hat{a}^D_{N,t-1}+\hat{\epsilon}^A_{N,t} \quad (۲۷)$$

بنگاه‌های تولید کننده هزینه‌های خود را نسبت به قید تابع تولید حداقل می‌کنند:

$$\min_{N_{j,t}(i)}\frac{W_t}{P_{j,t}(i)}N_{j,t}(i) \quad s.t \quad Y_{j,t}(i)=\hat{a}^D_{j,t}N_{j,t}$$

شرط مرتبه اول، معادله هزینه نهایی را به شکل زیر ارائه می‌دهد:

$$MC_{j,t}=\frac{N_t^{\psi}P_t\varepsilon_t^nC_t^{\sigma}}{P_{j,t}\hat{a}^D_{j,t}\varepsilon_t^c} \quad ,j=H,N$$

فرم خطی آن برابر است با:

$$\widehat{mc}_{j,t}=\psi\hat{y}_t+\sigma\hat{c}_t-\hat{p}_{jp,t}-\hat{a}^D_{j,t}-\psi\hat{a}^D_t-(\hat{\varepsilon}^c_t-\hat{\varepsilon}^n_t) \qquad (۲۸)$$

۲-۲-۳- تورم بخشی

ارزش سود جاری بنگاه نمونه بهینه‌ساز قیمت به صورت زیر ارائه می‌شود:

$$pro_{j,t}(i)=P^*_{j,t}(i)Y^D_{j,t}(i)-MC^N_{j,t}Y^D_{j,t}(i) \qquad (۲۹)$$

در این رابطه $P^*_{j,t(i)}$ قیمت جدید بنگاه، $MC^N_{j,t}$ هزینه نهایی اسمی، $Y^D_{j,t}(i)$ تقاضای جاری بنگاه و $j = H, N$ نشانگر بخش‌های داخلی تجاری و غیر تجاری است. همچنین تقاضای جاری بنگاه برابر است با:

$$Y^D_{j,t}(i)=\left(\frac{P^*_{j,t}(i)}{P_{j,t}}\right)^{-\epsilon_j} Y_{j,t} \qquad , j=H,N$$

بر اساس روابط قبل ارزش فعلی سود تنزیلی مورد انتظار بنگاه به صورت زیر بازنویسی می‌شود:

$$E_t\sum_{s=0}^{\infty}(\omega_j\beta)^s\frac{\lambda_{t+s}}{\lambda_t}\left[P^*_{j,t}(i)Y^D_{j,t}(i)-MC^N_{j,t}Y^D_{j,t}(i)\right]$$

در این رابطه $(\omega_j\beta)^s\frac{\lambda_{t+s}}{\lambda_t}$ نرخ تنزیل تصادفی مؤثر[6] است. بنگاه نمونه تمایل دارد این سود تنزیل شده را نسبت به قید (۲۹) حداکثر نماید. شرط مرتبه اول به قرار زیر محاسبه می‌شود:

$$E_t\sum_{s=0}^{\infty}(\omega_j\beta)^s\frac{\lambda_{t+s}}{\lambda_t}Y^D_{j,t}(i)\left[\frac{P_{j,t+k-1}}{P_{j,t-1}}+\frac{\epsilon_j}{\epsilon_j-1}\frac{MC^N_{j,t}}{P^*_{j,t}(i)}\right] \qquad (۳۰)$$

عبارت $\frac{\epsilon}{\epsilon-1}$ مارک - آپ بالای هزینه نهایی در حالت پایدار یا مارک آپ بهینه تحت قیمت‌های کاملاً انعطاف پذیر است. جهت ارائه یک رابطه خطی از (۳۰) ابتدا این رابطه برحسب قیمت بهینه به شکل زیر بازنویسی می‌شود:

[6] Effective Stochastic

$$P^{*}_{j,t}(i)=\frac{\epsilon_j}{\epsilon_j-1}\frac{E_t\sum_0^{\infty}(\beta\omega_j)^s\frac{\lambda_{t+s}}{\lambda_t}P^{\epsilon+1}_{j,t+s}Y_{j,t+s}MC_{j,t+s}}{E_t\sum_0^{\infty}(\beta\omega_j)^s\frac{\lambda_{t+s}}{\lambda_t}P^{\epsilon}_{j,t+s}\frac{P_{j,t+s-1}}{P_{j,t-1}}Y_{j,t+s}} \qquad (۳۱)$$

توجه داشته داشته باشید رابطه فوق بر حسب هزینه نهایی واقعی بیان شده نه هزینه‌های اسمی همچنین قیمت تعادلی، $P^{*}_{j,t}(i)$، برای تمام بنگاه‌ها یکسان و مستقل از شاخص i است (Goodfriend,1997). سپس برای به دست آوردن تورم پویای هر بخش رابطه قبل را با استفاده از بسط تیلور خطی کرده و پس از انجام عملیات ریاضی لازم نتیجه زیر حاصل می‌شود:

$$\hat{\pi}_{j,t}=\frac{\beta}{1+\beta}E_t\hat{\pi}_{j,t+1}+\frac{1}{1+\beta}\hat{\pi}_{j,t-1}+\phi_j\widehat{mc}_{j,t} \qquad (۳۲)$$

که در آن $\phi_j=\frac{(1-\beta\omega_j)(1-\omega_j)}{(1+\beta)\omega_j}$ و $j=H,N$.

رابطه فوق منحنی فلیپس نیوکینزی هایبردی است. این رابطه نشان می‌دهد که پویایی‌های تورم داخلی نه تنها جلو نگر است بلکه گذشته نگر نیر می‌باشد (Fuhrer & Moore, 1995).

با استفاده از رابطه (۳۲) روابط مربوط به تورم پویا هر بخش به دست می‌آید. به این منظور به جای j، H قرار داده می‌شود تا منحنی فلیپس هایبریدی بخش تجاری داخلی به دست آید:

$$\hat{\pi}_{H,t}=\frac{\beta}{1+\beta}E_t\hat{\pi}_{H,t+1}+\frac{1}{1+\beta}\hat{\pi}_{H,t-1}+\varphi_H\widehat{mc}_{H,t} \qquad (۳۳)$$

که در آن $\varphi_H=\frac{(1-\beta\omega_H)(1-\omega_H)}{(1+\beta)\omega_H}$.

همچنین منحنی فلیپس بخش داخلی غیر تجاری برابر است با:

$$\hat{\pi}_{N,t}=\frac{\beta}{1+\beta}E_t\hat{\pi}_{N,t+1}+\frac{1}{1+\beta}\hat{\pi}_{N,t-1}+\varphi_N\widehat{mc}_{N,t} \qquad (۳۴)$$

که در آن $\varphi_N=\frac{(1-\beta\omega_N)(1-\omega_N)}{(1+\beta)\omega_N}$.

با روش مشابه منحنی فلیپس نیوکینزی هایبریدی برای کالاهای وارداتی به شکل زیر به دست می‌آید:

$$\hat{\pi}_{F,t}=\frac{\beta}{1+\beta}E_t\hat{\pi}_{F,t+1}+\frac{1}{1+\beta}\hat{\pi}_{F,t-1}+\varphi_F\hat{\psi}_{F,t} \quad (۳۵)$$

که در آن $\varphi_F=\frac{(1-\beta\omega_F)(1-\omega_F)}{(1+\beta)\omega_F}$.

تا اینجا سه نوع منحنی فلیپس نیوکینزی که رفتار تولیدکنندگان نمونه را توضیح می‌داد استخراج گردید. این منحنی‌ها پویایی‌های تورم کالاهای تجاری و غیر تجاری اقتصاد داخلی و همچنین اقتصاد خارجی را نمایش می‌دهند. با فرض برقراری اتحادهای زیر:

$$\hat{\pi}_{H,t}=\hat{p}_{H,t}-\hat{p}_{H,t-1} \quad (۳۶)$$

$$\hat{\pi}_{N,t}=\hat{p}_{N,t}-\hat{p}_{N,t-1} \quad (۳۷)$$

$$\hat{\pi}_{F,t}=\hat{p}_{F,t}-\hat{p}_{F,t-1} \quad (۳۸)$$

ارتباط بین تورم‌های فوق و تورم کل را می‌توان به صورت زیر نشان داد:

$$\hat{\pi}_t=(1-\theta-\lambda)\hat{\pi}_{H,t}+\lambda\hat{\pi}_{N,t}+\theta\hat{\pi}_{F,t} \quad (۳۹)$$

که در آن $\theta=\alpha(1-\lambda)$.

تأثیر تورم غیرتجاری در تورم کل،به سهم کالاهای غیر تجاری از اقتصاد داخلی (پارامترλ) بستگی دارد. همچنین تأثیر تورم وارداتی در تورم کل، توسط سهم کالاهای تجاری و درجه باز بودن اقتصاد ($\theta + \lambda$) تعیین می‌شود.

چهار رابطه فوق پویایی‌های تورم در اقتصاد ملی را به طور کامل توضیح می‌دهند. تصمیم بنگاه‌ها در ارتباط با قیمت‌گذاری، انعطاف‌ناپذیری قیمت‌ها را که منجر به چسبندگی‌های اسمی می‌شود بوجود می‌آورد. در حالت عدم بهینه‌سازی قیمت‌ها، هزینه‌های کلان اقتصادی ناشی از تورم وجود نخواهد داشت (در حالت انعطاف‌پذیری کامل قیمت‌ها اصولاً انحراف ازهزینه‌های نهایی و قانون شکاف واحد بوجود نمی‌آید (Malik, 2005).

۳-۳- مقام پولی و عرضه پول

سومین کارگزار اقتصادی بعد از خانوار و بنگاه، بخش عمومی است. نظر به عدم استقلال بانک مرکزی این بخش شامل دولت - بانک مرکزی است که در این قسمت به مدل سازی

آن پرداخته می‌شود. در تحقیق حاضر بانک مرکزی با استفاده از قاعده ساده بهینه[7] و تحت سه رژیم پولی جایگزین عمل می‌کند. رژیم یا نظام پولی که در این بخش به طور گسترده مورد استفاده قرار می‌گیرد، بیانگر رویه‌ها و روش‌های عملیاتی بانک مرکزی در خصوص انتشار پول و مداخله احتمالی در بازارهای اوراق مشارکت داخلی و خارجی است که به منظور تحت تأثیر قرار دادن نرخ بهره اسمی و نرخ ارز انجام می‌گیرد (Rotemberg & Woodford, 1997). برای مداخله و اعمال سیاست‌های پولی توسط بانک مرکزی، سه سناریوی زیر در نظر گرفته شده است:

الف) رژیم نرخ ارز مدیریت شده[8] (MER) که در آن بانک مرکزی از هر دو قاعده یا ابزار استفاده می‌کند.

ب) رژیم نرخ ارز شناور[9] (FER) که در آن بانک مرکزی قاعده شبه تیلور را مورد استفاده قرار می‌دهد. به عبارت دیگر فقط از نرخ بهره به عنوان ابزار سیاستی در حالت OPC استفاده می‌کند(Taylor, 1993).

پ) رژیم نرخ ارز میخکوب شده[10] (PER) که در آن بانک مرکزی فقط از نرخ تضعیف اسمی پول بهره می‌برد (یعنی در حالت OPC از نرخ ارز اسمی به عنوان ابزار استفاده می‌کند).

در رژیم نرخ ارز مدیریت شده، بانک مرکزی در بازارهای پول و ارز جهت رسیدن به دو هدف عملیاتی (کنترل نرخ بهره اسمی و کنترل نرخ ارزاسمی) مداخلات سیستماتیک و منظم خود را ساماندهی می‌کند. وجود قاعده سیاستی ساده (صرف نظر از این که بهینه باشد یا خیر) بانک مرکزی را قادر می‌سازد نسبت به انحرافات نرخ تورم از نرخ هدف ($\Pi_t - \overline{\Pi}$)، انحرافات تولید ناخالص داخلی از میزان بلند مدت ($GDP_t - \overline{GDP}$) و بالاخره انحرافات نرخ ارز واقعی از مقدار بلند مدت ($Q_t - \overline{Q}$) واکنش نشان دهد. تضعیف اسمی پول ملی نیز می‌تواند واکنش بانک مرکزی را (به ویژه نسبت به انحرافات نسبی ذخایر خارجی) از مقدار بلند مدت به دنبال داشته باشد(Escude, 2012)

---

[7] Optimal Simple Rule

[8] Managed Exchange Rate (MER)

[9] Floating Exchange Rate(FER) regime

[10] Pegged Exchange Rate (PER) regime

در اینجا ممکن است به واسطه وجود وقفه‌های عملیاتی متغیرهای هدف یک وابستگی تاریخی (اینرسی) در قواعد سیاستی ساده وجود داشته باشد. قواعد ساده به صورت زیر است:

$$\frac{1+i_t}{1+i}=\left(\frac{1+i_{t-1}}{1+i}\right)^{h_0}\left(\frac{\Pi_t}{\overline{\Pi}}\right)^{h_1}\left(\frac{y_t}{\overline{y}}\right)^{h_2}\left(\frac{Q_t}{\overline{Q}}\right)^{h_3} \qquad (۴۰)$$

$$\frac{\Lambda_t}{\overline{\Lambda}}=\left(\frac{\Lambda_{t-1}}{\overline{\Lambda}}\right)^{k_0}\left(\frac{\Pi_t}{\overline{\Pi}}\right)^{k_1}\left(\frac{y_t}{\overline{y}}\right)^{k_2}\left(\frac{Q_t}{\overline{Q}}\right)^{k_3}\left(\frac{Q_t R_{r,t}/y_t}{\overline{R}}\right)^{k_4} \qquad (۴۱)$$

که در آن $h_1 \neq 0$ و $k_4 \neq 0$ و متغیرهای بدون اندیس زمانی مقادیر تعادلی بلند مدت[11] می‌باشند. اولین رابطه در رژیم‌های MER و FER و دومین رابطه در رژیم‌های MER و PER مورد استفاده قرار می‌گیرد. به هنگام استفاده از رژیم نرخ ارز شناور (FER)، بانک مرکزی از مداخله در بازار ارز خارجی خود داری می‌کند. از این رو منابع خارجی که در ترازنامه بانک ظاهر می‌شوند ثابت می‌مانند. در اینجا برای سادگی فرض می‌شود منابع مذکور در مقدار بلند مدت خود در سناریوی پایه (MER) یعنی $\overline{R}$ ثابت می‌مانند (Amato & Laubach, 2003).

در رژیم نرخ ارز میخکوب شده (PER) بانک مرکزی از دخالت در بازار پول (یا بازار اوراق مشارکت داخلی) خودداری می‌کند. از این رو موجودی اوراق داخلی (پول) ثابت می‌ماند. در اینجا نیز فرض می‌شود این مقدار ثابت همان مقدار تعادلی بلند مدت در رژیم پایه MER یعنی d_H می‌باشد. در حالت‌های گوشه‌ای (شناور و میخکوب شده) یکی از قواعد سیاستی فوق حذف و دیگری از برونزا به درونزا تبدیل می‌شود.

رژیم‌هایFER و PER حالت‌های حدی (رژیم‌های گوشه‌ای) هستند که در آن‌ها بانک مرکزی ابزارهای بالقوه خود را انتخاب می‌کند. همچنین حالت سیاست بهینه (OPC) تحت هر یک از رژیم‌های گوشه‌ای نمی‌تواند بر این سیاست تحت حالت MER تسلط پیدا کند.

این رژیم‌ها را می‌توان به عنوان حالت‌هایی در نظر گرفت که در آن‌ها بانک مرکزی محدودیت‌های اضافی بر عملکرد خود تحمیل می‌کند و در نتیجه از به کارگیری بعضی از متغیرهای کنترل چشم پوشی می‌کند. از این رو چنین متغیرهایی به متغیرهای غیر کنترلی تبدیل می‌شوند (Escude, 2012).

---

[11] Steady State

دولت با خرید کالا،دریافت (پرداخت) مازاد (کسر) شبه مالی و بالاخره جمع‌آوری مالیات، فعالیت‌های خود را ساماندهی می‌کند. از این رو محدودیت بودجه بخش عمومی به صورت زیر است:

$$Tax_t=G_t-QF_t$$

با فرض این که مخارج دولت کسری از مخارج خصوصی است نتیجه می‌شود:

$$Tax_t=\bar{g}_t P_{H,t} C_{H,t}-QF_t$$

و بر حسب مقادیر واقعی:

$$tax_t=\bar{g}_t P_{H,t} C_{H,t}-qf_t$$

در ادامه به استخراج منحنی تعادل بازار پول پرداخته می‌شود. ابتدا رابطه (۴) به شکل زیر بازنویسی می‌شود:

$$\frac{\varepsilon_t^m}{\varepsilon_t^c C_t^{-\sigma}} m_t^{-\tau}=1-\frac{1}{1+i_t}$$

در عمل تفاوت زیادی بین عکس کشش‌های مصرفی و نگهداری مانده‌های حقیقی مشاهده نمی‌شود لذا می‌توان رابطه بالا را بر حسب نسبت پول به مصرف باز نویسی کرد:

$$\left(\frac{\varepsilon_t^m}{\varepsilon_t^c}\right)\left(\frac{m_t}{C_t}\right)^{-\sigma}=1-\frac{1}{1+i_t}$$

در نتیجه رابطه زیر حاصل می‌شود:

$$m_t=\left(\frac{\varepsilon_t^c}{\varepsilon_t^m}\right)^{-\frac{1}{\sigma}}\left(1-\frac{1}{1+i_t}\right)^{-\frac{1}{\sigma}} C_t$$

این رابطه تابع تقاضای صریح پول(یا تابع ترجیحات نقدینگی[۱۲]) را به عنوان ناقل معاملات[۱۳] معرفی کرده است(Olivera,1977). هرگاه رشد پول به صورت $\mu_t=\frac{M_t}{M_{t-1}}$ تعریف شود آنگاه برحسب مقادیر واقعی برابر خواهد بود با:

$$\mu_t=\frac{m_t}{m_{t-1}}\pi_t$$

با ترکیب روابط فوق و جایگذاری آن‌ها در رابطه رشد پول رابطه زیر به دست می‌آید:

---

[12] Liquidity Preference Function

[13] vehicle for transactions

$$\mu_t=\xi_t\left[\frac{1}{\beta i_{t-1}}\left(1-\frac{1}{1+i_t}\right)\right]^{-\frac{1}{\sigma}}\pi_t^{1-\frac{1}{\sigma}} \qquad (۴۲)$$

۴-۳- بخش خارجی

رفتار کارگزاران خارجی مشابه کارگزاران داخلی است. بر اساس فرضیات اولیه و استفاده از روابط خرد اقتصادی، تقریباً همان شرایط اقتصاد داخلی حاصل می‌شود. با این حال بین اقتصاد داخلی و خارجی تفاوتی‌های نیز وجود دارد:

- تفاوت در گروه بندی کالاها: در اقتصاد خارجی کالاهای غیر تجاری وجود ندارد و تنها کالاهای وارداتی و تولیدی وجود دارد.
- تفاوت در اندازه اقتصاد: در مقایسه با اقتصاد خارجی، اقتصاد داخلی کوچک در نظر گرفته می‌شود بر این اساس اقتصاد داخلی قیمت‌پذیر بوده و تاثیری بر قیمت‌های بین المللی ندارد.

به دلیل تشابه عملیات با اقتصاد داخلی در ادامه فقط به ذکر مهمترین روابط این بخش اکتفا می‌شود.

مصرف کل و شاخص قیمت‌های خارجی:

$$C_t^*=\left[\alpha^{*\frac{1}{\eta}}C_{H,t}^{*\frac{\eta-1}{\eta}}+\left(1-\alpha^*\right)^{\frac{1}{\eta}}C_{F,t}^{*\frac{\eta-1}{\eta}}\right]^{\frac{\eta}{\eta-1}} \qquad (۴۳)$$

پارامتر α^* $(0 \square \alpha^* \leq 1)$ نسبت واردات دراقتصاد خارجی و پارامترη $(\eta > 0)$ کشش فرادوره‌ای بین کالاهای داخلی و خارجی است.

توابع تخصیص بهینه مصرف کالاها در اقتصاد خارجی برابر خواهد بود با:

$$C_{H,t}^*=\alpha^*\left(\frac{P_{H,t}^*}{P_t^*}\right)^{-\eta}C_t^* \quad , \quad C_{F,t}^*=\left(1-\alpha^*\right)\left(\frac{P_{F,t}^*}{P_t^*}\right)^{-\eta}C_t^* \qquad (۴۴)$$

شاخص قیمت کل مصرف کننده خارجی (CPI) یعنی P_t^*:

$$P_t^*=\left[\alpha^*P_{H,t}^{*\,1-\eta}+\left(1-\alpha^*\right)P_{F,t}^{*\,1-\eta}\right]^{\frac{1}{1-\eta}} \qquad (۴۵)$$

فرم لگاریتم – خطی رابطه CPI کل در اطراف حالت پایداربرابر است با:

$$\widehat{P}_t^* = \alpha^* \widehat{P}_{H,t}^* + (1-\alpha^*)\widehat{P}_{F,t}^* \quad (۴۶)$$

بنگاه‌های خارجی هزینه‌های کل خود را نسبت به تابع تولید حداکثر می‌کنند. شرط اولیه، هزینه‌های نهایی زیر را به دست می‌دهد:

$$MC_t^* = \frac{N_t^{*\psi} P_t^*}{C_t^{*\sigma} P_{j,t}^* A_t^*} \quad (۴۷)$$

لگاریتم خطی این رابطه برابر است با:

$$\widehat{mc}_{F,t}^* = \psi \hat{y}_t^* - \sigma \hat{c}_t^* - \hat{p}_{FP,t}^* - (1+\psi)\hat{a}_t^* \quad (۴۸)$$

قاعده تورم در اقتصاد خارجی:

$$\hat{\pi}_{F,t}^* = \frac{\beta}{1+\beta} E_t \hat{\pi}_{F,t+1}^* + \frac{1}{1+\beta} \hat{\pi}_{F,t-1}^* + \varphi_F^* \widehat{mc}_t^* \quad (۴۹)$$

که در آن $\varphi_F^* = \frac{(1-\beta\omega_F^*)(1-\omega_F^*)}{(1+\beta)\omega_F^*}$ و $\widehat{mc}_t^* = \widehat{mc}_t^{*n} - \hat{p}_{F,t}^*$.

شرط تعادل بازار کالای اقتصاد خارجی به صورت زیر بیان می‌شود:

$$Y_t^* = Y_{F,t}^* + Y_{F,t} \quad (۵۰)$$

این شرط بیان می‌کند که که تولید کل خارجی (Y_t^*) یا به تولید ($Y_{F,t}^*$) ویا به صادرات ($Y_{F,t}$) اختصاص یافته است. لگاریتم –خطی این رابطه به صورت زیر است:

$$\hat{y}_t^* = (1-\alpha^*)\hat{y}_{F,t}^* + \alpha^* \hat{y}_{F,t} \quad (۵۱)$$

آن قسمت از تولید خارجی که در داخل این اقتصاد باقی می‌ماند توسط خانوارهای خارجی (طبق تابع تخصیص بهینه) مصرف می‌شود. بنابراین نتیجه زیر حاصل می‌شود:

$$Y_{F,t}^* = C_{F,t}^* \quad (۵۲)$$

۵-۳- شرط تعادل بازار

در اقتصاد داخلی محصول برابر با مجموع تولیدات بخش‌های تجاری و غیر تجاری است:

$$Y_t=Y_{H,t}+Y_{N,t} \quad (۵۳)$$

فرم خطی این رابطه به صورت زیر است[۱۴]:

$$\hat{y}_t=(1-\lambda)\hat{y}_{H,t}+\lambda\hat{y}_{N,t} \quad (۵۴)$$

از طرفی قید منابع کل برابر است با:

$$GDP_t=C_t+X_t-M_t+Y_{oil,t} \quad (۵۵)$$

که در آن C_t مصرف کل، X_t صادرات، M_t واردات و $Y_{oil,t}$ درآمدهای نفتی است[۱۵]. از طرفی مصرف کل برابر با مصرف کالاهای داخلی به اضافه‌ی مصرف کالاهای وارداتی است: $C_t=C_{H,t}+C_{F,t}$. همچنین $X_t=C^*_{H,t}$ و $M_t=C_{F,t}$. با جایگذاری این روابط در قید منابع به دست می‌آید:

$$GDP_t=C_{H,t}+C^*_{H,t}+Y_{oil,t}$$

از سوی دیگر مجموع تولیدات بخش داخلی و درآمدهای نفتی برابر با درآمد ناخالص داخلی می‌باشد:

$$GDP_t=Y_{H,t}+Y_{oil,t}$$

با ترکیب دو رابطه اخیر نتیجه زیر حاصل می‌شود:

$$Y_{H,t}=C_{H,t}+C^*_{H,t} \quad (۵۶)$$

فرم خطی رابطه (۵۶) به قرار زیر است:

---

[۱۴] فرم خطی رابطه به صورت زیر تعیین می‌شود:

$$Y_t = Y_{H,t} + Y_{N,t} \rightarrow \dot{Y}_t = \dot{Y}_{H,t} + \dot{Y}_{N,t}$$

رابطه به صورت زیر بازنویسی می‌شود:

$$\frac{\dot{Y}_t}{Y}Y = \frac{\dot{Y}_{H,t}}{Y_H}Y_H + \frac{\dot{Y}_{N,t}}{Y_N}Y_N \rightarrow Y\hat{y}_t = Y_H\hat{y}_{H,t} + Y_N\hat{y}_{N,t} \rightarrow \hat{y}_t = \frac{Y_H}{Y}\hat{y}_{H,t} + \frac{Y_N}{Y}\hat{y}_{N,t} + Y_N\hat{y}_{N,t}$$

از رابطه (۵۳) به دست می‌آید: $Y = Y_H + Y_N$ در نتیجه $1 = \frac{Y_H}{Y} + \frac{Y_N}{Y}$ با توجه به تعریف λ می‌توان نوشت: $\lambda = \frac{Y_N}{Y}$

از این رو $\hat{y}_t = (1-\lambda)\hat{y}_{H,t} + \lambda\hat{y}_{N,t}$

[۱۵] برای سادگی مصرف دولت در مصرف کل ادغام شده است.

$$\hat{y}_{H,t}=(1-\alpha)\hat{c}_{H,t}+\alpha\hat{c}^{*}_{H,t} \qquad (۵۷)$$

همچنین شرط تسویه بازار غیر تجاری تساوی بین تولید بخش غیر تجاری و مصرف غیر تجاری است. حال اگر این شرط با فرم خطی رابطه (۱۵) ترکیب شود شرط زیر به دست می‌آید:

$$\hat{y}_{N,t}=-v\hat{p}_{Np,t}+\hat{c}_{t} \qquad (۵۸)$$

روابط (۵۴)،(۵۷) و (۵۸) شرایط تسویه بازار اقتصاد داخلی است. با استفاده از این روابط و پس از عملیات ریاضی لازم رابطه تعادل خطی به صورت زیر به دست می‌آید:

$$\hat{y}_{t}=(1-\theta)\hat{c}_{t}+\theta\hat{y}^{*}_{t}-\frac{\theta\lambda\omega}{1-\theta}\hat{\delta}_{HN,t}+\frac{\theta\varphi}{1-\theta}\hat{q}_{t} \qquad (۵۹)$$

که در آن $\omega=v(\alpha-1)+\eta(2-\alpha)$ و $\phi=\eta(2-\alpha)-\alpha\lambda$. رابطه (۵۹) یکی از مهمترین معادلات این مدل است و در بخش‌های آتی به عنوان معادله پایه زمینه استخراج پویایی‌های مدل خطی را فراهم می‌کند. همچنین این معادله نشان می‌دهد محصول کل اقتصاد داخلی به مصرف کل، درآمد خارجی، قیمت‌های نسبی و نرخ ارز واقعی بستگی دارد.

۴- تعدیلات مدل

آنچه تا کنون ارائه شد طرحی از مدل تعادلی عمومی تصادفی پویا دو کشوری بوده است (اقتصاد ملی به عنوان کشور داخلی و بقیه کشورها تحت عنوان اقتصاد خارجی). دراین تحقیق این مدل، مدل پایه نامیده شده‌است. مهم‌ترین ویژگی مدل پایه دورنزا بودن بخش خارجی است. هرگاه بخش خارجی برونزا در نظر گرفته شود، مدل پایه به مدل اقتصاد کوچک و باز یا SOE و هرگاه بخش خارجی وجود نداشته باشد مدل پایه به ساده‌ترین شکل خود یعنی اقتصاد بسته تبدیل می‌شود.

فرض برونزا بودن بخش خارجی رفتار کلیه‌ی کارگزاران اقتصادی را تحت تأثیر قرار می‌دهد. اقتصاد داخلی در مقایسه با اقتصاد خارجی آنقدر کوچک است که اثری بر عملکرد آن نمی‌گذارد. کوچک و باز بودن اقتصاد ملی باعث می‌شود همه متغیرها و شاخص‌های اقتصاد خارجی از نقطه نظر اقتصاد داخلی داده شده فرض شوند. این رویکرد مجموعه‌ای از محدودیت‌ها را که جهت تحلیل تجربی به کار می‌روند، به اقتصاد ملی تحمیل خواهد کرد. با این حال متغیرهای برونزای خارجی بوسیله فرایند AR و یا VAR ساختاری توصیف

نمی‌شوند بلکه برای تبیین و تعیین آن‌ها از معادلات ساختاری استفاده می‌شود (Escude,2012 & Ghironi, 2000).

فرض بسته بودن اقتصاد خارجی ایجاب می‌کند که نسب واردات این اقتصاد به سمت صفر میل نماید یعنی$\alpha^* \cong 0$ از این رو تعدیلات زیر را می‌توان در روابط اقتصاد خارجی اعمال نمود:

با قرار دادن $\alpha^* = 0$ در رابطه (۴۶) نتیجه زیر به دست می‌آید:

$$\hat{p}_t^* = \hat{p}_{F,t}^*$$

همچنین از رابطه(۴۳) یا (۴۴) نتیجه می‌شود:

$$ct^* = cF,t^*$$

از تفاضل مرتبه اول رابطه ($\hat{p}_t^* = \hat{p}_{F,t}^*$) حاصل می‌شود:

$$\hat{\pi}_t^* = \hat{\pi}_{F,t}^*$$

هرگاه رابطه اخیر را در رابطه (۴۹) جایگذاری شود، به دست می‌آید:

$$\hat{\pi}_t^* = \frac{\beta}{1+\beta} E_t \hat{\pi}_{t+1}^* + \frac{1}{1+\beta} \hat{\pi}_{t-1}^* + \boldsymbol{\varphi}_F^* \widehat{mc}_t^*$$

در نتیجه:

$$\hat{\pi}_t^* = \frac{\beta}{1+\beta} E_t \hat{\pi}_{t+1}^* + \frac{1}{1+\beta} \hat{\pi}_{t-1}^* + \boldsymbol{\varphi}_F^* \left[(\psi - \sigma) \hat{y}_t^* - (1+\psi) \hat{a}_t^* \right]$$

با توجه به این که تاثیر اقتصاد داخلی بر اقتصاد خارجی ناچیز است، از این رو رابطه ۵-۳-(۵۶)به شکل زیر تعدیل می‌شود:

$$Y_t^* = Y_{F,t}^*$$

از رابطه (۵۱) به دست می‌آوریم:

$$\hat{y}_t^* = \hat{y}_{F,t}^*$$

۵- پویایی‌های مدل و سیستم معادلات خطی

پویایی‌های مدل در دو مرحله صورت گرفته است. در مرحله اول پویایی‌های محصول، نرخ تورم، نرخ ارز واقعی و تراز پرداخت‌ها استخراج و در مرحله دوم پویایی‌های مذکور برحسب شکاف تولید (x_t) دوباره محاسبه شده‌است. به دلیل طولانی بودن محاسبات ریاضی در

اینجا فقط به ذکر روابط اکتفا شده است. همه روابط در قالب لگاریم-خطی انحراف از حالت پایدار بیان شده و در **جدول۱** نشان داده شده است.

۶- کالیبرسیون و شبیه سازی

در این بخش، سیستم خطی با توجه به داده‌های واقعی کالیبره و سپس مقادیر تعادلی بلندمدت متغیرهای درون‌زا استخراج شده‌است. در نهایت مدل شبیه‌سازی شده‌است.

۶-۱- تعادل بلند مدت با ثبات

شرایط تعادل پویای اقتصاد وضعیتی است که در آن اقتصاد در وضعیت باثبات قرار داشته، رشد اقتصاد ثابت و از این رو هیچ شوکی وجود ندارد. بدیهی است در چنین وضعیتی زمان بی مفهوم است. در هر لحظه از زمان متغیرها وضعیت ثابتی دارند از این رو در چنین شرایطی اندیس t برداشته می‌شود و انتظارات نیز مفهومی ندارند. مقادیر تعادلی بلند مدت که بر اساس معادلات مدل استخراج شده‌اند در **جدول۲** گزارش شده است.

جدول۱. مدل خطی
مأخذ:یافته‌های تحقیق

Tabel 1. Linear Model
Source: Research calculations

توضیحات	معادله	بلوک
معادله IS	$x_t=E_t x_{t+1}-f\left(\hat{r}_t-\hat{r}_t^f\right)-g\widehat{d}_{F,t}$	A
نرخ بهره در حالت انعطاف پذیری کامل	$\hat{r}_t^F=\frac{1}{f}\left(E_t\hat{y}_{t+1}^F-\hat{y}_t^F\right)+\left(\frac{\sigma f-1}{\sigma f}\right)\hat{r}_t^*-\left(\frac{1-\vartheta}{\sigma f}\right)(E_t\varepsilon_t^c-\varepsilon_t^c)$	
تولید در حالت انعطاف پذیری کامل	$\hat{y}_t^F=\frac{1}{\sigma+\psi(1-\theta)}\left\{\sigma\theta\hat{y}_t^*+\Gamma\hat{q}_t^F+(1+\psi)(1-\theta)a_t^D+(1-\theta)(\varepsilon_t^c-\varepsilon_t^n)\right\}$	
تولید کل	$\hat{y}_t=(1-\theta)\hat{c}_t+\theta\hat{y}_t^*-\frac{\theta\lambda\omega}{1-\theta}\hat{\delta}_{HN,t}+\frac{\theta\varphi}{1-\theta}\hat{q}_t$	
نرخ بهره داخلی	$\hat{\hat{r}}_t=\hat{i}_t-\left\{hE_t\hat{\pi}_{H,t+1}+(1-h)E_t\hat{\pi}_{N,t+1}\right\}$	
نرخ بهره خارجی	$\hat{r}_t^*=\hat{i}_t^*-E_t\hat{\pi}_{t+1}^*$	
شکاف تولید	$x_t=\hat{y}_t-\hat{y}_t^F$	
ضریب تکنولوژی داخلی	$\hat{a}_t^D=(1-\lambda)\hat{a}_{H,t}^D+\lambda\hat{a}_{N,t}^D$	
منحنی فلیپس (کالاهای داخلی)	$\hat{\pi}_{H,t}=\frac{\beta}{1+\beta}E_t\hat{\pi}_{H,t+1}+\frac{1}{1+\beta}\hat{\pi}_{H,t-1}+\varphi_H\left(\psi+\frac{\sigma}{1-\theta}\right)x_t-\frac{\Gamma\varphi_H}{1-\theta}\left(\hat{q}_t-\hat{q}_t^F\right)+\frac{\Omega\varphi_H}{1-\theta}\hat{\delta}_{HN,t}$	B

منحنی فلیپس (کالاهای غیر تجاری)	$\hat{\pi}_{N,t}=\frac{\beta}{1+\beta}E_t\hat{\pi}_{N,t+1}+\frac{1}{1+\beta}\hat{\pi}_{N,t-1}+\varphi_N\left(\psi+\frac{\sigma}{1-\theta}\right)x_t-\varphi_N\left(\frac{\Gamma}{1-\theta}\right)\left(\hat{q}_t-\hat{q}_t^F\right)+\varphi_N\left(1+\frac{\Omega}{1-\theta}\right)\hat{\delta}_{HN,t}$	
منحنی فلیپس (خارجی)	$\hat{\pi}_t^*=\frac{\beta}{1+\beta}E_t\hat{\pi}_{t+1}^*+\frac{1}{1+\beta}\hat{\pi}_{t-1}^*+\varphi_F^*\left[(\psi-\sigma)\hat{y}_t^*-(1+\psi)\hat{a}_t^*\right]$	
تولید خارجی	$\hat{y}_t^*=E_t\hat{y}_{t+1}^*-\frac{1}{\sigma}\left(\hat{i}_t^*-E_t\hat{\pi}_{t+1}^*\right)$	
نرخ ارز واقعی	$\hat{q}_t=E_t\hat{q}_{t+1}-\left(\frac{\sigma}{\Gamma+1}\right)E_t(\hat{x}_{t+1}-\hat{x}_t)-\frac{\sigma\theta\lambda\omega}{(1-\theta)(\Gamma+1)}E_t\left(\hat{\pi}_{H,t+1}-\hat{\pi}_{N,t+1}\right)-\frac{k(1-\theta)}{\Gamma+1}\tilde{d}_{F,t}-E_t\left(\hat{q}_{t+1}^F-\hat{q}_t^F\right)$	C
نرخ ارز در حالت انعطاف پذیری کامل	$\hat{q}_t^F=\left(\frac{\sigma}{\Gamma+1}\right)\left(\hat{y}_t^F-\hat{y}_t^*\right)-\left(\frac{1-\theta}{\Gamma+1}\right)\varepsilon_t^c$	
دارایی‌های خارجی	$\hat{d}_{F,t}=m\hat{d}_{F,t-1}-m\left(\frac{1-\theta-\lambda}{1-\theta}\right)\hat{\pi}_{H,t}-m\left(\frac{\lambda}{1-\theta}\right)\hat{\pi}_{N,t}-m\left(\frac{\theta}{1-\theta}\right)\left(\Delta\hat{q}_t-\Delta\hat{q}_t^F\right)+m(\beta-1)\left(\hat{nx}_t-\hat{nx}_t^F\right)$	
تراز تجاری	$\hat{nx}_t=\frac{1}{(1-\theta)(1-\alpha)}\left[(1-\theta-\alpha)x_t+Z\hat{\delta}_{HN,t}+H\left(\hat{q}_t-\hat{q}_t^F\right)\right]+\hat{nx}_t^F$	D
تراز تجاری در حالت انعطاف پذیری کامل	$\hat{nx}_t^F=\frac{1}{(1-\theta)(1-\alpha)}\left[(1-\theta-\alpha)\hat{y}_t^F+\alpha\theta\hat{y}_t^*+H\hat{q}_t^F\right]$	
معادلات سیاستی	$\hat{i}_t=h_0\hat{i}_{t-1}+h_1\hat{\pi}_t+h_3\hat{y}_t+h_3\hat{q}_t$	E
	$\hat{\Lambda}_t=\kappa_0\hat{q}_{t-1}+\kappa_1\hat{\Lambda}_{t-1}+\kappa_2\hat{y}_t+\kappa_3\hat{q}_t+\kappa_4\left(\hat{q}_t+\hat{R}_{r,t}-\hat{y}_t\right)$	

جدول۲. مقادیر تعادلي با ثبات بلند مدت

مأخذ: یافته‌های پژوهش

Tabel 2. Steady State

Source: Research calculations

متغیر	نماد	مقدار	متغیر	نماد	مقدار
هزینه نهایی داخلی	$\overline{MC}_H$	۰/۷۶۷۴	شاخص قیمت کالاهای تجاری	$\overline{P}_T$	۰/۸۳۰
هزینه نهایی خارجی	$\overline{MC}_F$	۰/۸٦۲۰	شاخص قیمت کالاهای غیر تجاری	$\overline{P}_N$	۱/۲۵۵
شاخص قیمت کالاهای داخلی	$\overline{P}_H$	۰/۷٦۷٤	مصرف کالاهای غیر تجاری	$\overline{C}_N$	۰/۵۲۹٦
شاخص قیمت کالاهای وارداتی	$\overline{P}_F$	۰/۸۹٤۰	مصرف کالاهای تجاری	$\overline{C}_T$	۰/۷۰۱۱
شاخص قیمت کالاهای خارجی	$\overline{P}^*$	۱	مصرف کالاهای داخلی	$\overline{C}_H$	۰/۳٦٤٤
تورم خارجی	$\overline{\pi}^*$	۱	مصرف کالاهای وارداتی	$\overline{C}_F$	۰/۳۳۹۳

نرخ ارز اسمی	$\overline{ER}$	۰/۷۶۷۶	مصرف کل	$\bar{C}$	۱/۲۱۶۷
نرخ ارز واقعی	$\bar{Q}$	۰/۷۶۷۶	تراز تجاری	$\overline{NX}$	-۰/۰۱۱۹

۲-۶- کالیبرسیون مدل

در **جدول۳** مقدار کالیبره شده پارامترهای مدل نشان داده شده است. مقدار کالیبره شده برخی از پارامترها از مطالعات پیشین گرفته شده است و برخی دیگر از پارامترها بر پایه داده‌ها و اطلاعات در دسترس و محاسبات اقتصادسنجی، برآورد شده‌اند. کلیه داده‌های سری زمانی مورد نیاز از بانک اطلاعات سری‌های زمانی بانک مرکزی اخذ شده است.

۷- قاعده ساده بهینه و رژیم‌های ارزی

قاعده ساده بهینه[16]: فرض بر این است که بانک مرکزی بدنبال حداقل کردن نوسانات (در اینجا واریانس) نرخ تورم، شکاف GDP، نرخ ارز واقعی و نرخ ذخایر خارجی بانک مرکزی است. از این رو این بانک با مساله زیر روبرو است:

$$of=min\{\omega_{\pi}Var(\hat{\pi}_t)+\omega_y Var(\hat{y}_t)+\omega_q Var(\hat{q}_t)+\omega_r Var(\hat{R}_{r,t})\} \quad (۶۰)$$

در این رابطه ω_iها وزن متغیرهای هدف می‌باشند که سیاستگذار برای واریانس‌های نرخ تورم، تولید ناخالص داخلی، نرخ ارز واقعی و نرخ ذخایر خارجی بانک مرکزی در نظر می‌گیرد. با نسبت دادن مقادیر مختلف به این ضرایب، حالت‌های متفاوتی طراحی شده و از حداقل کردن تابع فوق نسبت به هر یک از این حالت‌ها ضرایب سیاستی مربوطه (h_iها و κ_i ها) به دست می‌آید. **جدول٤** چهار حالت مختلف را نشان می‌دهد.

جدول۳. کالیبرسیون مدل
مأخذ: مطالعات قبلی و اطلاعات پیشین تحقیق

Tabel 3. Calebration
Source: Previous Researches and Previous Information of Research calculations

پارامتر	شرح	مقادیر کالیبرسیون	منبع
β	نرخ تنزیل ذهنی مطلوبیت مصرف کننده	۰٫۹۶	توکلیان ۱۳۹۱
σ	عکس کشش جانشینی بین دوره‌ای مصرف	۱/۵۷۱	توکلیان ۱۳۹۱

[16] Optimal Simple Rule (OSR)

τ	عکس کشش جانشینی بین دوره‌ایمانده‌های حقیقی	۲/۱۷	طائی ۱۳۸۵
ψ	عکس کشش بین دوره‌ای بین کار و فراغت	۲/۳۹	توکلییان ۱۳۹۱
λ	سهم کالای غیر تجاری از کل مصرف داخلی	۰/۹۸	محاسبات تحقیق
υ	کشش جانشینی بین کالاهای تجاری و غیر تجاری	۰/٤۳	محاسبات تحقیق
η	کشش جانشینی بین کالاهای تجاری داخلی و خارجی	۱/٥٦	امیری ۱۳۹۳
α	نسبت واردات (درجه باز بودن اقتصاد داخلی)	۰/٥٤	محاسبات تحقیق
ϵ_H	کشش بین انواع مختلف کالاها	٤/۳۳	متوسلی و همکاران ۱۳۸۹
κ	ثابت دارایی‌های خارجی	۰/۰۰۰۷	مالیک ۲۰۰۵
ω_H	نسبت بنگاه‌های داخلی تجاری که توانایی تعدیل قیمت ندارند	۰/٦۸	محاسبات تحقیق
ω_N	نسبت بنگاه‌های داخلی غیر تجاری که توانایی تعدیل قیمت ندارند	۰/۲	محاسبات تحقیق
ω_F	نسبت بنگاه‌های وارد کننده که توانایی تعدیل قیمت ندارند	۰/۵	محاسبات تحقیق
ω_H^*	نسبت بنگاه‌هایوارد کننده که توانایی تعدیل قیمت ندارند	۰/۵	محاسبات تحقیق
ω_F^*	نسبت بنگاه‌هایخارجی که توانایی تعدیل قیمت ندارند	۰/۲	محاسبات تحقیق
ρ_c	ضریب خود رگرسیونی شوک مصرف	۰/۵	انتخابی
ρ_m	ضریب خود رگرسیونی شوک تقاضای پول	۰/۲	انتخابی
ρ_l	ضریب خود رگرسیونی شوک عرضه نیروی کار	۰/۵	انتخابی
ρ_H^D	ضریب خود رگرسیونی شوک تکنولوژی بنگاه‌های تجاری داخلی	۰/۲	انتخابی
ρ_N^D	ضریب خود رگرسیونی شوک تکنولوژی بنگاه‌های غیرتجاری	۰/۵	انتخابی
ρ^{*A}	ضریب تکنولوژی خارجی در فرایند اتورگرسیون	۰/۲	انتخابی
ρ^i	ضریب نرخ بهره در قاعده پولی بانک مرکزی	۰/۵	انتخابی
ψ_1	ضریب تورم در قاعده پولی	۰/۵	انتخابی
ψ_2	ضریب شکاف تولید در قاعده پولی	۰/۵	انتخابی
κ_1	تعهد بانک مرکزی در حفظ سطح مشخصی از از ذخایر خارجی	۰/۲	انتخابی
κ_2	تعهد بانک مرکزی در ثابت نگهداشتن نرخ ارز	۰/۲	انتخابی

κ_3	تعهد بانک مرکزی در هدفگذاری تورمی	۰/۵	انتخابی

جدول۴. سناریوهای مختلف بانک مرکزی در قاعده ساده بهینه
مأخذ: محاسبات تحقیق

Tabel 4. Definiation of Central Bank Styles on Optimal Simple Rule
Source: Research calculations

وزن‌ها	حالت‌ها			
	A	B	C	D
ω_π	۱۰۰	۱	۱۰۰	۱۰۰
ω_y	۱	۱۰۰	۱۰۰	۱۰۰
ω_q	۱	۱	۱	۱۰۰
ω_r	۱	۱	۱	۱

در حالت A سیاستگذار به تورم و در حالت B به تولید اهمیت بیشتری داده است. در حالت C سیاستگذار به این دو شاخص اهمیت یکسانی داده‌است. در حالت D سیاستگذار برای تولید، تورم و نرخ ارز واقعی اهمیت یکسان قائل شده است. در هر یک از این حالت‌ها ضرایب سیاستی حداقل کننده واریانس تابع فوق به دست آمده است که در قسمت‌های بعدی جداول آن ارائه خواهد شد.

سناریوی اول نرخ ارز مدیریت شده: به طور کلی در این نوع سیاست نرخ ارز آزاد است تا براساس مکانیزم‌های عرضه و تقاضا نوسان کند. با این حال بانک مرکزی از طریق دخالت در هر دو بازار سطح مطلوب و مسیر نرخ ارز را مدیریت می‌کند. همچنین اغلب این سیاست‌ها همراه با هدفگذاری (مثلاً نرخ تورم) طراحی می‌شود. این رژیم با توجه به شرایط سخت اقتصادی کشور (تحریم‌های نفتی و بانکی) احتمالاً مناسبترین سیاست پولی می‌باشد.

سناریوی دوم نرخ ارز میخکوب شده: این سناریو حالتی را نشان می‌دهد که مقام پولی از یک نرخ ارز ثابت حمایت می‌کند. بر اساس ادبیات نظری و تجربی، نظام ارزی میخکوب برای اقتصادهایی کاربرد دارد که از مشخصه‌هایی نظیر کوچک بودن، اقتصاد تک محصولی، عدم تنوع تولیدات و تجارت، بازارهای مالی غیر کارا و ارتباط ضعیف با بازارهای سرمایه جهانی برخوردار باشد.

سناریوی سوم نرخ ارز شناور: در این سیستم ارزی، نرخ ارز صرفاً در بازار توسط مکانیزم عرضه و تقاضای بازار ارز تعیین می‌شود. درچنین نظامی سیاستگذار پولی در بازار

ارز دخالت نمی‌کند. سیاست پولی از نظام ارزی مستقل بوده و می‌تواند به طور آزادانه برای هدایت اقتصاد داخلی مورد استفاده قرار گیرد.

۸- نتایج شبیه سازی

در این بخش، مدل لگاریتم-خطی بخش قبل با توجه به پارامترهای کالیبره شده و مقادیر تعادلی بلندمدت متغیرهای درونزای مدل شبیه سازی شده است. فرایند شبیه سازی شامل دو مرحله است. در مرحله اول مدل لگاریتم - خطی با استفاده از ضرایب کالیبره شده بازنویسی می‌شود. مرحله دوم تولید داده برای متغیرهای مدل می‌باشد.

با توجه به حالت‌های مختلف بانک مرکزی و تحت سناریوهای سه گانه نرخ ارز، مدل شبیه سازی و نتیجه در **جدول۵** و **جدول٦** گزارش شده است.

بررسی از سناریوی اول یعنی رژیم نرخ ارز مدیریت شده (MER) آغاز می‌شود. همان طوری که **جدول۵** و **جدول٦** نشان می‌دهد زیان بانک مرکزی در این نظام ارزی در مقایسه با دو رژیم گوشه‌ای دیگر کمتر بوده است. با بکارگیری این رژیم ارزی، زیان بانک مرکزی در حالت‌های B ، C و D به ترتیب حدود ۱۲/۶، ۸/۸، و ۲۹/۵ برابر زیان بانک در حالت A بوده است. به عبارت دیگر هرگاه سیاستگذار نرخ تورم را هدفگذاری نماید (حالت A) هزینه‌های سیاست پولی و ارزی به مراتب پایین‌تر از سایر هدفگذاری‌ها است.

جدول۵. قواعد سیاست ساده بهینه برای حالت‌های مختلف بانک مرکزی
مأخذ:یافته‌های پژوهش

Tabel 5. Optimal simple policy rules for alternative Central Bank styles
Source: Research calculations

حالت B	حالت A			حالت B		
	MER	FER	PER	MER	FER	PER
h0	۰/٦۹	۰/۳٦۸	—	۰/۸۷۵	۹/٦٦۲	—
h1	۱/۵۸٤	۱/۲۷٦	—	۱/۳۳۵	۲/۳۹۷	—
h2	-۰/۰۰٦	-۰/۰۰۷	—	۲/۱٤٦	۲/۰۷۲	—
h3	۰/۱۵۷	۰/۲۹۲	—	۰/۲٦۹	-۱/۸٤۵	—
k0	-۰/۰۱٦	—	-۰/۲۵۹	۰/۰۱۸	—	-۰/۲۵۰
k1	۰/۰۰۳	—	-۱/۱۸۰	-۰/۱۹۹	—	-۰/۸٤۲
k2	-۰/۰٤٤	—	-۱/۵٤٤	۱/٦۹۷	—	-۳/۱۹۵
k3	-۰/۰۸٤	—	-۰/۵۷۲	۱/۱۰۵	—	۰/٤۵۷

k4	-۰/۵۹۰	—	-۱/۳۵۲	-/۹۸۰	—	-۰/٦١٦
Of	۰/۰١٦	۰/۰۲۰	۰/۰١۹۲	۰/۲۰١	۰/۲۰۷	۰/۳۲۰

جدول۶. قواعد سیاست ساده بهینه برای حالت‌های مختلف بانک مرکزی
مأخذ:یافته‌های پژوهش

Tabel 6. Optimal simple policy rules for alternative Central Bank styles
Source: Research calculations

ضرایب	حالت C			حالت D		
	MER	FER	PER	MER	FER	PER
h0	۱/۹۷۹	۲/٤۲٥	—	۳/٤٥۷	٥/۹۷۲	—
h1	-٤/٥۳۰	٤/۲۸٥	—	۱/۰۰۲	۱/۹۹٥	—
h2	-٤/٤۸۰	۷/۱۰۷	—	۱/٥٥۰	-۲/۱۰۹	—
h3	۰/٦٦٤	-۱/٤٤۲	—	۰/۲۳۱	٤/۹۲۰	—
k0	٦/۱۸٤	—	-۱/۷۳۰	-۰/۱۱۰	—	-۱/۲٤۲
k1	۰/۸۲۰	—	-۷/٤۸۹	۰/۰۳۲	—	-۲/۷۲٤
k2	-۹/٦٥۸	—	-۸/٥٥۲	-۰/٤٥۰	—	-٤/۸۲۲
k3	-۱/۹٤۹	—	۰/٥۷۹	-۱/٤۰۳	—	۰/۳۳۸
k4	-٦/۲۸٦	—	-٤/۲۹٦	-۰/۱٤۲	—	-۲/٦۰۳
Of	۰/۱٤۱	۰/۳٥۸	۰/٤۱۷	۰/٤۷۲	۰/٦۳۷	۰/٦٥٦

واکنش نرخ سود بانکی نسبت به نرخ تورم (h_1) در حالت A حدود ۱/۶و در حالت B حدود ۱/۳ است ولی در حالت C ناپایدار[۱۷] و در حالت D مقدار این واکنش ناچیز بوده‌است. همچنین واکنش نرخ سود بانکی نسبت به تغییرات ذخایر خارجی بانک مرکزی (κ_4) در حالت C منفی و شدید است (حدود ۶/۳-) با این که این ضریب در حالت‌های A و D نیز منفی است ولی از نظر عددی کوچک می‌باشد. در حالت B ضریب مذکور مثبت است.

در مورد سناریوی دوم، رژیم ارزی شناور (FER)، همان طوری که **جدول۵** و **جدول٦** نشان می‌دهد در تمام حالت‌ها پایداری وجود دارد. ضریب واکنش نرخ سود بانکی نسبت به تورم(h_1) در همه حالت‌ها مثبت است. بالاترین این واکنش مربوط به حالت C (حدود ۴/۳) و پایین‌ترین آن مربوط به حالت A (۱/۳) بوده است.

[۱۷] هرگاه h0+h1>1 اعمال قاعده سیاستی باعث ثبات متغیرهای هدف می‌شود.

براساس این جداول در همه حالت‌های نظام ارزی میخکوب شده (PER) (سناریوی سوم) واکنش نرخ ارز نسبت به تغییرات تورم و تولید (κ_1) منفی است. همچنین در همه حالت‌ها واکنش سود تسهیلات بانکی نسبت به ذخایر خارجی (ضریب κ_4) منفی و تقریباً شدید می‌باشد. بالاترین این ضریب مربوط به حالت C (حدود ۴/۹-) و پایین‌ترین آن مربوط به حالت B (حدود ۰/۶۲-) است.

جدول۷ و **جدول۸** نوسانات (انحراف معیار) متغیرهای درونزای مورد بررسی در نظام‌های ارزی سه گانه و زیان کلی و نسبی بانک مرکزی در هر حالت تحت قاعده ساده بهینه را نشان می‌دهد. در حالت‌های A و B نسبت زیان بانک مرکزی در نظام‌های ارزی گوشه‌ای(FER و PER) بین ۱/۲ تا ۱/۶ برابر نظام ارزی مدیریت شده (MER) است. در حالت C (حالتی که هم تورم و هم تولید اهمیت دارد) نسبت زیان نظام‌های ارزی گوشه‌ای بین ۲/۶ تا ۳ برابر نظام ارزی مدیریت شده می‌باشند. به طور کلی زیان‌های رژیم‌های گوشه‌ای در کل حالت‌های الترناتیو بین ۱/۲ تا ۳ برابر زیان رژیم MER می‌باشد.

جدول۷. نوسانات (انحراف معیار) متغییرهای هدف و زیان نسبی و کلی بانک مرکزی
مأخذ: یافته‌های تحقیق

Tabel 7. Standard deviations of main variables and losses
Source: Research calculations

متغیرهای هدف	حالت A			حالت B		
	MER	FER	PER	MER	FER	PER
تراز تجاری	۰/۰۵۹	۰/۰۷۱	۰/۰۵٦	۰/۰۸۰	۰/۰۷۳	۰/۰۵۷
شکاف تولید	۰/۰۷۰	۰/۰۷۱	۰/۰۸۱	۰/۰٤۰	۰/۰٤٤	۰/۰۵٦
نرخ تورم	۰/۰۰۷	۰/۰۱۱	۰/۰۰۹	۰/۰۵۱	۰/۰۷۳	۰/۰۵۱
نرخ ارز واقعی	۰/۰٤۹	۰/۰۵٤	۰/۰٤۷	۰/۰۵٦	۰/۰۵۵	۰/۰٤۸
دارایی‌های خارجی	۰/۱۱۲	۰/۰۸۷	۰/۰۹۷	۰/۱۱٤	۰/۰۸۸	۰/۰۹۲
ابزارهای سیاستی						
نرخ سود بانکی	۰/۰۲۳	۰/۰۳۵	۰/۰۵۷	۰/۰۳٤	۰/۰۵٤	۰/۰۵۵
ذخایر خارجی بانک مرکزی	۰/۰۵٦	۰/۰۰۰	۰/۰٤۳	۰/۱۸۱	۰/۰۰۰	۰/۰۳۵
نرخ تغییر در ارز اسمی	۰/۰٦۱	۰/۰۸۲	۰/۰۵۵	۰/۰۹٦	۰/۱۱۲	۰/۰۸۰

زیان بانک مرکزی						
زیان کل	۰/۰۱٦	۰/۰۲۰	۰/۰۱۹	۰/۲۰۱	۰/۲۰۷	۰/۳۲۰
زیان نسبی	--	۱/۲۵	۱/۲۰	--	۱/۰۳	۱/۵۹

جدول۸. نوسانات (انحراف معیار) متغییرهای هدف و زیان نسبی و کلی بانک مرکزی
مأخذ: یافته‌های تحقیق

Tabel 8. Standard deviations of main variables and losses
Source: Research calculations

متغیرهای هدف	حالت C			حالت D		
	MER	FER	PER	MER	FER	PER
تراز تجاری	۰/۰۵۲	۰/۰۷۵	۰/۰۵۹	۰/۰٦۵	۰/۰۷۵	۰/۰۵۹
شکاف تولید	۰/۰۱۹	۰/۰۵۲	۰/۰٦۱	۰/۰۵۰	۰/۰٤٦	۰/۰٦۰
نرخ تورم	۰/۰۳۱	۰/۰۲۸	۰/۰۲۱	۰/۰۳۰	۰/۰۳۳	۰/۰۲۳
نرخ ارز واقعی	۰/۰٤۳	۰/۰۵۵	۰/۰٤۹	۰/۰۳۱	۰/۰۵٦	۰/۰٤۹
دارایی‌های خارجی	۰/۱۰۸	۰/۰۹۲	۰/۰۹۵	/۰۱۲۱	۰/۰۹۱	۰/۰۹٤
ابزارهای سیاستی						
نرخ سود بانکی	۰/۰۳٦	۰/۰۱۰	۰/۰۳۲	۰/۰۱٤	۰/۰۱۰	۰/۰۳۵
ذخایر خارجی بانک مرکزی	۰/۰۸۸	۰/۰۰۰	۰/۰۳۳	۰/۲۰۸	۰/۰۰۰	۰/۰۳٤
نرخ تغییر در ارز اسمی	۰/۰٦۰	۰/۰۹۱	۰/۰۷۰	۰/۰٤۳	۰/۰۹۲	۰/۰۷۰
زیان بانک مرکزی						
زیان کل	۰/۱٤۱	۰/۳۵۸	۰/٤۱۷	۰/٤۷۲	۰/٦۳۷	۰/٦۵٦
زیان نسبی	--	۲/۵٤	۱/۹٦	--	۱/۳۵	۱/۳۹

در پایان تاکید می‌شود که در اینجا منظور از رژیم میخکوب شده ارزی (PER) مهار ارز نسیت. قاعده ساده بهینه در این رژیم شامل مهار شماتیک و بدون بازخورد می‌باشد. اما در این قسمت نشان داده شد که در حالت کلی اعمال رژیم ارزی میخکوب شده همراه با بازخورد بهینه خواهد بود. ضرایب بازخورد در کل از نظر قدر مطلق بزرگ است. از این رو اعمال یک نظام مهار شده‌ی ارزی فعال برای تمام حالت ها، بهینه خواهد بود.

۹- نتیجه گیری و پیشنهادات

در فرآیند انجام این پژوهش ابتدا پس از مرور ادبیات موضوع و بیان مبانی نظری تحقیق و همچنین مبانی تئوری مدل‌های DSGE، یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی (DSGE) قابل برآورد به تفکیک بخش‌های خانوار، بنگاه، بانک مرکزی، بخش خارجی تنظیم و ارائه شد. نظر به عدم استقلال بانک مرکزی، مقام پولی و دولت در این مدل به شکل بلوک واحد در نظر گرفته شد و این مقام پولی با استفاده از ابزارهایی نظیر نرخ سود بانکی (پراکسی نرخ بهره)، دارایی‌های خارجی و نرخ تغییر در ارز اسمی سیاست‌های پولی و ارزی اعمال می‌کند.

پس از ارائه مدل و تشریح جزئیات آن، مقادیر تعادل بلندمدت متغیرها بر حسب پارامترهای مدل به دست آمد و با مقداردهی به پارامترهای مدل مقادیر ایستای تعادلی متغیرها محاسبه گردید. سپس معادلات حاصل با استفاده از تکنیک‌های موجود خطی سازی شده‌اند. متغیرهای درونزای مدل به صورت لگاریتم سطح متغیر منهای لگاریتم مقدار ایستای بلندمدت یعنی شکاف لگاریتم متغیرها در نظر گرفته شده‌است. مدل لگاریتم خطی شده و کالیبره شده با استفاده از نرم افزار داینار و تحت سناریوهای مختلف شبیه‌سازی گردید. در فرآیند شبیه‌سازی مدل، نوسانات متغیرهای درونزای تراز تجاری، شکاف تولید، نرخ تورم، نرخ ارز واقعی و دارایی‌های خارجی به عنوان متغیرهای مورد بررسی و شاخص‌های نرخ سود بانکی، ذخایر خارجی بانک مرکزی و نرخ تغییر در ارز اسمی به عنوان ابزارهای سیاستی در قالب قاعده ساده بهینه و تحت سه نظام ارزی مدیریت شده، شناور و میخکوب شده مورد سنجش قرار گرفت. نتایج نشان داد در همه قواعد سیاستی سناریوی نظام ارزی میانی بر سایر نظام‌های ارزی برتری داشته و منجر به نوسانات کمتری در متغیرهای درونزای مدل شده است.

در اجرای سیاست‌های پولی به کاربردن نظام ارزی مدیریت شده موجب شده است که علاوه بر کاهش زیان بانک مرکزی نوسانات متغیرهای بخش خارجی اقتصاد ایران نیز به حداقل برسد از این رو توصیه می‌شود بانک مرکزی به هنگام تنظیم بسته‌های سیاستی به طور اکید از نظام ارزی میانی به عنوان سناریوی مسلط استفاده نماید.

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.

Refrence

Amato, J. D., & Laubach, T. (2003). Estimation and Control of and Optimization-based Model with Sticky Prices and Wages, *Journal of Economic Dynamic & Control*, 27(7), 1181-1215. https://doi.org/10.1016/S0165-1889(02)00021-0

Bahmani-Oskooee, M., & Kantipong, T. (2001). Bilateral J-curve between Thailand and her trading partners. *Journal of Economic Development*, 26(2), 107-118.

Bahrami, J., & Qureshi, N. (2011). Analyzing the Monetary Policy in Iran Economy by Using a Dynamic Stochastic General Equilibrium Model. *Economic Modeling*, *5*(13), 1-22. Retrieved from https://eco.firuzkuh.iau.ir/article_555543.html?lang=en [In Persian]

Christiano, L. J., Eichenbaum, M., & Evans, C. L. (2005). Nominal rigidities and the dynamic effects of a shock to monetary policy. *Journal of political Economy*, 113(1), 1-45.

Escudé, G. J. (2013). A DSGE model for a SOE with Systematic Interest and Foreign Exchange policies in which policymakers exploit the risk premium for stabilization purposes. *Economics*, *7*(1), 2013-2030.

Fuhrer, J., & Moore, G. (1995). Inflation persistence. *The Quarterly Journal of Economics*, 110(1), 127-159.

Gali, J. (1999). Technology, employment, and the business cycle: do technology shocks explain aggregate fluctuations?. *American economic review*, 89(1), 249-271.

Ghironi, F. (2000). Towards New Open Economy Macroeconometrics. *Boston College Department of Economics.*469(2), 234-265. Retrieved from https://econpapers.repec.org/paper/bocbocoec/469.htm

Goodfriend, M., & King, R. G. (1997). The new neoclassical synthesis and the role of monetary policy. *NBER macroeconomics annual*, 12, 231-283.

Khiabani, N., & Amiri, H.(2014). The Position of Monetary and fiscal Policies with emphasizing on Oil Sector with DSGE Models (the case of Iran). *Journal of Economic Research*, 54(14), 133-173. Retrieved from https://joer.atu.ac.ir/article_803_en.html?lang=fa [In Persian]

Kydland, F. E., & Prescott, E. C. (1982). Time to build and aggregate fluctuations. Econometrica. *Journal of the Econometric Society*, 1345-1370.

Levin, A., Wieland, V., & Williams, J. C. (2003). The performance of forecast-based monetary policy rules under model uncertainty. *American Economic Review*, 93(3), 622-645.

Malik, H. (2005). Monetary-Exchange Rate Policy and Current Account Dynamics. *MPRA paper*, 455, 1-32.

Mashhadizadeh, F., Piraee, Kh., Akbari Moghaddam, B & Zare, H. (2022). Monetary policy and commodity terms of trade shocks. *Quarterly Journal of Quantitative Economics(JQE)*, 19(1), 29-52. 10.22055/JQE.2019.28034.2003, [In Persian]

Medina, J. P., & Soto, C. (2005). Oil shocks and monetary policy in an estimated DSGE model for a small open economy. *Documento de Trabajo*, 353, Retrieved from https://dialnet.unirioja.es/descarga/articulo/1386765.pdf

Motavaseli, M., & Ebrahimi, I. (2010). Monetary Policy Role in Transmission of the Effects of Oil Shocks on Iran's Economy. *The Journal of Economic Studies and Policies*, *0*(18), 27-50. doi: 10.22096/esp.2010.26220

Motavaseli, M., & Ebrahimi, I.(2011). Monetary Policy Role in Transmission of the Effects of Oil Shocks on Iran's Economy. *Journal Nameh Mofeed*. *18, 7-50*. Retrieved from https://economic.mofidu.ac.ir/article_26220.html?lang=en#:~:text= 10.22096/esp.2010.26220 [In Persian]

Musil, K. (2009). International Growth Rule Model: New Approach to the Foreign Sector of the Open Economy. (Unpublished doctoral dissertation). Masaryk University, Faculty of Economics and Administration. Brno.

Nistico, Salvatore. (2010). Monetary Policy and Stock-Price Dynamics in a DSGE Framework. *Journal Macroeconomics*, 34(2012), 126-146.

Olivera, J. H. G. (1977). On Passive Money, *The Journal of Political Economy*, 78(4), Retrieved from http://dx.doi.org/10.1086/259678

Rotemberg, J. J., & Woodford, M. (1997). An optimization-based econometric framework for the evaluation of monetary policy. *NBER macroeconomics annual*, 12, 297-346.

Smets, F., & Wouters, R. (2005). Comparing shocks and frictions in US and euro area business cycles: a Bayesian DSGE approach. *Journal of Applied Econometrics*, 20(2), 161-183.

Smets, F., & Wouters, R. (2007). Shocks and frictions in US business cycles: A Bayesian DSGE approach. *American economic review*, 97(3), 586-606.

Taee, H. (2006). An Estimation of Labour Supply Function Using the Iranian Micro Data. *Iranian Journal of Economic Research*. 29, 93-112. Retrieved from https://ijer.atu.ac.ir/article_3675.html?lang=en [In Persian]

Tavakoliyan, H., & Komijan, A. (2012). Monetary policy under fiscal domination and implicit target inflation in the form of a stochastic dynamic general equilibrium model for the Iranian economy. *Journal of Economic Modeling Research*, 8, 88-117. Retrieved from http://qjerp.ir/article-1-2128-en.html [In Persian]

Taylor, J. B. (1993, December). Discretion versus policy rules in practice. *In Carnegie-Rochester conference series on public policy*, 39, 195-214. North-Holland.

Taylor, J. B., & Wieland, V. (2012). Surprising comparative properties of monetary models: results from a new model database. *Review of Economics and Statistics*, 94(3), 800-816.

Zare, R. (2022). Monetary Policy and Stock Market Cycles in Iran. *Quarterly Journal of Quantitative Economics(JQE)*, 19(1), 1-27. 10.22055/JQE.2020.25910.1880 [In Persian].

فصلنامه‌ی اقتصاد مقداری (بررسی‌های اقتصادی سابق) زمستان ۱۴۰۲ ۲۰(۴) ۸۶-۳۸

فصلنامه‌ی اقتصاد مقداری

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

کیفیت نهادی و فرار مالیاتی در ایران

مهدیه رضاقلی زاده *، امیرحسین عالمی **

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

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

اطلاعات مقاله	طبقه‌بندیJEL:E26, H26, O17
تاریخ دریافت: ۲۱ مهر ۱۳۹۹ تاریخ بازنگری: ۲۲ دی ۱۳۹۹ تاریخ پذیرش: ۲۶ دی ۱۳۹۹	واژگان کلیدی: فرار مالیاتی، اقتصاد زیرزمینی، شاخص چندگانه- علل چندگانه (MIMIC)، آزمون کرانه ای خودرگرسیون برداري با وقفه هاي گسترده (ARDL Bounding test)
ارتباط با نویسنده (گان) مسئول: ایمیل: m.gholizadeh@umz.ac.ir 0000-0003-1172-4824	آدرس پستی: بابلسر، دانشگاه مازندران، دانشکده علوم اقتصادی و اداری، گروه اقتصاد

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

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

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

چکیده

با توجه به اینکه ساختار مالیات وابستگی بالایی به ساختار حکمرانی داشته و بهبود در ساختار حکمرانی و کیفیت نهادها منجر به جلب اعتماد عمومی به دولت شده و می تواند اقتصاد زیرزمینی و فرار مالیاتی را کاهش دهد، بررسی ارتباط بین کیفیت نهادها با فرار مالیاتی اهمیت می‌یابد. تحقیق حاضر تلاش می کند تا با بررسی این رابطه طي دوره۹۶-۱۳۵۷،پاسخی به این سوال دهد که آیا بهبود کیفیت نهادها در ایران می‌تواند منجر به کاهش فرار مالیاتی شده و اقتصاد زیرزمینی در کشور را کاهش دهد یا خیر؟بدین منظور پس از مشخص کردن عوامل به وجود آورنده فرار مالیاتی، در مرحله اول با استفاده از روش علل چندگانه- شاخص چندگانه(MIMIC) به برآورد سري زماني اندازه نسبي و مطلق فرار مالیاتی در ایران و بررسی علل و آثار آن با استفاده از نرم افزار آموس(Amos) و با روش حداکثر درست نمايي پرداخته شده است. پس از مقایسه ملاکهای برازش و نتایج تخمینی الگوهای برآورد شده، مدلی به عنوان مدل نهایی و مبنای محاسبات فرار مالیاتی انتخاب شد که در آن متغیرهای رشد مصرف انرژی،رشد تقاضای پول ورشد تولید ناخالص داخلی به عنوان آثار و تورم،نرخ بیکاری،نسبت صادرات به تولید ناخالص داخلی،نرخ ارز رسمی،درآمد سرانه،نسبت تملک دارایی سرمایه(هزینه عمرانی) به تولید ناخالص داخلی و نسبت مالیات بر واردات بر کل واردات به عنوان علل تشکیل دهنده فرار مالیاتی در نظر گرفته شدند. دراین الگو تورم،بار مالیاتی،درآمد سرانه و نرخ ارز رسمی اثر مثبت بر فرار مالیاتی داشته و شاخص باز بودن اقتصادی،اندازه دولت و نرخ بیکاری دارای اثر منفی می باشند. نتایج محاسبه فرار مالیاتی نسبی بیانگر اینست که اگرچه روند فرار مالیاتی دارای نوساناتی می باشد،اما بطور کلی در دوره ۳۸ ساله روندی افزایشی داشته است.نتایج محاسبه اندازه مطلق فرار مالیاتی نشان می دهد که مقدار آن در سال ۱۳۷۸به بیشترین مقدار خود رسیده است. در مرحله دوم پس ازمحاسبه متغیر پنهان فرار مالیاتی،به منظور بررسي تاثیر بلندمدت و کوتاه مدت کیفیت نهادی و سایر متغیرهاي وابسته بر فرار مالیاتی در قالب الگوهاي سري زماني،از آزمون کرانه‌اي خودرگرسیون برداري با وقفه‌هاي گسترده استفاده گردید. نتایج نشان می دهد که تاثیر کیفیت نهادی در کوتاه مدت وبلندمدت منفي و معني دار بوده و بیان مي‌دارد که بهبود کیفیت نهادها عاملی در جهت ممانعت از رشد اقتصاد زیرزمینی و فرار مالیاتی می‌باشد.همچنین طبق نتایج،افزایش تورم دربلند مدت منجر به افزایش فرار مالیاتی شده و افزایش تولید ناخالص داخلی عاملی در جهت ممانعت از رشد اقتصاد زیرزمینی و فرار مالیاتی می‌باشد.

ارجاع به مقاله:
رضاقلی زاده، مهدیه. و عالمی، امیرحسین. (۱۴۰۲). کیفیت نهادی و فرار مالیاتی در ایران. *فصلنامه‌ی اقتصاد مقداری (بررسی‌های مقداری سابق)*، ۲۰(۴)، ۸۶-۳۸.

10.22055/JQE.2021.35404.2283

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

۱- مقدمه

بر مبنای تعریف اشنایدر و همکاران (۲۰۰۹)، اقتصاد پنهان شامل تمام تولیدات قانونی مبتنی بربازارکالا و خدمات است که به طور عمده ازمقامات دولتی پنهان باشد (Schneider, Buehn & karmann, 2009).

به طور کلی می‌توان گفت اقتصاد زیرزمینی شامل کلیه فعالیت‌های رایج اقتصادی ثبت نشده است که در صورت مشاهده شدن در تولید ناخالص داخلی محاسبه می‌شود و فعالیت‌هایی را شامل می‌شود که هم به صورت قانونی و هم غیرقانونی، بر ضرورت از پرداخت مالیات معاف هستند. از این رو این امکان وجود دارد که اقتصاد غیررسمی به عنوان منبعی برای فرار مالیات و ایجاد منافع غیر عادلانه در مقابل بخش رسمی فعالیت کند.

فرار مالیاتی جزء اصلی فعالیت‌های زیرزمینی یا بخش نامنظم اقتصاد بوده و اقتصاددانان بیش از پیش به دنبال تجزیه وتحلیل این پدیده هستند. زیرا هر چه شناخت نسبت به عوامل موثر بر فرار مالیاتی و تعیین شدت اثر آن بر متغیرهای اقتصادی بیشتر باشد، احتمال موفقیت سیاستگذاران اقتصادی و مقامات مالی برای کنترل و کاهش رشد آن حائز اهمیت می‌باشد. اهمیت این موضوع به اندازه‌ای است که در بسیاری از پژوهش‌های انجام شده، اقتصاد زیرزمینی با فرار مالیاتی یکی در نظرگرفته شده است (Hadian & Tahvili, 2013). درک این که چه عواملی ممکن است به عنوان علل کلیدی، فرار مالیاتی را تحت تاثیر قرار دهد، یک موضوع مهم پژوهش بوده و لذا انجام پژوهش‌هایی به منظور برآورد اندازه ی این تاثیرات ضروری می باشد. با توجه به این که ساختار مالیات وابستگی بالایی به ساختار حکمرانی داشته و بهبود در ساختار حکمرانی و کنترل فساد منجر به جلب اعتماد عمومی به دولت، کاهش اقتصاد زیرزمینی و فرار مالیاتی می‌شود، بررسی ارتباط بین کیفیت نهادها و حکمرانی خوب با فرار مالیاتی نیز اهمیت می‌یابد. 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 پاسخگویی و اثربخشی دولت، می تواند تمایل به پرداخت مالیات افراد را افزایش دهد. اعتماد ایجاد شده در افراد در نتیجه ی

ارتقای کیفیت حکمرانی، باعث وصول به موقع درآمدهای مالیاتی و تقویت ساختار اقتصادی می شود(Ajaz & Ahamd, 2010).

اما علیرغم اهمیت این موضوع که بهبود کیفیت نهادی می‌تواند فرار مالیاتی را کاهش داده و به دنبال آن اندازه اقتصاد زیرزمینی را کم کند، آنچه که تاکنون به طور قابل توجهی به ویژه در داخل کشور غایب بوده و مطالعه تجربی چندانی بر روی آن صورت نگرفته است، بررسی رابطه ی بین کیفیت نهادی با فعالیت های غیررسمی اقتصاد نظیر فرار مالیاتی می‌باشد. لذا با توجه به موارد فوق، انجام پژوهش‌های بیشتر در زمینه نقش کیفیت نهادی در کاهش فرار مالیاتی (اقتصاد زیرزمینی) با استفاده از ابزارهای اقتصادسنجی ضروری بوده و تحقیق حاضر تلاش می کند تا با بررسی این حالت ها، پاسخی به این سوال دهد که آیا بهبود کیفیت نهادها طی دوره زمانی ۱۳۹۶-۱۳۵۷می‌تواند منجر به کاهش فرار مالیاتی شده و اقتصاد زیرزمینی در کشور را کاهش دهد یا خیر؟ بدین منظور در پژوهش حاضر پس از مشخص کردن عوامل به وجود آورنده فرار مالیاتی، اندازه ی آن در ایران با استفاده از روش علل چندگانه - شاخص چندگانه (MIMIC)، به کمک نرم افزار آموس و با روش حداکثر درست نمايي برآورد گرديده و با استفاده از اطلاعات جانبي، سري زماني اندازه نسبي و مطلق آن طي دوره زماني ۱۳۹۶-۱۳۵۷ محاسبه مي گردد. سپس در مرحله دوم، تاثیر کیفیت نهادی بر فرار مالیاتی در کشور با به کارگيري داده هاي سري زماني و با استفاده از آزمون کرانه‌اي در مدل خودرگرسيون برداري با وقفه هاي گسترده مورد بررسي قرار خواهد گرفت. به همين منظور، اين مطالعه به صورت زير سازماندهي مي شود: در بخش هاي بعدي ابتدا مروري بر مباني نظري مربوط به کیفیت نهادی و فرار مالیاتی خواهیم داشت و در ادامه به مطالعات انجام شده در این زمینه اشاره خواهیم نمود. سپس به محاسبه ي اندازه ی فرار مالیاتی در ایران پرداخته و سپس رابطه آن را با کیفیت نهادها برآورد خواهیم نمود و در پایان نیز بر اساس نتایج به دست آمده، پیشنهاداتي ارائه خواهد گردید.

۲- مبانی نظری و پیشینه پژوهش

۲-۱- فرار مالیاتی

به طورکلی باید گفت فرار مالیاتی جزء اصلی فعالیت‌های زیرزمینی یا بخش نامنظم اقتصاد بوده و اقتصاددانان به دنبال تجزیه و تحلیل این پدیده هستند. فرار مالیاتی که به صورت کاهش غیر قانونی مالیات پرداختی از طریق عدم گزارش درآمد یا اعلام نمودن نرخ‌های تفریق بالاتر تعریف می‌شود (Schneider & Enste, 2000)، بخشی از اقتصاد زیرزمینی است که به دلیل خدمات نامناسب و غیرسختگیرانه سیستم مالیاتی و تعقیب نکردن عاملان فرار به وجود می‌آید. فرارمالیاتی به این معنی است که مودی کمتر از میزانی که قانونا موظف به پرداخت است، پرداخت نماید. اشنایدر فرار مالیاتی را به عنوان کاهش غیرقانونی مالیات پرداختی از طریق عدم گزارش درآمد یا اعلام نمودن نرخ های تفریق بالاتر تعریف می نمایند.

اهمیت پدیده ی فرار مالیاتی به اندازه ای است که اشنایدر اقتصاد زیرزمینی را با فرار مالیاتی یکی در نظر می گیرد. همچنین بسیاری از پژوهش های خارجی و داخلی، انجام شده در زمینه جرم و جنایت نیز اقتصاد زیرزمینی را با فرار مالیاتی یکی در نظر گرفته‌اند. یک توجیه برای این تشابه آن است که درآمد گزارش نشده شامل آن دسته از فعالیت‌های اقتصادی است که در صورت گزارش به دولت، ملزم به پرداخت مالیات هستند (Hadian & Tahvili, 2013). به عبارت دیگر اقتصاد زیرزمینی شامل فعالیت ها و مبادلاتی است که هر کدام ممکن است قانونی یا غیرقانونی باشد، اما اندازه‌گیری نشده‌اند، زیرا گزارش نمی‌شوند که فقدان گزارش معمولاً به خاطر فرار مالیات است.

۲-۱-۱- عوامل موثر بر فرار مالیاتی (علل)

با در نظر گرفتن این نکته که بدون شک رواج و گسترش فرار مالیاتی در هر کشور علاوه بر عوامل نهادی، تابعی از شرایط اقتصادی و ساختار هر کشور بوده و نیز با توجه به هدف مطالعه حاضر، در ادامه به مهم‌ترین عوامل اقتصادی مؤثر بر فرار مالیاتی اشاره می‌شود. این متغیرها متغیرهایی هستند که در بخش تجربی از آنها استفاده شده و براساس یافته‌های مقاله از اهمیت بالاتری نسبت به سایر متغیرها برخوردار بوده‌اند:

تورم: رشد سطح عمومی قیمت کالاهای مصرفی به دلایل مختلفی می‌تواند به افزایش حجم اقتصاد زیرزمینی منجر شود. با توجه به وضعیت نابرابری توزیع درآمد در کشور، می‌توان انتظار داشت که با افزایش سطح عمومی قیمت‌ها، خانواده‌های بیشتری زیر خط فقر قرار گیرند. ناتوانی در تامین کمترین درآمد کافی برای گذراندن زندگی از طریق انجام فعالیت‌های قانونی، می‌تواند عامل موثری در توجیه پذیری روی آوردن به فعالیت‌های اقتصاد زیرزمینی به شمار می‌آید. بنابراین، انتظار می رود تورم موجب کاهش درآمد واقعی و افزایش هزینه شده و با گسترش پدیده فقر، باعث افزایش اقتصاد غیررسمی به خصوص اشتغال و استخدام غیررسمی به منظور جبران درآمد از دست رفته و کاهش هزینه ها شود و اندازه اقتصاد زیرزمینی رشد یابد (Erdinc, 2012) و (Piraee & Rajaee, 2016). همچنین تغییرات گسترده و فزاینده قیمت می‌تواند نرخ های مالیات بر درآمد افزایش یافته افراد و بنگاه ها را افزایش دهد و انگیزش افراد به فرار مالیاتی بیشتر شده در نتیجه حجم اقتصاد زیرزمینی افزایش می‌یابد. از طرفی دیگر افزایش فشار تورمی موجب گران تر شدن قیمت مواد اولیه جهت فعالیت در اقتصاد زیرزمینی می شود. در این زمینه (1986) Crane & Nourzad نیز در بررسی اثر تورم برفرارمالیاتی در اقتصادآمریکا نشان دادند که ارتباط بین این پارامترها مثبت است.

شاخص باز بودن اقتصادی: محدودیت های تجاری و باز بودن اقتصاد عامل دیگری است که اثر مهمی بر فرار مالیاتی دارد. اعمال محدودیت های تجاری و عدم آزادی اقتصادی مناسب منجر به این می شود که صادرات و واردات به صورت غیر قانونی و قاچاق صورت گیرد و باعث افزایش فرار مالیاتی می شود. در تجویز های سیاستی، راه مقابله با گسترش اقتصاد پنهان و فرار مالیاتی، کاهش محدودیت های قانونی عنوان می شود. در بعضی از کشورها علاوه بر محدودیت های تعرفه ای از سیاست های غیرتعرفه ای مانند ممنوعیت واردات یا صادرات برخی از کالاها به صورت کلی یا موقت، قطع یا محدود ساختن رابطه تجاری با کشور های خاص، سهمیه بندی واردات یا صادرات تعدادی از کالاها و غیره نیز استفاده می گردد (Ashrafzade & Mehrgan, 2000). همچنین مطالعات دیگری حاکی از آن است

که آزاد سازی سریع تجارت بدون وجود شفافیت و اجرای کارآمد قوانین ممکن است سطح فساد را افزایش دهد ودر نتیجه میزان فرار مالیاتی گسترش یابد.

نرخ بیکاری: متغیر نرخ بیکاری در مطالعاتی نظیر (Schneider & Buehn, 2017) و (Medina & Schneider, 2018) به عنوان متغیر علت اقتصاد سایه ای و فرار مالیاتی وارد مدل شده است. Tanzi (1986) معتقد است رابطه بین نرخ بیکاری و اقتصاد زیرزمینی مبهم است و نظریه های اقتصادی نمی توانند به طور قطع جهت همکاری نرخ بیکاری و اقتصاد سایه را تعیین کنند. از یک طرف ناتوانی در تامین حداقل درآمد کافی برای گذران زندگی از طریق فعالیت های قانونی، می تواند عامل موثری در توجیه پذیرش مخاطرات و روی آوردن به فعالیت های غیر قانونی به حساب می آید. به عبارت دیگر عدم وجود شغل به اندازه مورد نیاز جامعه از یک سو و وجود هزینه های بالای زندگی از سوی دیگر فرد را خواسته یا ناخواسته مجاب می کند که به فعالیت در بخش پنهان اقتصاد روی آورد. به عبارت دیگر، نرخ بیکاری بالاتر باعث افزایش احتمال کار در اقتصاد سایه ای می شود (Schneider & William, 2013) و (William & Schneider, 2016). Pappa et al (2015)، Cebula & Feige (2010)، Sookram & Watson (2005) و Bloomquist (2003) نیز در مطالعات خود به تاثیر مثبت و معنادار نرخ بیکاری بر فرار مالیاتی پی بردند. Dellanno (2007) نشان داد که رابطه مثبتی بین بیکاری و اقتصاد سایه در اقتصاد کشور پرتغال وجود دارد. این محققان متذکر شدند که فعالیت در اقتصاد زیرزمینی و اقتصاد سایه ای به فرار مالیاتی بالا منجر می شود.

از طرفی دیگر از آن جا که این متغیر شاخصی از عملکرد عمومی اقتصاد به شمار می رود افزایش آن می تواند حاکی از ورود به دوره رکود اقتصادی و کاهش تقاضای نیروی کار، چه برای فعالیت های رسمی و چه برای فعالیت های غیر رسمی باشد.

بار مالیاتی: نرخ های مالیات بالا و بار مالیاتی از مهم ترین علل فرار مالیاتی محسوب می‌شوند. بار مالیاتی میزان وجوهی است که توسط افراد پرداخت می شود. این مقدار به دو قسمت بار پولی و بار واقعی قابل تقسیم است. بار پولی میزان وجوهی است که توسط مشمول مالیات قابل پرداخت است، اما بار واقعی میزان وجوهی است که توسط پرداخت کننده نهایی پرداخت می شود. مالیات ها بر انتخاب میزان فراغت نیروی کار اثر گذار بوده

و همچنین بر عرضه نیروی کار در اقتصاد سایه ای یا بخشی از اقتصاد که بر آن مالیات وضع نمی شود تاثیر گذارند (Schneider, 2010)، زیرا هر چه اختلاف بین هزینه نیروی کار در بخش رسمی برای بنگاه و دستمزد دریافتی نیروی کار در این بخش بیشتر باشد، مالیات بیشتری گرفته شود و یا بنگاه سهم بیشتری برای تامین اجتماعی پرداخت کند، هم بنگاه ها و هم نیروی کار انگیزه بالاتری برای فعالیت در بخش زیرزمینی دارند. تا زمانی که این اختلاف به صورت وسیعی به بار مالیاتی کل و سیستم تامین اجتماعی وابسته باشد، این عوامل جز عوامل کلیدی افزایش اقتصاد زیرزمینی می باشد (Schneider & Enste, 2000). افزایش و کاهش نرخ مالیات بدون مطالعه کافی عواقب آن برروی بخش زیرزمینی، خود می تواند به عنوان یک عامل مهم دیگر باشد. نبود نظام مالیاتی کارآمد وسیاست ها و روش های مستمر و بلند مدت را می توان از جمله عوامل تشدید کننده حرکت به سمت فرار مالیاتی و ورود به بخش غیررسمی دانست(Salimifar & keyvanifar, 2011). Fellner-Rohing, Sausruber & Traxler, (2016) Berger, در مطالعه خود به این نتیجه رسیده اند که با افزایش نرخ های مالیات، میزان فرار مالیاتی افزایش می یابد.

اندازه دولت: در دهه های گذشته واقعیت مهمی در مورد افزایش بخش سایه ای اقتصاد روشن شده است. این واقعیت، حضور و دخالت سیاستمداران و نظام بروکراسی در عرصه فعالیت های اقتصادی است. دولت به عنوان يك رابط برای افزایش اقتصاد زیرزمینی است. با افزایش مداخله دولت در اقتصاد، از میزان آزادی عمل افراد کاسته می شود و انگیزه‌ی آن ها برای فعالیت در بخش رسمی کاهش می یابد. لذا افراد ترجیح می دهندکه در بخش زیرزمینی فعالیت داشته باشند. همچنین دولت نمی تواند از اتهام بار مالیاتی بگریزد. فشار قوانین مانند قوانین بازار کار، محدودیت ساعت کار، حداقل دستمزد، حداقل سن، هزینه‌های بیمه، موانع تجاری و تعرفه های بالا، استاندارد های محیط کار و موقعیت بحران های اقتصادی از جمله عواملی هستند که وابسته به سیاست های دولت است. همچنین وجود زمان‌های طولانی دریافت مجوزهای قانونی، تولیدکنندگان زیادی را به سمت تولید بدون مجوز یعنی تولید در بخش زیرزمینی سوق می‌دهد. افزایش در شدت مقررات، عامل مهمی در ایجاد انگیزه افراد برای ورود به اقتصاد غیررسمی بوده و منجر به افزایش فرار

مالیاتی می‌شود (Schneider & Savasan, 2007). این دو محقق همچنین نشان دادند که افزایش در شدت مقررات، عامل مهمی در ایجاد انگیزه در افراد برای به اقتصاد غیررسمی و بنابراین افزایش فرار مالیاتی در ترکیه و کشور های همسایه بوده است.

امبایه و همکاران (۲۰۱۰) در مطالعه خود به این نتیجه رسیده است که با افزایش اندازه دولت، میزان فرار مالیاتی کاهش خواهد یافت و این تاثیر معنادار است. همچنین Mutascu (2014) برای ۱۲۳ کشور طی دوره زمانی ۱۹۹۶-۲۰۱۰ به این نتیجه رسیدندکه هزینه های مصرفی دولت سبب افزایش درآمدهای مالیاتی خواهد شد (Embaye, Tessema, & Yu, 2010).

درآمد سرانه: این متغیر دارای اثر مبهم بر فعالیت های غیر رسمی می‌باشد. از یک طرف افزایش درآمد سرانه و تامین حداقل منابع لازم برای زندگی می تواند انگیزه پذیرش ریسک اعمال غیر قانونی و غیر رسمی را کاهش داده و موجب کاهش حجم اقتصاد پنهان و در نتیجه کاهش فرار مالیاتی شود. به عنوان مثال براساس یافته های اشنایدر، GDP سرانه پایین تر در یک کشور ، انگیزه بالاتری برای فعالیت در اقتصاد سایه ای را فراهم می‌سازد. به خصوص در کشورهای در حال توسعه که GDP سرانه پایین تری را نسبت به کشورهای توسعه یافته دارند، انگیزه فعالیت در اقتصاد سایه ای بیشتر است. از طرف دیگر افزایش درآمد سرانه سبب افزایش تقاضا می شود. این افزایش تقاضا ممکن است شامل تقاضا برای کالاهای قانونی و غیر قانونی شود (Zarra-Nezhad, Ebrahimi & Kian, 2013) و در نتیجه این احتمال وجود دارد که از این طریق فرار مالیاتی رخ دهد. مطالعه سوکرام و واتسون (۲۰۰۵)، وجود رابطه ای منفی بین درآمد سرانه و فرار از پرداخت مالیات را اثبات می‌کند (Sookram & Watson, 2005).

نرخ ارز رسمی: نوسانات بازار ارز نیز می تواند به عنوان یک عامل اساسی برای گسترش فعالیت های غیر قانونی تلقی شود. اختلاف نرخ ارز رسمی و غیر رسمی در مقیاس خرد موجب گسترش بازار سیاه ارز می شود. درمقیاس کلان اقتصادی افراد دارای رانت و امتیازات ویژه از این اختلاف محسوس نرخ ارز برای واردات با نرخ رسمی و فروش در بازار با نرخ غیر

رسمی سبب برهم زدن تعادل بازار و افزایش قیمت و تورم در گروه کالایی خاصی می‌شوند که نتیجه آن احتمال فرار مالیاتی در این حالت می‌باشد. Marjit & Biawas (2007) از لحاظ نظری ارتباط بین نرخ ارز در بازار سیاه و تجارت غیر قانونی را نشان داده‌اند.

۲-۱-۲- آثار فرار مالیاتی

فرار مالیاتی آثار سویی بر اقتصاد می گذارد که می‌توان به تاثیر آن بر رشد اقتصادی، توزیع درآمد، مصرف انرژی و ... اشاره کرد. درادامه آثار فرار مالیاتی بر رشد مصرف انرژی، رشد تولید ناخالص داخلی و رشد تقاضای پول بررسی می شود:

رشد تولید ناخالص داخلی: فرار مالیاتی اثر مبهمی بر رشد اقتصادی دارد. از یک طرف گروهی معتقدند که افزایش فعالیت‌های زیرزمینی بنا به دلایلی می تواند سبب کاهش تولید ناخالص داخلی شود. بالاتر بودن هزینه‌های فعالیت و تولید در بخش واقعی و رسمی اقتصاد نسبت به اقتصاد زیرزمینی موجب می شود که بنگاه‌های موجود در بخش رسمی توان رقابت کمتری با بخش زیرزمینی داشته باشند و لذا در بلند مدت امکان خروج این بنگاه ها از بخش رسمی وجود داشته و منجر به کاهش تولید ناخالص داخلی می شود. افزایش فعالیت‌ها در بخش اقتصاد زیرزمینی، نیروی کار موجود در جامعه را جذب نموده و با تاثیر بر بازار کار زمینه رکود در بازار محصول را فراهم می کند. اما از سوی دیگر، فعالیت‌های این بخش با جذب نیروی کار در جامعه و ایجاد درآمد برای آن‌ها موجب افزایش تقاضا برای تولیدات بخش رسمی شده و تولید ناخالص داخلی را افزایش می دهد. همچنین توسعه اقتصاد زیرزمینی سبب جذب نقدینگی موجود در جامعه شده و در فعالیت‌های رسمی اختلال ایجاد می‌کند (Piraee & Rajaee, 2016). در مطالعه دلانو (۲۰۰۷)، نیز ارتباط مبهم این متغیرها تایید گردیده است (Dellanno, 2007).

رشد مصرف انرژی: افزایش یا کاهش تولید کالا و خدمات در کل اقتصاد (رسمی و غیر رسمی) با توجه به نیازمندی به عوامل تولید (ازجمله نهاده انرژی) بر میزان مصرف عوامل اثر می‌گذارد و در اطلاعات مربوط به آنها منعکس می شود.علت این که از این شاخص به عنوان نمایه ای از افزایش یا کاهش اقتصاد زیرزمینی وفرار مالیاتی استفاده می‌شود این است که بنگاه‌های تولیدی و خدماتی با توجه به این که از مواد اولیه و عوامل تولیدی برای تولید کالا

و ارایه خدمات بهره می‌جویند، افزایش در استفاده از انرژی (به عنوان عامل تولید) به معنای افزایش در تولید کالا و خدمات در اقتصاد رسمی و زیرزمینی محسوب می‌شود، بنابراین افزایش در مصرف انرژی می‌تواند نشانگر افزایش در تولید کالا و خدمات در اقتصاد زیرزمینی باشد و در نتیجه احتمال فرار مالیاتی نیز وجود دارد (Sameti, Sameti & Dalali Milan, 2010).

رشد تقاضای پول: از آنجا که فعالیت‌های انجام شده در اقتصاد زیرزمینی عمدتا به صورت پنهانی و غیر قانونی انجام می‌شوند، عاملان و فعالان در این بخش سعی می‌کنند معاملات خود را تا حد امکان با پول‌های نقد انجام دهند تا از سیستم ثبت اطلاعات و نهادهای قانونی در امان باشند. پس می‌توان انتظار داشت با افزایش فعالیت‌های اقتصاد زیرزمینی تقاضا برای پول نقد و به دنبال آن نسبت پول در گردش افزایش یابد. در خصوص اعتبار این فرض در چارچوب شرایط اقتصادی ایران، تردیدهایی وجود دارد. سطح ارائه خدمات نظام بانکی و نیز نحوه دسترسی ممیزهای مالیاتی به اطلاعات مربوط به حساب‌های بانکی اشخاص در ایران، وضعیتی متفاوت با کشور های صنعتی غربی دارد که کارامدی شاخص مذکور را در تبیین آثار پولی اقتصاد سیاه کاهش می‌دهد (Arabmazar yazdi, 2001).

۲-۲- کیفیت نهادی

نورث بیان می‌کند «نهادها، قوانین بازی در جامعه اند، یا به عبارتی سنجیده‌تر قیودی وضع شده از جانب بشر هستند که روابط متقابل انسان‌ها با یکدیگر را شکل می‌دهند. در نتیجه نهادها باعث ساختارمند شدن انگیزه‌های نهفته در مبادلات بشری می‌شوند، چه این مبادلات سیاسی، اقتصادی و یا اجتماعی باشد. در یک تعبیر کلی نهادها مشتمل بر باورها، رفتارها (حوزه عقلایی یا غیر عقلایی)، سنت، ضوابط و مقررات حقوقی هستند که پیرامون یک هسته اصلی، مجموعه هماهنگی را شکل می‌دهند.» پس نهادهایی که به عنوان ایجاد کننده یک ساختار انگیزشی مطرح هستند باعث کاهش نا اطمینانی، تشویق کارایی و بنابراین کمک به بهبود عملکرد اقتصادی می‌شود.

۲-۲-۱- رابطه کیفیت نهادی و فرار مالیاتی

در رابطه با چگونگی ارتباط بین کیفیت نهادها و حکمرانی خوب با اقتصاد زیرزمینی و فرار مالیاتی باید توجه داشت که در تئوری‌های مالیه عمومی قدیم معمولا دولت به عنوان نهادی خیر خواه در نظر گرفته می‌شد که مالیات را گرفته و آن را در جهت رفاه عمومی هزینه می‌کرده است. آشکار شدن ابعاد منفی و نقاط ضعف این جریان فکری در تحقق رفاه اجتماعی و عدالت، به شکل گیری پارادیم خدمات عمومی نوین و حکمرانی خوب در دهه ۱۹۹۰ منجر شده و بنابراین، درتئوری‌های جدید، نوعی بازنگری نسبت به ماهیت دولت صورت گرفته و به عوامل نهادی نیز در عملکرد دولت و نظام مالیاتی توجه شده است (Dadgar, Nazari & Siami, 2013). با بهبود حکمرانی و افزایش پاسخگویی دولت، کارایی افزایش یافته و بالا بودن کارایی دولت باعث کوچک تر شدن اقتصاد زیرزمینی خواهد شد (Schaltgger & Torgler, 2007). هنگامی که شهروندان مشاهده کنند که ترجیحات شان به درستی در نهادهای دولتی ارائه شده و میزان عرضه کافی از کالاهای عمومی را دریافت می‌کنند، رفتار خود را با دولت هماهنگ کرده، تمایل به همکاری با دولت را افزایش می‌دهند و لذا انگیزه‌ای برای ورود به اقتصاد سایه‌ای نخواهند داشت. چنین شرایطی باعث ایجاد انگیزه بیشتر در پرداخت کنندگان مالیاتی شده و دولت می‌تواند عملکرد خود را در زمینه درآمدهای مالیاتی بهبود بخشد. از طرف دیگر افزایش سطح فساد دولتی به ویژه در کشورهای در حال توسعه موجب می‌شود که شهروندان اعتماد کمتری به نهادهای دولتی داشته و انگیزه آن‌ها برای فعال بودن در اقتصاد زیرزمینی و فعالیت‌های قاچاق افزایش می‌یابد (Torgler & Schneider, 2007). ضعف نهادی کشورهای در حال توسعه موجب شده است تا دولت ها نتوانند از میزان بالقوه ظرفیت مالیاتی برای تامین مالی خود استفاده کنند و در صورتی که محیط نهادی باعث ایجاد انگیزه بیشتر در پرداخت کنندگان مالیاتی شود، دولت می تواند عملکرد خود را در زمینه درآمدهای مالیاتی بهبود بخشد. بر این اساس، بروز هزگونه بی اعتمادی افراد به دولت و عدم ثبات سیاسی جامعه باعث کاهش بهره وری نظام مالیاتی و افزایش هزینه وصول مالیات ها می شود و وصول درآمدهای مالیاتی را با مشکل مواجه می کند و موجب می‌شود که دولت‌ها نتوانند از میزان بالقوه ظرفیت مالیاتی برای تامین مالی خود استفاده کنند (Gupta, 2007).

ضعف نهادی کشورهای در حال توسعه موجب شده است که دولت‌ها نتوانند از میزان بالقوه ظرفیت مالیاتی برای تامین مالی خود استفاده کنند و با توجه به بروز مشکلات حاکمیتی، دولت‌ها زمانی می‌توانند مالیات ها را به اندازه دلخواه جمع آوری نمایند که محیط نهادی در راستای ایجاد انگیزه بیشتر پرداخت کنندگان مالیاتی شکل گرفته باشد (Tanzi, 1986). 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 پاسخگوئی و اثربخشی دولت و حاکم شدن قانون در جامعه، منجر به افزایش اعتماد متقابل میان مردم و دولت شده و تمایل به پرداخت مالیات افراد را افزایش دهد. اعتماد ایجاد شده در افراد در نتیجه ارتقای کیفیت حکمرانی، زمینه اجتناب از پرداخت مالیات و فرار مالیاتی را کاهش می‌دهد و منجر به وصول به موقع درآمدهای مالیاتی و تقویت ساختار اقتصادی می‌گردد (Ajaz & Ahmad, 2010).

تاهسین و ایتزاز (۲۰۱۰)، معتقدند که حکمرانی خوب، سیستم مالیاتی خوب را به ارمغان می‌آورد. آن‌ها بیان می‌کنند که به منظور ایجاد یک سیستم مالیاتی خوب، سه عنصر اصلی وجود دارد که شامل مشروعیت دولت، اشتیاق مودیان مالیاتی به پرداخت مالیات و اثر بخشی ادارات مالیاتی می‌باشد. اولا سیستم مالیاتی خوب به طور مثبت به حکمرانی خوب وابسته می‌باشد، ثانیا یک سیستم مالیات عادلانه، حکومت خوب را ترویج می‌دهد زیرا سیستم مالیاتی کارا به مردم این اجازه را می‌دهد که به طور عادلانه مالیات خود را پرداخت نمایند و انگیزه کمتری به فرار از پرداخت مالیات داشته باشند. بنابراین می‌توان عنوان کرد که جمع آوری مالیات به کارایی دولت وابسته می‌باشد و حکمرانی خوب، سیستم مالیاتی خوب را به همراه دارد. در هر جامعه نهادها نقش به سزایی را در ارتقاء دولت ایفا می‌کنند. نهادها برای دولت به عنوان یک نیاز مطرح می‌باشند تا بتوانند آن‌ها را در جهت تدوین سیاست‌های مناسب یاری نموده و در تکمیل آن‌ها موثر باشند. در خصوص تأثیرگذاری اثربخشی دولت بر کاهش فرار مالیاتی دلایل مختلفی وجود دارد: اولا در پی افزایش اثربخشی دولت، بازدهی مخارج دولتی ارتقاء می یابد که حاصل آن به صورت افزایش رفاه جامعه تجلی پیدا می کند. به دنبال افزایش رفاه جامعه و ملموس شدن آثار مثبت مخارج دولت، مشارکت مردم در پرداخت مالیات قوت می یابد و این به نوعی کاهش تمایل فرار از پرداخت مالیات را منعکس می کند. ثانیا افزایش اثربخشی دولت و به دنبال آن بالا رفتن

بازدهی مخارج دولت موجب می شود که نیاز کمتر به گسترش پایه مالیاتی و افزایش نرخ های مالیاتی وجود داشته باشد. در نتیجه انگیزه فرار ناشی از افزایش نرخ های مالیاتی تحریک و تقویت نخواهد شد. ثالثا افزایش بازدهی مخارج دولت نیاز به تأمین مالی از طریق دامن زدن به تورم را کاهش می دهد. تأثیر مثبت تورم بر فرار مالیاتی توسط مطالعات تجربی تأیید شده است (Tahseen & Eatzaz, 2010).

برد و مارتینز (۲۰۰۸)، نشان دادند که ساختار مالیات وابستگی بالایی به ساختار حکمرانی دارد. بنابراین، بهبود در ساختار حکمرانی و کنترل فساد منجربه به جلب اعتماد عمومی به دولت، کاهش اقتصاد زیرزمینی و فرار مالیاتی، افزایش درآمد های مالیاتی دولت و در نهایت، بهبود عملکرد اقتصادی خواهد شد (Bird, Martinez & torgler, 2008).

اکمگولو و وردیر (۲۰۰۰)، مصادیق شکست دولت مانند فساد و رانت جویی را نتیجه استفاده نادرست از منابع عمومی برای به دست آوردن منافع شخصی می دانند. بر این اساس، کیفیت حکمرانی و کنترل فساد در مدیریت منابع عمومی به عنوان دو عامل نهادی به هم پیوسته ای است که بر عملکرد نظام مالیاتی اثرگذار خواهد بود (Acemoghlu & Verdier, 2000). برد و همکاران (۲۰۰۸)، نشان داده اند که ساختار مالیات ها وابستگی بالایی به ساختار حکمرانی دارد. بنابراین بهبود در ساختار حکمرانی و کنترل فساد منجر به جلب اعتماد عمومی به دولت، کاهش فرار مالیاتی، افزایش درآمدهای مالیاتی دولت و در نهایت، بهبود عملکرد اقتصادی خواهد شد (Bird et al, 2008). مطالعات متعددی از قبیل (Imam & Jacobs, 2007)، (Tanzi & Zee, 2000)، (Gupta, 2007)، (Ajaz & Ahmad, 2010)، (Ghani, 2011)، (Bird & Stephan, 2017)، (Boussaidi & Hamed, 2015) به بررسی عوامل مهم تعیین کننده درآمدهای مالیاتی در کشورهای مختلف پرداخته اند و کیفیت حکمرانی، رانت جویی و فساد را به عنوان عوامل نهادی اثرگذار بر عملکرد نظام مالیاتی ذکر نموده اند.

در این پژوهش از میانگین شاخص های پایداری دولت (ثبات حکومت)، شرایط اجتماعی اقتصادی، چشم انداز سرمایه گذاری، فساد، کیفیت سیستم اداری، حاکمیت نظم و قانون و پاسخگویی دموکراتیک، به عنوان شاخص نهادی استفاده می شود که در ذیل، توضیح داده خواهند شد. دلیل استفاده از این شاخص به عنوان شاخص کیفیت نهادی، پوشش بسیار مناسب ابعاد مختلف نهادی توسط این شاخص هاست (Nadiri & mohammadi, 2011). علاوه بر این، در تعریف بانک جهانی نیز از میانگین این

شاخص‌ها، برای اندازه گیری کیفیت نهادی در کشورها استفاده می شود. بر اساس این تعریف، هر اندازه ویژگی‌های مثبت مانند حاکمیت قانون، پاسخگویی و اثربخشی دولت در یک جامعه بیشتر باشد و فساد و مقررات اضافی و بی‌ثباتی‌های سیاسی و خشونت کمتر باشد، حکمرانی در آن جامعه برای دستیابی به توسعه مناسب‌تر است. در رابطه با این شاخص ها این فرضیه مطرح می شود که چگونه رسوم و نهادهایی که از مجرای آن‌ها حاکمیت در یک کشور اعمال می‌شود و حکمرانی خوانده می شوند، در رشد و توسعه یک کشور مؤثرند. بالاتربودن مقدار شاخص‌های نمایانگر کیفیت نهادی، نشان‌دهنده سطح بالاتر کیفیت نهادی است.

- ثبات حکومت

این مولفه، ارزیابی حکومت در انجام دادن برنامه‌های اعلام شده اش و توانایی باقی ماندن بر سر قدرت است یعنی میزان ثبات رژیم حاکم و رهبران آن و درجه احتمال تداوم سیاست‌های جاری. بی ثباتی سیاسی در یک نظام، شکل گیری نهادهای مدنی و احزاب سیاسی را محدود می کند و باعث می شود تا تمایل مردم به مشارکت مستمر و نهادینه کاهش یابد. با افزایش این شاخص، ثبات سیاسی در جامعه افزایش می یابد و باعث افزایش مشارکت متقابل مردم و دولت شده و میزان فرار مالیاتی کاهش می یابد.

- شرایط اجتماعی و اقتصادی

این مولفه، ارزیابی فشارهای اجتماعی – اقتصادی در جامعه است که می‌تواند اعمال حکومت را تحت تاثیر قرار دهد. این معیار، فاصلۀ انتظارات اقتصادي مردم را از واقعیات اقتصادی موجود در جامعه اندازه می‌گیرد و میزان حمایت مردم را از دولت در روند توسعه‌ی اقتصادی بررسی می‌کند (Kazemi, 2015).هرچه این شرایط بهبود یافته و فاصله انتظارات مردم ازواقعیت های اقتصادی کمتر شود، انگیزه برای پرداخت مالیات بیشتر شده و فرار مالیاتی کاهش می یابد.

- چشم انداز سرمایه گذاری

خطراتی که به طور مستقیم از ناحیه دولت، سرمایه گذاری بخش خصوصی را تهدید می‌کند، در این شاخص مورد توجه قرار می‌گیرد (Sharif azade & hosseinzade bahreini, 2003). هر چه این خطرات کمتر باشد، اعتماد به دولت افزایش یافته و میزان فرار از مالیات کاهش می یابد.

- فساد

فساد مالی خود را به شکل رشوه و درخواست مبالغ ویژه در زمینه ی مجوزهاي واردات و صادرات، کنترل‌هاي ارزي، ارزیابی‌هاي مالیاتی، خدمات حمایتی پلیس یا اعطاي وام نشان می‌دهد. در جوامعی که حکومت‌ها، غیرمردمی هستند و یا دولت براي زمان زیادی در رأس قدرت قرار دارد، ممکن است مقام‌هاي دولتی به پذیرش رشوه عادت کرده و پرداخت‌هاي غیر قانونی از نظر جامعه امري عادي تلقی شود. فساد مالی بیشتر، معادل امنیت اقتصادي کمتر است (Kazemi, 2015). افزایش سطح فساد دولتی در جامعه، نگرش مردم نسبت به فعالیت های دولت را تغییر می دهد و با تخریب اطمینان مردم به مراجع دولتی و ایجاد انگیزه فرار مالیاتی،باعث خواهد شد تا انگیزه آن ها برای پرداخت مالیات را کاهش دهد. همچنین افزایش سطح فساد به ویژه در کشورهای در حال توسعه، باعث افزایش سهم فعالیت های اقتصاد زیرزمینی و فعالیت های قاچاق خواهد شد و از طریق کاهش سهم اقتصاد رسمی، ظرفیت مالیاتی را در اقتصاد کاهش می دهد و هزینه وصول مالیات ها افزایش خواهد یافت (Izadkhasti, 2016).

- حاکمیت نظم و قانون

توسعه بازارها اساسا یک چالش حقوقي است. بازارها در خلا به وجود نمي‌آیند بلکه توسط شبکه پیچیده‌هاي از زیرساخت‌هاي نهادي حمایت مي‌شوند. قانون و نهادهاي خوب، بازارها را تقویت مي‌کنند چراکه هر مبادله‌اي در بازار نیازمند ساختاري قانوني است که متضمن به رسمیت شناختن حقوق مالکیت خریداران و فروشندگان باشد. همچنین وجود ساز و کارهاي اجراي قراردادها از جمله قوانین صریح قابل پیش بیني، شفافیت در روش‌ها و اجراي بي‌طرفانه قوانین نیز براي توسعه بازارها ضروري است (Googerdchian, Fathi,

Amiri & Saeidi Varnamkhasti, 2015). با حاکم شدن قانون بر جامعه، زمینه اجتناب از پرداخت مالیات و فرار کاهش می یابد.

- پاسخگویی حکومت در برابر مردم

نام گذاری این شاخص به خوبی این کارکرد را می‌رساند که اندازه گیری مفهوم توسعه سیاسی در قالب گسترش احزاب است. امتیاز این مولفه در هر کشور بر اساس مواردی از قبیل امکان انتخابات آزاد و عادلانه دولت و مجلس، وجود نظام قضایی مستقل، امکان رقابت احزاب سیاسی، حمایت از آزادی‌های فردی و هماهنگی و همکاری میان دولت، مجلس و نهاد قضائی تعیین می‌شود. با بهبود این شاخص، میزان شفافیت و قدرت جامعه مدنی افزایش می یابد و از طریق انتشار اطلاعات و افزایش آگاهی های عمومی، منجر به شفافیت بیشتر در اقتصاد می شود و در نتیجه، زمینه افزایش اعتماد عمومی به دولت و تمایل بیشتر در پرداخت مالیات در آن ها ایجاد خواهد شد.

- کیفیت سیستم اداری

نظام اداري توان مند و کارآمد در شرایطی پدید می‌آید که بازنگري در سیاست‌ها در هنگام تغییر دولت در کمترین حد باشد. برخوردهاي سیاسی و جناحی در نظام اداري، معادل ناامنی سیاسی و اقتصادي است. برخورداری از قوت و مهارت لازم برای اداره‌ی یک کشور و پیشگیری از بروز تغییرات چشمگیر در سیاست‌ها یا ایجاد وقفه در ارائه‌ی خدمات دولتی، عدم وابستگی و اثر پذیری از فشارهای سیاسی و داشتن مکانیزم‌های جا افتاده برای جذب نیروهای جدید از ویژگی‌های یک دستگاه اداری قوی است (Ahangari & Sadatmehr, 2008).

۳- برآورد و اندازه گیري میزان فرار مالیاتی

روش‌هاي مختلفي جهت برآورد فرار مالیاتی مطرح مي باشد و محققان به دلیل مشکل در دسترس نبودن اطلاعات از پدیده فرار مالیاتی از روش‌هاي گوناگون براي محاسبه آن بهره برده‌اند که برخي از آن ها به طور مستقیم و برخي دیگر به طور غیر مستقیم اقدام به

محاسبه میزان فرار مالیاتی نموده اند. در روش هاي غير مستقيم كه در شمار پر كاربردترين روش هاي مطالعه فرار مالياتی هستند از طريق برآورد اقتصاد زيرزميني ميزان فرار مالياتی محاسبه مي‌شود كه از جمله اين روش‌ها مي‌توان روش‌هاي مبتني بر علل وآثار (از قبيل: رهيافت تقاضا براي پول[1] و روش شاخص هاي چندگانه - علل چندگانه) را نام برد (Arabmazar yazdi, 2001). روش مورد استفاده براي محاسبه ي اندازه فرار مالياتی در مقاله حاضر، روش علل چندگانه، آثار چند گانه (MIMIC) مي باشد. در اين روش كه يكي از بهترين روش‌هاي تخمين متغيرهاي پنهان مي‌باشد، براي تخمين ضرايب نا مشخص از مجموعه اي از معادلات ساختاري[2] كه در آن‌ها متغير مشاهده نشده مستقيما قابل اندازه گيري نيست، استفاده شده و با الگوسازي معادلات ساختاري و بررسي علل و آثار متغير پنهان در اقتصاد، به اندازه گيري متغير پنهان پرداخته مي شود. اين مدل شامل يک متغير پنهان (اقتصاد زيرزميني)، چند متغير علي به عنوان علل ايجاد كننده اقتصاد زيرزميني و چند شاخص نمايانگر اقتصاد زيرزميني مي‌باشد. به بيان ساده تر در اين روش اقتصاد زيرزميني به عنوان متغير غيرقابل مشاهده فرض مي‌شود كه ناشي از چندين علت بوده و خودش نيز به وجود آورنده آثاري براي اقتصاد است (Joreskog & Goldberger, 1975).[۳]

۴- پیشینه پژوهش

در اين قسمت به منتخبي از مهم ترين و جديدترين مطالعات خارجی و داخلی انجام شده در رابطه با موضوع تحقيق اشاره مي‌گردد:

---

[1] Currency Demand Function

[2] Structural equation modeling

[۳] به منظور اجتناب از زياد شدن حجم مقاله، از ذكر توضيحات كامل مربوط به روش *MIMIC* و ساير روش‌ها اجتناب مي‌گردد.

جدول ۱. مروری بر مطالعات تجربی
مأخذ: یافته‌های پژوهش

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

نام محقق	موضوع تحقیق و دوره زماني مورد بررسي	سال انجام تحقیق	روش انجام تحقیق	یافته‌هاي تحقیق
Motallebi et, al	برآورد اقتصاد سایه ای و فرار مالیاتی با استفاده از متغیرهای انضباط مالی دولت	۲۰۲۰	روش MIMIC	بار مالیات بر واردات و نرخ بیکاری از علل اصلی پیدایش اقتصاد سایه در ایران هستند. با در نظر گرفتن سه متغیر نرخ تورم، کسری بودجه و حجم دولت به‌عنوان متغیرهای انضباط مالی دولت، یافته‌ها نشان می‌دهند که تورم و کسری بودجه اثر مثبت بر اقتصاد سایه و فرار مالیاتی ناشی از آن دارند.
Khalilzadeh et, al	بررسی روابط علی و معلولی و رتبه بندی عوامل بحرانی موثر بر فرار مالیاتی در ایران	۲۰۱۸	مدل ترکیبی دیمتل و فرآیند تحلیل شبکه ای گروهی در شرایط فازی	۵ عامل اصلی و ۲۰ عامل فرعی موثر در فرار مالیاتی با کمک مدل ارائه شده و مصاحبه با متخصصین شناسایی شد و مورد بررسی قرار گرفت.
Omidipour & Pajouyan	برآورد حجم فرار مالیاتی در پایه مالیات بر درآمد اشخاص حقوقی در ایران در ۹۲-۱۳۵۲	۲۰۱۸	رهیافت تابع تقاضای پول تانزی	حجم فرار مالیاتی برآوردی در پایه مالیات بر درآمد اشخاص حقوقی در ایران طی دوره مورد بررسی روند صعودی دارد.
Schnieder et, al	بررسی اندازه اقتصاد سایه ای و فرار مالیاتی در ۳۱ کشور اروپایی طی	۲۰۱۵	**روش شاخص چند گانه علل چند**	نتایج این مطالعه نشان می‌دهد که اندازه اقتصاد سایه ای از ۲۰ درصد در سال ۲۰۰۳ به ۱۵/۷ درصد در سال ۲۰۱۴ کاهش

	دوره زمانی ۲۰۰۳ تا ۲۰۱۴		**گانه** (MIMIC)- **پانل دیتا**	یافته است. همچنین یافته‌ها حاکی از آن است که در سال ۲۰۱۴ بیشترین اندازه اقتصاد سایه ای در این مطالعه مربوط به بلغارستان با ۳۱ درصد و کمترین مربوط به سوئد با ۶/۹ درصد می‌باشد.
Bird & Stephan	بررسی رابطه بین حکمرانی خوب و مالیات ها	۲۰۱۷	Panel Data	نتایج حاصل از مقاله، تایید کننده رابطه معکوس بین حکمرانی خوب و اجتناب مالیاتی است.
Boussaidi & Hamed	بررسی تاثیر حکمرانی بر پرخاشگری مالیاتی در کشور تونس طی دوره زمانی ۲۰۰۶-۲۰۱۲	۲۰۱۵	ARDL	نتایج مطالعه نشان می‌دهد که در سطح گسترده، مالکیت و مدیریت شرکت‌ها اثر قابل توجه و معنی داری بر پرخاشگری مالیاتی داشته و بهبود حکمرانی باعث کاهش پرخاشگری مالیاتی می‌شود.
Pajouyan et, al	برآورد حجم اقتصاد زیرزمینی و فرار مالیاتی در ایران در ۹۲-۱۳۵۲	۲۰۱۵	رهیافت تابع تقاضای پول تانزی و تصحیح خطای برداری	نتایج تحقیق آن‌ها نشان می‌دهد که حجم اقتصاد زیرزمینی و فرار مالیاتی برآوردی در ایران طی دوره مورد بررسی روند صعودی دارد.
Karimi Potanlar et, al	بررسی اثر بخشی دولت بر کاهش فرار مالیاتی در کشورهای منتخب در ۲۰۱۰-۲۰۰۰	۲۰۱۵	روش داده‌های تابلوئی	نتایج حاصل از این مطالعه بیانگر آن است که مهم‌ترین متغیر اثر گذار بر فرار مالیاتی در کشورهای منتخب، اثر بخشی دولت می باشد.
Abdollahmilani & Akbarpourroshan	برآورد حجم فرار مالیاتی در ایران طی سال های ۱۳۷۰-۱۳۸۹	۲۰۱۲	روش تابع تقاضای پول- الگوی ARDL	نتایج مطالعه آن‌ها نشان داد که حجم فرار مالیاتی در ایران طی دوره زمانی ۸۹-۱۳۷۰ در حال افزایش است.

Sadeghi	بررسی اثر شاخص کنترل فساد اداری و اثربخشی دولت بر درآمدهای دولتی	۲۰۱۲	گشتاورهای تعمیم یافته	نتایج نشان می‌دهد که مهم‌ترین متغیر اثرگذار بر درآمدهای مالیاتی، شاخص اثربخشی دولت است که رابطه مثبت و معناداری با درآمدهای مالیاتی دارد. همچنین شاخص کنترل فساد رابطه‌ی مثبت و معناداری با درآمد مالیاتی دارد.
Torgler & Schneider	بررسی اثر روحیه مالیاتی و کیفیت نهادی بر اقتصاد سایه‌ای	۲۰۰۷	مدل سری زمانی	آن‌ها در پژوهش خود شاخص کیفیت حکمرانی را به عنوان نماینده کلیدی برای کیفیت نهادها مطرح نموده و نتیجه گرفته اند که اثر متغیرهای روحیه مالیاتی و کیفیت نهادی بر اندازه اقتصاد سایه‌ای منفی و معنی دار می‌باشد.
Johnson., Kaufmann & Lobaton	بررسی رابطه بین اقتصاد زیرزمینی با قوانین و بوروکراسی، فساد، کیفیت قوانین و بارمالیاتی برای ۴۹ کشور در۳ ناحیه جهان	۱۹۹۸	روش شاخص چند گانه علل چند گانه (MIMIC)	یافته‌های آن‌ها نشان داد که رابطه ای مثبت بین فساد و قوانین با اقتصاد زیرزمینی وجود داشته و آرا تضمینی و بوروکراسی بیش از حد، تعیین کننده‌های اصلی فعالیت‌های زیرزمینی هستند.

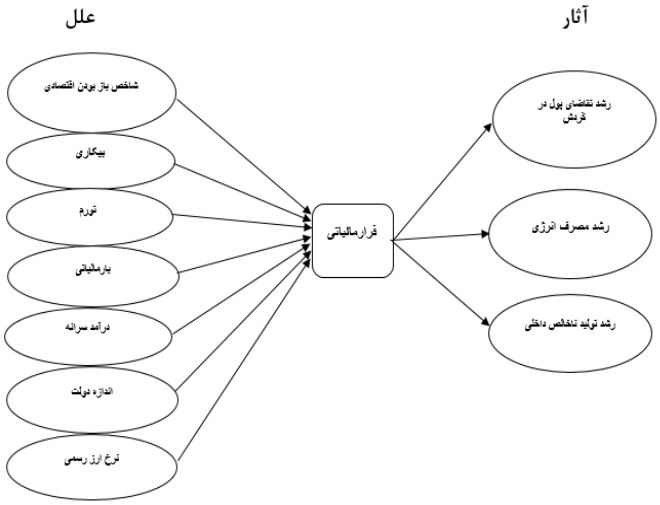
بررسي مباني نظري و مطالعات انجام شده نشان مي‌دهد عليرغم اهميت موضوع تحقيق حاضر، اكثر مطالعات خارجي و داخلي صورت گرفته، تنها به بررسي اندازه و ابعاد فرار مالیاتی پرداخته و مطالعات بسیار اندکی رابطه بین فرار مالیاتی را با متغیرهایی همچون کیفیت نهادی مورد بررسي قرار داده‌اند.

۵- برآورد مدل

۵-۱- مرحله اول: برآورد اندازه فرار مالیاتی

۵-۱-۱- مدل سازي، انتخاب الگوي نهايي اندازه گيري فرار مالياتی و نتايج برآورد

الگوي پيشنهادي براي اندازه گيري فرار مالياتی از طريق روش MIMIC به اين صورت مي‌باشد:



نمودار ۱. ساختار فرار مالياتی در ايران بر اساس مدل MIMIC

مأخذ: نتايج پژوهش

Figure 1. The structure of tax evasion in Iran based on the MIMIC model

Source: Research results

علل معرفی شده در ساختار فوق، متغيرهايي هستند كه در بخش تجربي از آن ها به عنوان مهم ترين عوامل اقتصادي موثر بر ايجاد و گسترش فرار مالياتی در كشور استفاده شده و بر اساس يافته هاي مقاله از اهميت بالاتري نسبت به ساير متغيرها برخوردار بوده‌اند. همچنين منظور از آثار مشخص شده در نمودار فوق، آثاری است كه فرار مالياتی بر اقتصاد مي‌گذارد.

در این قسمت برای برآورد میزان فرار مالیاتی با روش حداکثر درست نمایی از بسته نرم افزاری آموس[4] استفاده شده که قابلیت های زیادی برای تخمین سیستم های معادلاتی که در بردارنده ی متغیر یا متغیرهای پنهان (غیر قابل مشاهده) هستند، برخوردار می باشد. در این بخش پس از تخمین عوامل و به دست آوردن سری زمانی ارقام رتبه بندی شده از متغیر غیر قابل مشاهده، با استفاده از اطلاعات فرعی دیگر و با کمک سری زمانی مذکور می‌توان سری زمانی از ارقام اصلی فرار مالیاتی در طول دوره مورد بررسی را به دست آورد. با توجه به این که در مدل یابی معادلات ساختاری، هدف رسیدن به بهترین مدل از نظر معیارهای برازش و سازگاری علایم متغیرها با مبانی نظری است، در چارچوب روش شناسی تحقیق پس از آزمون نرمالیته داده ها، تعداد زیادی مدل مورد بررسی و آزمون قرار گرفت. از میان این مدل ها، تعداد قابل توجهی از آن ها با توجه به نامناسب بودن ضرائب و شرایط خاص خود مدل (مانندR^2بالای یک) حذف گردیدند. از بین مدل های باقی مانده، مدل هایی مورد بررسی بیشتر قرار گرفتند که سازگار با مبانی نظری و واقعیت های اقتصادی کشور بوده و توسط شاخص های برازش و آزمون معناداری ضرایب تایید شده باشند. در نهایت از بین این مدل ها، دو مدل که نتایج آن ها با شدت بیشتری این شرط ها را تامین نمودند به عنوان مدل های برتر و مناسب تر انتخاب شدند. پس از مقایسه ملاک هاي برازش و نتایج تخميني الگوها، مدلي به عنوان مدل نهايي انتخاب مي شود كه در آن متغيرهاي رشد مصرف انرژي، رشد تقاضاي پول و رشد توليد ناخالص داخلي به عنوان آثار و متغيرهاي تورم، نرخ بيكاري، نسبت صادرات به توليد ناخالص داخلي، نرخ ارز رسمي، درآمد سرانه، نسبت تملک دارايي سرمايه (هزينه عمراني) به توليد ناخالص داخلي و نسبت ماليات بر واردات بر كل واردات به عنوان علل به وجود آورنده فرار مالیاتی در نظر گرفته شده اند که این الگو نیز به عنوان مبناي محاسبات فرار مالیاتی محسوب خواهد شد. همان گونه که بیان گردید بر اساس نتايج به دست آمده از برآوردهاي مختلف در تحقيق حاضر، شاخص هاي اين الگو عملكرد نسبتاً بهتري را در مقايسه با ساير الگوها نشان مي دهند. همچنين اين الگو از نظر معنادار بودن ضرايب عوامل و آثار فرار مالیاتی در مقايسه با ساير الگوهاي معرفي شده وضعيت بهتري دارد. در الگوي نهايي منتخب، متغيرهاي تورم، بار مالياتي (نرخ تعرفه)،

[4] Amos

درآمد سرانه و نرخ ارز رسمي اثر مثبت و معنادار بر فرار مالیاتی دارند. با توجه به تاثیرگذاري مثبت نرخ تورم بر میزان فرار مالیاتی مي توان گفت با توجه به تاثیرگذاری مثبت نرخ تورم بر میزان فرار مالیاتی می توان گفت با افزایش سطح عمومی قیمت‌ها، میزان فقر در جامعه افزایش یافته و توانایی تامین زندگی از طریق انجام فعالیت‌های رسمی، برای خانواده های بیشتری غیرممکن شده و آن ها را ناگزیر به فعالیت‌های اقتصاد زیرزمینی و فرار مالیاتی می کند. از طرف دیگر با افزایش سطح قیمت ها، نرخ های مالیات بر درآمد افزایش یافته و انگیزه افراد برای فرار مالیاتی را بیشتر می کند. در رابطه با تاثیرگذاري مثبت بار مالیاتي بر فرار مالیاتی باید این نکته را در نظر گرفت که در این مطالعه از نرخ تعرفه به عنوان تبیین کننده بار مالیاتی استفاده شده است. افزایش نرخ تعرفه می تواند تشدید کننده ورود به بخش غیررسمی بوده و حرکت به سمت فرار مالیاتی را افزایش دهد. این نتیجه مبنی بر تاثیرگذاری مثبت بار مالیاتی، منطبق با نتایج مطالعات داخلی و خارجی نظیر Schneider, (Raczkowski & Mroz, 2015) و(Schneider & Buehn, 2017) می باشد.

در مطالعه حاضر از بین متغیرهای موثر بر فرار مالیاتی، درآمد سرانه بیشترین تاثیر را بر فرار مالیاتی دارد. افزایش درآمد سرانه سبب افزایش تقاضا می شود که این افزایش تقاضا ممکن است شامل تقاضا برای کالاهای قانونی و غیر قانونی شود و در نتیجه این احتمال وجود دارد که از این طریق فرار مالیاتی رخ دهد. در خصوص تاثیرگذاری مثبت نرخ ارز بر فرار مالیاتی می توان گفت افزایش نرخ ارز منجر به افزایش هزینه های واردات رسمی شده، حجم قاچاق کالا را زیاد نموده و در نتیجه میزان فرار از مالیات نیز بیشتر می شود.

از سوی دیگر در الگوی منتخب برآور شده، متغیرهای شاخص باز بودن اقتصادی، اندازه دولت و نرخ بیکاری دارای اثر منفی بر فرار مالیاتی می باشد. کاهش محدودیت های تجاری و آزادی اقتصادی بیشتر، صادرات و واردات غیرقانونی و قاچاق را کاهش داده و لذا فرار مالیاتی را کم می کند. در رابطه با تاثیر گذاری منفی اندازه دولت بر فرار مالیاتی باید این نکته را در نظر داشت که اگرچه انتظار می رود با افزایش اندازه دولت، میزان فعالیت های غیررسمی بیشتر شده و احتمال فرار مالیاتی گسترش یابد، اما باید توجه نمود که ضریب برآوردی به دست آمده برای این متغیر در مطالعه حاضر، از نظر آماری معنادار نمی باشد و همچنین در میان تمامی عوامل موثر بر فرار مالیاتی در این تحقیق، کمترین اثر را به خود اختصاص داده است. امبایه و همکاران (۲۰۱۰)، نیز در مطالعه خود به این نتیجه

رسیده اند که با افزایش اندازه دولت، میزان فرار مالیاتی کاهش خواهد یافت (Embaye et, al, 2010).

همچنین در خصوص تاثیرپذیری منفی فرار مالیاتی از نرخ بیکاری باید توجه نمود تانزی (۱۹۸۶)، معتقد است که نظریه های اقتصادی نمی توانند به طور قطع جهت همکاری نرخ بیکاری و اقتصاد زیرزمینی را تعیین کنند و این رابطه بسته به شرایط کشور می تواند مثبت یا منفی باشد. از آن جایی که نرخ بیکاری در کشور شاخصی از عملکرد عمومی اقتصاد به شمار رفته و افزایش آن می تواند حاکی از ورود به دوره رکود اقتصادی و کاهش تقاضای نیروی کار، چه برای فعالیت های رسمی و چه برای فعالیت های غیر رسمی بوده و لذا اندازه اقتصاد زیرزمینی را کاهش دهد(Tanzi, 1986). بنابراین رابطه معکوس بین بیکاری و فرار مالیاتی در این تحقیق غیرمنطقی به نظر نمی رسد، همچنان که نتایج مطالعه ی فرزانگان (۲۰۰۹)، نیز بیانگر اثرگذاری منفی نرخ بیکاري بر بخش غیررسمی می باشد.

لازم به ذکر است در الگوی انتخاب شده، بیشترین اثر فرار مالیاتی بر رشد تقاضای پول می باشد. همچنین در بین متغیر های علل بیشترین تاثیر مربوط به درآمد سرانه می باشد.

۵-۱-۲- برآورد شاخص فرار مالیاتی و سري زماني نسبي و مطلق آن در ایران

با توجه به الگوي ساختاري MIMIC در **نمودار ۱** تابع معادله خطي فرار مالیاتی به صورت زیر خواهد بود:

$$\omega_t = \varphi_1\, x_{1t} + \varphi_2\, x_{2t} + \varphi_3\, x_{3t} + \varphi_4\, x_{4t} + \varphi_5\, x_{5t} + \varphi_6\, x_{6t} + \varphi_7\, x_{7t}$$

(۱)

که در آن x_1 تا x_7 متغیر هاي علي در **نمودار ۱** هستند. ϕ_1 تاϕ_7ضرائب متغیر هاي علي هستند که با استفاده از تخمین الگو به وسیله نرم افزار آموس حاصل مي شوند. براي برآورد اولیه شاخص کافي است که به جاي متغیرهاي توضیحي مدل، مقادیر عددي آن ها در معادله شماره (۱) قرار گیرد تا شاخص براي هر سال به دست آید که این سري اعداد به دست آمده به عنوان مبنا براي محاسبه شاخص نسبي و مطلق فرار مالیاتی مورد استفاده قرار خواهند گرفت. براي تبدیل شاخص فوق به اندازه ي نسبي (درصدي از GDP) اطلاعات جانبي دیگري

مورد نیاز است. برای این کار باید یک سال را به عنوان مبنا انتخاب کرده و از میانگین چند مطالعه به عنوان معیار در تبدیلات استفاده نمود. در این مطالعه از هفت مطالعه قبلی که با روش های متفاوت حجم فرار مالیاتی در ایران را برآورد نموده اند، استفاده شده و با توجه به این که تمامی این مطالعات سال ۱۳۸۰ را پوشش داده اند، این سال به عنوان سال پایه انتخاب می شود. در **جدول ۲**، مطالعات منتخب و اندازه ی فرار مالیاتی محاسبه شده‌ی آن‌ها در سال ۱۳۸۰ به اختصار نشان داده شده‌اند:

جدول ۲. برآورد اندازه فرار مالیاتی در سال ۱۳۸۰ در مطالعات مختلف
مأخذ: نتایج مطالعات مختلف

Tabel 2. Estimation of tax evasion in 1380 in various studies
Source: Results of various studies

پژوهشگر	روش برآورد	مقدار برآورد فرار مالیاتی
Sameti et, al (2010)	متغیر پنهان	۲۷/۷۶
Abdollahmilani, M., & Akbarpourroshan, N. (2012)	تقاضای پول	۷/۲۷
Samadi & Tabande (2013)	علل چندگانه- آثار چندگانه	۱۴/۳۴
Zarra-Nezhad et, al (2013)	متغیر پنهان	۲۰/۰۸
Taghineghad & Nikpoor, (2014)	رویکرد پولی	۹/۰۱
Alizadeh & Ghaffari, (2014)	تحلیل عامل اکتشافی	۲۶/۵۲
Falahati, Nazifi & Abbaspour (2012)	شبکه عصبی	۲۸/۳
میانگین		۱۹/۰۴

میانگین به دست آمده برای اندازه‌ی فرار مالیاتی سال ۱۳۸۰ در مطالعات فوق، ۱۹/۰۴ می‌باشد که از این عدد به عنوان معیاری برای تبدیل شاخص اولیه به شاخص نسبی فرار مالیاتی به کار گرفته می‌شود و از طریق عملیات زیر انجام می‌گردد (Piraee & Rajaee, 2016):

$$\omega_t = \omega_t^* \frac{\omega 1380}{\omega_{1380}^*}$$

(۲)

ω_t: میزان فرار مالیاتی بر حسب درصد تولید ناخالص داخلی

ω_t^*: میزان شاخص

ω1380: رقم مبنا که همان میانگین (۱۹/۰۴) می باشد.

ω_{1380}^* : میزان شاخص در سال ۱۳۸۰ بر اساس برآورد انجام شده در مدل

سري زماني محاسبه شده براي ميزان نسبي فرار مالياتی در ايران به صورت درصدي از GDP در **جدول ۳** آورده شده است:

جدول ۳. سري زماني ميزان نسبي فرار مالياتی درايران (درصدي از GDP)
مأخذ: محاسبات تحقيق

Tabel 3. Time series of relative tax evasion in Iran (percentage of GDP)
Source: Research calculations

سال	اندازه نسبي فرار مالياتی	سال	اندازه نسبي فرار مالياتی	سال	اندازه نسبي فرار مالياتی	سال	اندازه نسبي فرار مالياتی
۱۳۵۷	۶/۱۲	۱۳٦۷	۱۸/۹۷	۱۳۷۷	۲۱/۵۴	۱۳۸۷	۱۰/۰۰
۱۳۵۸	۸/۵۷	۱۳٦۸	۲۱/۱۸	۱۳۷۸	۲۴/۴۶	۱۳۸۸	۱۸/۲۴
۱۳۵۹	۱۱/۱۴	۱۳٦۹	۲۳/۹۷	۱۳۷۹	۲۱/۱۵	۱۳۸۹	۸/۹۲
۱۳٦۰	۱۳/۴۳	۱۳۷۰	۲۰/۷۹	۱۳۸۰	۱۹/۰۴	۱۳۹۰	۹/۶۹
۱۳٦۱	۱۵/۵۴	۱۳۷۱	۱۸/۱۷	۱۳۸۱	۱۶/۸۴	۱۳۹۱	۱۴/۵۶
۱۳٦۲	۱۸/۰۰	۱۳۷۲	۱۸/۳۹	۱۳۸۲	۱۵/۵۱	۱۳۹۲	۱۳/۳۹
۱۳٦۳	۲۱/۷۲	۱۳۷۳	۲۰/۳۴	۱۳۸۳	۱۴/۵۴	۱۳۹۳	۱۲/۱۳
۱۳٦٤	۲۲/۲۹	۱۳۷٤	۲۱/۴۷	۱۳۸٤	۱۴/۰۸	۱۳۹٤	۱۱/۳۳
۱۳٦۵	۲۲/۲۳	۱۳۷۵	۱۹/۷۳	۱۳۸۵	۱۳/۲۵	۱۳۹۵	۱۱/۲۰
۱۳٦٦	۲۴/۱۴	۱۳۷٦	۱۸/۵۳	۱۳۸٦	۱۱/۶۸	۱۳۹٦	۱۱/٤۳

همان طور که مشاهده می شود اگرچه روند فرار مالیاتی دارای نوساناتی در بازه زمانی مورد نظر می باشد، اما به طور کلی در دوره ۳۹ ساله روندی افزایشی داشته است، به طوری که از ۶/۱۲ درصد GDP رسمی در سال ۱۳۵۷ به بیشترین مقدار خود در سال ۱۳۷۸ (۲۴/۴۶ درصد ازGDP) افزایش یافته و در نهایت در سال ۱۳۹۶ به ۱۱/۴۳ درصد رسیده است. همان گونه که در نمودار مشخص است، میزان فرار مالیاتی بعد از سال ۱۳۷۸ (که حداکثر مقدار را دارد) تا سال ۱۳۸۷ روندی کاهشی را طی نموده و سپس در سال ۱۳۸۸ به یک باره افزایش یافته است که این جهش در نتایج مطالعه Pajouyan et, al (2015) و Abdollahmilani & Akbarpourroshan, (2012) نیز مشاهده می شود.

مقایسه این اعداد به دست آمده با نتایج برخی مطالعات داخلی دیگر، وجود تفاوت هایی را در اندازه ی نسبی فرار مالیاتی طی دوره مورد مطالعه نشان می دهد، زیرا این امکان وجود دارد که اندازه فرار مالیاتی با تغییر دوره مورد مطالعه و همچنین به لحاظ علل دیگری که ممکن است به طور مستقیم یا غیرمستقیم باعث گسترش این پدیده ی پنهان شود، افزایش یا کاهش یابد. از سوی دیگر همان طور که بیان گردید مطالعات داخلی که طی سال های اخیر به محاسبه اندازه ی فرار مالیاتی در کشور پرداخته اند از روش های متفاوتی استفاده نموده اند و تفاوت در روش مورد استفاده نیز می تواند منجر به تفاوت در نتایج به دست آمده گردد. به عنوان مثال میزان فرار مالیاتی محاسبه شده توسط Abdollahmilani & Akbarpourroshan, (2012) با استفاده از روش تقاضای پول در تمامی سال های مورد بررسی، کوچک تر از اعداد محاسبه شده در تحقیق حاضر می باشد. در محاسبه ی فرار مالیاتی با روش تقاضای پول که برای اولین بار توسط کاگان (۱۹۵۸) ارائه شده است، فرض می شود که تمام معاملات در اقتصاد غیررسمی به صورت نقدی انجام می گردد، در صورتی که در واقعیت این طور نیست و تنها بخشی از معاملات اقتصاد غیررسمی به صورت نقدی انجام می شود و لذا میزان متغیر پنهان با این روش کمتر از حد واقعی، تخمین زده خواهد شد.

در صورتي كه شاخص نسبي فوق در GDP هر سال ضرب شود، مقدار مطلق فرار مالياتی براي هر سال به قيمت ثابت به دست مي آيد:

جدول ٤. مقدار مطلق فرار مالیاتی در ایران (میلیارد ریال)
مأخذ: محاسبات تحقیق

Tabel 4. Absolute amount of tax evasion in Iran (billion Rials)
Source: Research calculations

سال	اندازه مطلق فرار مالیاتی	سال	اندازه مطلق فرار مالیاتی	سال	اندازه مطلق فرار مالیاتی	سال	اندازه مطلق فرار مالیاتی
۱۳۵۷	۶۳۶۶۴/۹۳۳	۱۳٦۷	۱۴۱۴۱۳/۳۶۴۷	۱۳۷۷	۲۵۱۳۲۹/۰۷۳۲	۱۳۸۷	۱۹۱۸۹۶/۷۴۹۶
۱۳۵۸	۸۰۷۱۵/۰۴۰۶۶	۱۳٦۸	۱۶۷۱۷۰/۵۳۵	۱۳۷۸	۲۹۰۲۵۰/۹۴۰۹	۱۳۸۸	۳۵۴۴۶۱/۷۶۰۹
۱۳۵۹	۸۰۵۴۷/۷۴۰۰۵	۱۳٦۹	۲۱۵۷۹۶/۱۳۴۹	۱۳۷۹	۲۶۵۲۱۰/۲۴۴۲	۱۳۸۹	۱۸۴۶۸۵/۰۷
۱۳٦۰	۹۲۳۰۴/۶۷۱۵۹	۱۳۷۰	۲۱۰۱۹۰/۵۷۵۱	۱۳۸۰	۲۴۳۵۵۸/۳۴۷۲	۱۳۹۰	۲۰۹۲۷۸/۸۴۸۸
۱۳٦۱	۱۳۱۰۴۵/۱۳۵۷	۱۳۷۱	۱۸۹۲۲۹/۲۲۵	۱۳۸۱	۲۳۳۰۳۷/۹۳۴۵	۱۳۹۱	۲۹۲۹۳۵/۵۱۶۲
۱۳٦۲	۱۶۶۵۶۹/۳۹۷۷	۱۳۷۲	۱۹۴۱۹۴/۱۱۹۳	۱۳۸۲	۲۳۲۷۲۰/۱۲۵۲	۱۳۹۲	۲۶۴۳۲۱/۱۳۲۵
۱۳٦۳	۱۸۵۷۳۴/۸۵۳۸	۱۳۷۳	۲۱۲۸۴۶/۲۴۱۵	۱۳۸۳	۲۲۸۱۶۶/۳۰۷۵	۱۳۹۳	۲۴۶۵۰۷/۱۱۶۱
۱۳٦٤	۱۹۴۰۲۱/۲۲۴۸	۱۳۷٤	۲۳۰۶۲۶/۷۶۲۳	۱۳۸٤	۲۳۴۹۰۵/۶۵۱	۱۳۹٤	۸۷۶۹۸/۵۳۷۲۲
۱۳٦۵	۱۷۴۶۳۸/۲۵۳۴	۱۳۷۵	۲۲۳۴۰۸/۳۵۴۷	۱۳۸۵	۲۳۴۵۹۳/۶۴۳۳	۱۳۹۵	۸۴۴۹۵/۷۵۶۴۵
۱۳٦٦	۱۹۰۰۱۷/۱۰۰۴	۱۳۷٦	۲۱۱۵۱۲۴۵/۴	۱۳۸٦	۱۲۲۸۲۵/۹۶۵۴	۱۳۹٦	۸۹۰۹۵/۳۴۹۸۰

همان گونه که مشاهده می شود مقدار فرار مالیاتی از ۶۳۶۶۴/۹۳۳ میلیارد ریال در سال ۱۳۵۷ به بیشترین مقدار خود در سال ۱۳۷۸ (۲۹۰۲۵۰/۹۴۰۹میلیارد ریال) رسیده و در سال ۱۳۹۶ برابر با ۸۹۰۹۵/۳۴۹۸۰ میلیارد ریال شده است.

۵-۲- مرحله دوم: برآورد رابطه بین کیفیت نهادی و فرار مالیاتی

۵-۲-۱- معرفي الگو

پس از محاسبه ي سري زماني متغير پنهان فرار مالياتی، در ادامه مدل مربوط به بررسي رابطه بين كيفيت نهادی و فرار مالياتی در ايران طي دوره زماني مورد مطالعه به صورت زير تصريح مي گردد:

$$LTE = f\,(LPR,\ LGDP,\ INF)$$

(۳)

LTE: لگاریتم فرار مالیاتی (سری زمانی به دست آمده در مرحله اول)

LPR: لگاریتم کیفیت نهادی

شاخص راهنماي بين المللي ريسک کشورها[5] (ICRG) شامل رتبه بندی ۲۲ متغیر در سه زیرگروه مختلف ریسک سیاسی، ریسک مالی و ریسک اقتصادی است. در این پژوهش از میانگین شاخص های پایداری دولت (ثبات حکومت)، شرایط اجتماعی اقتصادی، چشم انداز سرمایه گذاری، فساد، کیفیت سیستم اداری، حاکمیت نظم و قانون و پاسخگویی دموکراتیک از میان دوازده شاخص ریسک سیاسی معرفی شده، به عنوان شاخص نهادی استفاده می شود. دلیل استفاده از این شاخص به عنوان شاخص کیفیت نهادی، پوشش بسیار مناسب ابعاد مختلف نهادی توسط این شاخص‌هاست (Nadiri & Mohammadi, 2011). از آن جا که مقدار هر یک از این شاخص های هفت گانه متفاوت است، به منظور یکسان شدن وزن آن ها، همه ی این شاخص ها با استفاده از فرمول زیر[6] در دامنه صفر و ده نرمال گردیدند. زیرا این اعداد اولیه که از سازمان ریسک بین الملل گرفته می شوند خام هستند باید نرمال شوند که از رابطه زیر نرمال سازی انجام می دهیم:

$$((X - \min(X)) * (d2 - d1) / (\max(X) - \min(X)))+d1 \quad (۴)$$

X : مقدار هر شاخص در هر سال برای ایران

$\max(X)$: حداکثر مقدار مشاهده شده اندازه گیری شده برای هر شاخص طی سال های مورد بررسی

$\min(X)$: حداقل مقدار مشاهده شده اندازه گیری شده برای هر شاخص طی سال های مورد بررسی

d1: کمترین مقدار در دامنه ی صفر و ده (صفر)

d2: بیشترین مقدار در دامنه ی صفر و ده (ده)

[5] International Country Risk Guide (ICRG)

[6] Minimum and maximum theoretical values of each variable

سپس با جمع این شاخص‌ها و میانگین گیری از آن‌ها، یک شاخص نهادی برای آزمون تجربی (که با LPR نشان داده خواهد شد) ایجاد گردید. بزرگ تر بودن این شاخص به معنای وضعیت مناسب‌تر نهادی و پایین‌تر مقدار آن، وضعیت نامناسب نهادی را نشان می‌دهد. از دیگر مزایای این شاخص (بر خلاف دیگر شاخص‌ها) این است که آمارهای آن برای دوره نسبتا طولانی (از سال ۱۹۸۳) موجود است. همچنین این شاخص حدود ۲۱۲ کشور و سرزمین را تحت پوشش قرار می‌دهد و با استفاده از چند صد متغیر از ۳۵ منبع آماری مختلف به دست می‌آید که نشان دهنده‌ی دقت بالا در تدوین آن‌ها است. از دیگر ویژگی‌های این شاخص‌ها، توجه آن‌ها بر دو بعد خرد و کلان نهادی کشورهاست. از میانگین ساده ی وزنی این شاخص به عنوان شاخص نهادی در این مطالعه استفاده خواهد شد.

LGDP: لگاریتم تولید ناخالص داخلي. این متغیر دارای اثر مبهم بر فعالیت های غیر رسمی می باشد. از یک طرف افزایش GDP و بهبود اوضاع اقتصادی کشور، در صورتی که منجر به تامین حداقل منابع لازم برای زندگی شود، می تواند انگیزه پذیرش ریسک اعمال غیر قانونی و غیر رسمی را کاهش داده و موجب کاهش حجم اقتصاد پنهان و در نتیجه کاهش فرار مالیاتی شود. به عنوان مثال براساس یافته های اشنایدر، GDP سرانه پایین تر در یک کشور ، انگیزه بالاتری برای فعالیت در اقتصاد سایه ای را فراهم می سازد. به خصوص در کشورهای در حال توسعه که GDP سرانه پایین تری را نسبت به کشورهای توسعه یافته دارند، انگیزه فعالیت در اقتصاد سایه ای بیشتر است. از طرف دیگر افزایش آن می تواند سبب افزایش تقاضا شود، این افزایش تقاضا ممکن است شامل تقاضا برای کالاهای قانونی و غیر قانونی شود و در نتیجه این احتمال وجود دارد که از این طریق فرار مالیاتی رخ دهد. لذا همان گونه که بیان گردید، اگرچه برخی مطالعات نظیر Braun & Ditella (2004) وجود رابطه ای مثبت بین درآمد سرانه و فساد را اثبات می کنند، اما به طور کلی این متغیر دارای اثر مبهم بر فعالیت های غیر رسمی می باشد.

INF: نرخ تورم (تغییرات سطح عمومی قیمت ها) می باشد که در واقع همان درصد تغییر در شاخص قیمت مصرف کننده است (Rezagholizadeh, Elmi & Mohammadi Majd, 2023). رشد سطح عمومی قیمت کالاهای مصرفی به دلایل مختلفی می‌تواند به

افزایش حجم اقتصاد زیرزمینی منجر شود. با توجه به وضعیت نابرابری توزیع درآمد در کشور، می‌توان انتظار داشت که با افزایش سطح عمومی قیمت‌ها، خانواده‌های بیشتری زیر خط فقر قرار گیرند. ناتوانی در تامین کمترین درآمد کافی برای گذراندن زندگی از طریق انجام فعالیت‌های قانونی، می‌تواند عامل موثری در توجیه پذیری روی آوردن به فعالیت‌های اقتصاد زیرزمینی به شمار می‌آید. بنابراین، انتظار می‌رود با گسترش پدیده فقر، اندازه اقتصاد زیرزمینی رشد یابد (Piraee & Rajaee, 2016) همچنین تغییرات گسترده و فزاینده قیمت می‌تواند نرخ‌های مالیات بر درآمد افزایش یافته افراد و بنگاه‌ها را افزایش دهد و انگیزش افراد به فرار مالیاتی بیشتر شده در نتیجه حجم آن افزایش می‌یابد. از طرفی دیگر افزایش فشار تورمی موجب گران تر شدن قیمت مواد اولیه جهت فعالیت در اقتصاد زیرزمینی می شود. لذا همان گونه که(Crane & Nourzad (1986 نیز در بررسی اثر تورم بر فرار مالیاتی در اقتصاد آمریکا نشان دادند، انتظار می رود ارتباط بین تورم و فرار مالیاتی مثبت است.

داده‌ها و آمار مورد نیاز جهت مدل سازي در اين تحقيق از منابع آماري بانک مرکزي، مرکز آمار ايران، ترازنامه انرژي و سازمان ريسک بين المللی گردآوري شده است.

۵-۲-۲- روش شناسی الگوی تحقیق

۵-۲-۲-۱- آزمون کرانه‌اي در مدل خودرگرسيون برداري با وقفه هاي گسترده

به منظور بررسي و تجزيه و تحليل تجربي رابطه پويای بلندمدت و کوتاه مدت بين کيفيت نهادی و ساير متغيرهاي وابسته با فرار مالياتی (تورم، بار مالياتی و توليد ناخالص داخلی) در اقتصاد ايران در قالب الگوهاي سري زماني، از روش آزمون کرانه‌اي خودرگرسيون برداري با وقفه‌هاي گسترده ارائه شده توسط پسران و همکاران (۲۰۰۱) استفاده مي‌گردد(Pesaran et al, 2001). اين روش توسط پسران و همکاران (۲۰۰۱) ارائه شده و مدل توسعه يافته ARDL مي باشد.

مدل تصحيح خطاي غيرمقيد (UECM) مورد استفاده در اين تحقيق به منظور بررسي روابط پويای بلندمدت و کوتاه مدت بين کيفيت نهادی و فرار مالياتی به صورت زير است:

$$\Delta LTE_t = \beta_1 + \beta_{TE} LTE_{t-1} + \beta_{PR} PR_{t-1} + \beta_{GDP} LGDP_{t-1} + \beta_{INF} INF_{t-1} + \sum_{i=1}^{p} \beta_i \, \Delta LTE_{t-i} + \sum_{j=0}^{q} \beta_j \, \Delta PR_{t-j} + \sum_{k=0}^{r} \beta_k \, \Delta LGDP_{t-k} + \sum_{m=0}^{u} \beta_m \, \Delta INF_{t-m} + \mu_t$$

(۵)

$$\Delta LPR_t = \alpha_1 + \alpha_{TE} LTE_{t-1} + \alpha_{PR} PR_{t-1} + \alpha_{GDP} LGDP_{t-1} + \alpha_{INF} INF_{t-1} + \sum_{i=1}^{p} \alpha_i \, \Delta LTE_{t-i} + \sum_{j=0}^{q} \alpha_j \, \Delta PR_{t-j} + \sum_{k=0}^{r} \alpha_k \, \Delta LGDP_{t-k} + \sum_{m=0}^{u} \alpha_m \, \Delta INF_{t-m} + \mu_t$$

در این سیستم معادلات، Δ عملگر تفاضل مي‌باشد و μ_t نیز جزء اخلال مدل در زمان t مي‌باشد. تخمین هریک از معادلات بالا به منظور آزمون وجود یا عدم وجود رابطه هم انباشتگي بین متغیرها بر اساس معني داري آماره F مشترک ضرایب متغیرهاي با وقفه موجود در مدل صورت مي گیرد. با توجه به کوچک بودن حجم نمونه مورد بررسي در این مطالعه از مقادیر بحراني Narayan (2005) جهت تشخیص هم انباشتگي در تحقیق حاضر استفاده خواهد گردید. بعد از بررسي وجود یا عدم وجود رابطه هم انباشتگي بین عوامل تاثیرگذار مورد مطالعه بر فرار مالیاتی، مي توان به بررسي رابطه علیت بین متغیرهاي موجود در مدل نیز پرداخت. بر اساس مطالعه Granger (1969) در صورتي که متغیرها هم‌انباشته از مرتبه یک باشند، روش تصحیح خطاي برداري[7](VECM) بهترین روش جهت تشخیص رابطه علیت بین متغیرها مي باشد (Narayan, 2005). مدل VECM متغیرهاي موجود در این قسمت از تحقیق به منظور بررسي رابطه بلندمدت به صورت زیر مي باشد:

$$\Delta LTE_t = \alpha_{01} + \sum_{i=1}^{I} \alpha_{11} \, \Delta LTE_{t-i} + \sum_{j=1}^{m} \alpha_{22} \, \Delta PR_{t-j} + \sum_{k=1}^{n} \alpha_{33} \, \Delta LGDP_{t-k} + \sum_{m=1}^{o} \alpha_{44} \, \Delta INF_{t-m} + \eta_1 ECT_{t-1} + \mu_{1i}$$

[7] Vector Error Correction Method

(۶)

$$\Delta LPR_t = \beta_{01} + \sum_{i=1}^{I} \beta_{11}\, \Delta PR_{t-i} + \sum_{j=1}^{m} \beta_{22}\, \Delta LTE_{t-j} + \sum_{k=1}^{n} \beta_{33}\, \Delta LGDP_{t-k} + \sum_{m=1}^{o} \beta_{44}\, \Delta INF_{t-m} + \eta_2 ECT_{t-1} + \mu_{2i}$$

Δ نشان دهنده عملگرتفاضل و μ_{it} بیانگر جزء باقیمانده مدل با توزیع نرمال و مستقل مي‌باشد.

۵-۲-۳- تخمین مدل و تجزیه و تحلیل نتایج

۵-۲-۳-۱- بررسي مانايي و آماره هاي توصيفي متغيرها

بر اساس نتايج حاصل از آزمون‌هاي حداقل مربعات تعميم يافته ديكي فولر (DF-GLS) و آزمون ريشه واحد Ng-Perron، هيچ كدام از متغيرهاي مورد بررسي در اين تحقيق داراي درجه هم انباشتگي مرتبه دوم نمي‌باشند و تمام متغيرها با در نظر گرفتن عرض از مبدا و روند زماني در سطح يا با يک تفاضل مانا هستند، بنابراين بدون هراس از غيرقابل اعتبار بودن آماره F پسران، مي‌توان به تخمين و بررسي مدل‌هاي مورد نظر تحقيق با استفاده از روش ARDL Bounding test پرداخت.

جدول ۵. نتایج آزمون ریشه واحد متغیرهاي تحقیق
مأخذ: محاسبات تحقیق

Tabel 5. Results of unit root test of research variables
Source: Research calculations

	آزمونNg-Perron						آزمونDF-GLS		
متغیر	وقفه بهینه	MZa	MZt	MSB	MPT	درجه هم انباشتگي	DF-GLS statistic	وقفه بهینه	درجه هم انباشتگي
LTE	۰	-۳۸/۳۹۸٦	-۴/۳۷۹۶۲	۰/۱۱٤۰٦	۰/٦٤۳۸٦	I(۰)	-۰/۳۹۲۴۸۰	۰	I (1)
LPR	۰	-۱٤/٦۵۳۹	-۲/۷۰٦۳٦	۰/۱۸٤٦۹	٦/۲۲۱۲۲۱	I(۱)	-٤/۵۳۵۰۸٦	۱	I (1)
LGDP	۱	-۱۱/۱۱۱۵	-۱/٤۵۷۵۸	۰/۱۳۱۱۸	۱۱/۸۰۲۳	I(۱)	-۳/۵٤۷٦۳۲	۰	I (1)
INF	۱	-۲٤/٦۹۷۹	-۳/۵۰٦٦۷	۰/۱٤۱۹۸	۳/۷۳۳۳۵	I(۱)	-۳/۰۲۴۷۸۵	۰	I (0)

۵-۲-۳-۲- تعیین وقفه‌هاي بهینه، نتایج آزمون هم انباشتگي و سایر آماره هاي تشخیصي

پس از انجام آزمون مانایي و پس از اطمینان از عدم هم‌انباشته بودن متغیرها از درجه دو، در این قسمت به انتخاب وقفه بهینه و انجام آزمون هم‌انباشتگي بین متغیرها پرداخته مي‌شود. بر اساس نتایج ارائه شده در ستون سوم، وجود رابطه هم انباشتگي بین کیفیت نهادی و فرار مالیاتی در سطح اطمینان بالاي ۹۰ درصد تائید مي شود.

جدول ٦. نتايج آزمون هم انباشتگي ARDL و ساير آماره هاي تشخيصي
مأخذ: محاسبات تحقيق

Tabel 6. Results ofARDLco-integration test and other diagnostic statistics
Source: Research calculations

آمارهF پسران	طول وقفه بهينه	مدل برآورد شده
۵/۹۰۷۰۹۶	(۴,۲,۲,,۳)	F_{TE}(LTE/LPR, LGDP,INF)

* نشاندهنده معني داري در سطح اطمينان ۹۹ درصد، ** سطح اطمينان ۹۵ درصد و
*** سطح اطمينان ۹۰ درصد مي باشد.

با توجه به هدف اصلي اين تحقيق مبني بر بررسي رابطه بين كيفيت نهادها و فرار مالياتی و نظر به اين كه وجود رابطه هم انباشتگي بين اين متغيرها مورد تائيد قرار گرفته است، برآورد مدل هاي كوتاه مدت و بلندمدت مربوط به اين متغيرها مورد تخمين و بررسي قرار خواهد گرفت.

۵-۲-۳-۳- تخمين ضرايب كوتاه مدت و بلندمدت

جدول ۷ به بررسي رابطه عليت از كيفيت نهادی و ساير متغيرهاي وابسته، به فرار مالياتی در ايران در كوتاه مدت و بلندمدت مي‌پردازد. همان طور كه در اين جدول ملاحظه مي‌شود پس از تخمين ضرايب متغيرها، آماره‌هاي تشخيصي جهت بررسی اعتبار مدل برآورد شده، ارائه گرديده است.

بر اساس نتايج به دست آمده، علامت ضريب متغير كيفيت نهادی هم در كوتاه مدت و هم در بلندمدت منفي و معني‌دار بوده و بيان مي‌دارد كه بهبود كيفيت نهادها در ايران طی دوره مورد مطالعه، عاملی در جهت ممانعت از رشد بيشتر اقتصاد زيرزمينی و فرار مالياتی می‌باشد، به گونه ای كه يک درصد بهبود در كيفيت نهادها در بلندمدت منجر به كاهش ۰/۶۲ درصدی در فرار مالياتی شده است. از آن جايی كه ساختار ماليات وابستگی بالايی به ساختار حكمرانی كشور دارد، بهبود در ساختار حكمرانی و كنترل فساد منجر به جلب اعتماد عمومی به دولت شده و كاهش فرار مالياتی را به دنبال دارد.

طبق نتایج به دست آمده، ضریب تورم هم در کوتاه مدت و هم در بلند مدت داراي تاثیر مثبت بر فرار مالیاتی مي باشد. تغییرات گسترده و فزاینده قیمت می‌تواند نرخ های مالیات بر درآمد افزایش یافته افراد و بنگاه ها را افزایش داده و انگیزه افراد به فرار مالیاتی را بیشتر کند. در این زمینه

Crane & Nourzad (1986) نیز در بررسی اثر تورم بر فرار مالیاتی در اقتصاد آمریکا نشان دادند که ارتباط بین این پارامتر ها مثبت است.

علامت ضریب متغیر تولید ناخالص داخلی در کوتاه مدت و بلندمدت منفي بوده و بیان مي دارد که افزایش این متغیر عاملی در جهت ممانعت از رشد بیشتر اقتصاد زیرزمینی و فرار مالیاتی می باشد. افزایش تولید ناخالص داخلی کشور و تامین منابع لازم برای زندگی افراد، می تواند انگیزه پذیرش ریسک اعمال غیر قانونی و غیر رسمی را کاهش داده و موجب کاهش حجم اقتصاد پنهان و در کاهش فرار مالیاتی شود. این نتیجه منطبق با یافته های اشنایدر می باشد که بیان می دارد GDP سرانه پایین تر در یک کشور، انگیزه بالاتری برای فعالیت در اقتصاد سایه ای را فراهم می سازد.

ضریب تصحیح خطا در این مدل که بیانگر سرعت تعدیل خطاهاي مدل براي رسیدن به تعادل بلندمدت مي باشد، برابر با ۰/۸۷- بوده و به لحاظ آماري نیز در سطح اطمینان بالايي معني دار مي باشد. مقدار عددي این ضریب بیانگر این است که درصد بالایی از میزان انحرافات (عدم تعادل) فرار مالیاتی از تعادل بلندمدت خود در هر دوره تعدیل مي‌گردد.

جدول ۷. برآورد رابطه کوتاه مدت و بلندمدت بین متغیرها: متغیر وابسته: فرار مالیاتی
مأخذ: محاسبات تحقیق

Tabel 7. Estimation of short-term and long-term relationship between variables: dependent variable: tax evasion
Source: Research calculations

برآورد رابطه کوتاه مدت				
متغیرها	**ضریب**	**انحراف خطاي استاندارد**	**آماره t**	**احتمال**
C	۸/۲۷۸۷۹۲	۲/۲۷۸۷۵۹	۳/۶۳۲۷۰۷	۰/۰۰۱۳
LTE(-1)	-۰/۸۷۳۵۳۸	۰/۳۵۶۶۶۵	-۲/۴۴۹۱۸۳	۰/۰۳۴۳
LPR(-1)	-۰/۵۴۸۵۳۸	۰/۱۵۹۵۳۸	-۳/۴۳۸۲۸۰	۰/۰۰۶۳
D(LPR)	۰/۲۷۷۶۱۸	۰/۱۱۷۸۶۳	۲/۳۵۵۴۳۶	۰/۰۴۰۳
D(LPR(-1))	۰/۵۰۹۴۰۹	۰/۱۸۱۷۶۱	۲/۸۰۲۶۲۵	۰/۰۱۸۷
LGDP(-1)	-۱/۳۱۱۵۳۰	۰/۳۴۸۶۷۶	-۳/۷۶۱۴۵۶	۰/۰۰۳۷
D(LGDP)	-۰/۰۱۷۲۴۲	۰/۱۶۲۲۹۵	-۰/۱۰۶۲۳۶	۰/۹۱۷۵
INF(-1)	۱/۱۰۲۰۷۷	۰/۲۳۲۵۴۲	۴/۷۳۹۲۵۹	۰/۰۰۰۸
D(INF)	۰/۰۶۸۴۶۳	۰/۱۰۲۳۹۵	۰/۶۶۸۶۱۰	۰/۵۱۸۹
CointEq(-1)	-۰/۸۷۳۵۳۸	۰/۱۱۹۸۰۵	-۷/۲۹۱۳۵۵	۰/۰۰۰۰
Cointeq = LTE1 - (-0/627949*PR -1/501400*LGDP + 1/261624*LINF + 2/390214)				
برآورد رابطه بلندمدت				
متغیرها	**ضریب**	**انحراف خطاي استاندارد**	**آماره t**	**احتمال**
LPR	-۰/۶۲۷۹۴۹	۰/۲۷۷۹۰۷	-۲/۲۵۹۵۶۸	۰/۰۴۷۴

LGDP	۱/۵۰۱۴۰۰-	۰/۵۱۷۰۸۸	۲/۹۰۳۵٦۷-	۰/۰۱۵۷
INF	۱/۲۶۱۶۲۴	۰/۵۸۰٤۳٤	۲/۱۷۳۵۸۹	۰/۰۵۰۸
ضریب ثابت	۲/۳۹۰۲۱۴	۲/۳۳۱۳٤۱	۱/۰۲۵۲۵۳	۰/۳۲۹۴
آماره های تشخیصی				
آزمون نرماليتي	(۰/۶۵۲۳۲۱) (۰/۷۲۱۶۸۹)		DW-statistic	۲/۹۸۷۷۱۲
آزمون خودهمبستگي	(۴/۱۵۵۹۱۲) (۰/۰۵۷۹)		F-stat	۱۰/۲۱۰۹۰
آماره آزمون واريانس ناهمساني	(۱/۹۲۰۱۱۳) (۰/۱۴۷۴)		R-Bar-Squared	۰/۹۴۵۵۲۹

۶- نتيجه گيري و پيشنهادها

با توجه به اهمیت شناخت عوامل موثر بر فرار مالیاتی و تعیین رابطه آن با متغیرهایی نظیر کیفیت نهادهای کشور، پژوهش حاضر در مرحله اول با استفاده از روش علل چندگانه - شاخص چندگانه (MIMIC) به برآورد اندازه ی فرار مالیاتی در ایران و بررسی علل و آثار آن طی دوره زمانی ۹۴-۱۳۵۷ با استفاده از بسته نرم افزاری آموس پرداخته است. پس از مقایسه ملاک‌های برازش و نتایج تخمینی الگوهای برآورد شده، مدلی به عنوان مدل نهایی و مبنای محاسبات فرار مالیاتی انتخاب شد که در آن متغیرهای رشد مصرف انرژی، رشد تقاضای پول و رشد تولید ناخالص داخلی به عنوان آثار و متغیرهای تورم، نرخ بیکاری، نسبت صادرات به تولید ناخالص داخلی، نرخ ارز رسمی، درآمد سرانه، نسبت تملک دارایی سرمایه (هزینه عمرانی) به تولید ناخالص داخلی و نسبت مالیات بر واردات بر کل واردات به عنوان علل تشکیل دهنده فرار مالیاتی در نظر گرفته شده‌اند. این الگو از نظر معنادار بودن ضرایب عوامل و آثار فرار مالیاتی در مقایسه با سایر الگوهای برآورد شده وضعیت

بهتری دارد. در این الگو متغیرهای تورم، بار مالیاتی، درآمد سرانه و نرخ ارز رسمی اثر مثبت و معنادار بر فرار مالیاتی داشته و متغیرهای شاخص باز بودن اقتصادی، اندازه دولت و نرخ بیکاری دارای اثر منفی بر فرار مالیاتی می باشد. لازم به ذکر است در الگوی انتخاب شده، بیشترین اثر فرار مالیاتی بر رشد تقاضای پول می‌باشد. همچنین در بین متغیرهای علل بیشترین تاثیر مربوط به درآمد سرانه می باشد. نتایج محاسبه ی اندازه ی نسبی فرار مالیاتی بیانگر این است که اگرچه روند فرار مالیاتی دارای نوساناتی در بازه زمانی مورد نظر می‌باشد، اما به طور کلی در دوره ۳۸ ساله روندی افزایشی داشته است، به طوری که از ۶/۱۲ درصد GDP رسمی در سال ۱۳۵۷ به بیشترین مقدار خود در سال ۱۳۷۸ (۲۴/۴۶ درصد از GDP) افزایش یافته و در نهایت در سال ۱۳۹۴ به ۱۱/۳۳ درصد رسیده است. همچنین نتایج محاسبه ی اندازه ی مطلق فرار مالیاتی نشان می دهد که مقدار آن از ۶۳۶۶۴/۹۳۳ میلیارد ریال در سال ۱۳۵۷ به بیشترین مقدار خود در سال ۱۳۷۸ (۲۹۰۲۵۰/۹۴۰۹میلیارد ریال) رسیده و در سال ۱۳۹۶ برابر با ۸۹۰۹۵/۳۴۹۸۰ میلیارد ریال شده است.

در مرحله دوم پس از محاسبه ي سري زماني متغير پنهان فرار مالياتي، به منظور بررسي و تجزيه و تحليل تجربي تاثير بلندمدت و كوتاه مدت كيفيت نهادی و ساير متغيرهاي وابسته (تورم و توليد ناخالص داخلی) بر فرار مالياتی در اقتصاد ايران در قالب الگوهاي سري زماني، از روش آزمون كرانه‌اي خودرگرسيون برداري با وقفه‌هاي گسترده استفاده گرديد. نتايج برآورد نشان می دهد كه كيفيت نهادی هم در كوتاه مدت و هم در بلندمدت منفي و معني دار بوده و بيان مي‌دارد كه بهبود كيفيت نهادها در ايران طی دوره مورد مطالعه، عاملی در جهت ممانعت از رشد بيشتر اقتصاد زيرزمينی و فرار مالياتی می‌باشد. همچنين طبق نتايج به دست آمده، افزايش تورم در بلند مدت منجر به افزايش فرار مالياتی در كشور شده و در مقابل، افزايش توليد ناخالص داخلی عاملی در جهت ممانعت از رشد بيشتر اقتصاد زيرزمينی و فرار مالياتی می باشد.

- با توجه به این که طبق نتایج به دست آمده، بهبود کیفیت نهادها در ایران طی دوره مورد مطالعه، منجر به کاهش فرار مالیاتی شده است، در راستای بهبود عملکرد نظام مالیاتی در کشور، تقویت پاسخگوئی و اثربخشی دولت و حاکم شدن قانون در جامعه که می‌تواند منجر به افزایش اعتماد متقابل میان مردم و دولت شده و تمایل به پرداخت مالیات افراد را افزایش

دهد، پیشنهاد می گردد. اعتماد ایجاد شده در افراد در نتیجه ارتقای کیفیت حکمرانی، زمینه اجتناب از پرداخت مالیات و فرار مالیاتی را کاهش داده و منجر به وصول به موقع درآمدهای مالیاتی و تقویت ساختار اقتصادی می‌گردد.

- همچنین از آن جایی که نتایج برآورد بیانگر تاثیرگذاري مثبت نرخ تورم بر اندازه فرار مالیاتی می باشد، می توان گفت که کاهش نرخ تورم و جلوگیري از گسترش آن مي تواند یکي از عوامل مهم و اثرگذار در کاهش فرار مالیاتی در کشور باشد که این امر با اجراي سیاست‌هاي پولي مناسب و انضباط مالي دولت امکان پذیر است.

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

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

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

Reference

Abdollahmilani, M., & Akbarpourroshan, N. (2012). Tax Evasion from the Underground Economy in Iran. *Journal of Tax Research*, *20*(13), 141-168. Retrieved from http://taxjournal.ir/article-1-71-en.html (In Persian)

Abounoori, E., Nikpour, A. (2014). The Effect of Tax Burden Indicators on the Size of the Hidden Economy in Iran. *Quarterly Journal of Economic Growth and Development Research*, Volume 5, Issue 17 – Serial Number 17, 90-75. Retrieved from https://egdr.journals.pnu.ac.ir/article_1252.html?lang=en (In Persian)

Acemoglu, D.,& verdier, T. (2000). The choice between market failure and corruption. *American economic review, 90(1)*, 194-211. Retrieved from https://www.aeaweb.org/articles?id=10.1257/aer.90.1.194

Ahangari, A. A. M., & Saadatmehr, M. (2008). The Relationship between Risk and Private Investment in Iran. *Journal of Humanities and Social Sciences*, *8(30)*. (In Persian)

Ajaz, T., & Ahmad, E. (2010). The effect of corruption and governance on tax revenues. *The Pakistan development review*, 49(4), 405-417. Retrieved from https://www.jstor.org/stable/41428665

Alizadeh, H., & Ghaffari, F. (2014). Estimating the size of the underground economy in Iran and examining the factors affecting it. *Journal of Financial Economics*, 7 (25), 31-69. https://www.sid.ir/paper/229299/fa (In Persian)

Arabmazar Yazdi, A. (2001). Black economy in Iran: its size, causes and effects in the last three decades. *Journal of Planning and Budgeting*, 6(2-3), 3-60. Available at: http://jpbud.ir/browse.php?a_code=A-10-4-418&slc_lang=fa&sid=1 (In Persian)

Ashrafzadeh, h., & Mehregan, N. (2000). Estimating the volume of underground economic activities in Iran using the demand method. *National conference on the phenomenon of goods smuggling*, 3. https://www.sid.ir/paper/473045/fa

Braun, M., & Ditella, R. (2004). Inflation, Inflation Variability, and Corruption. *Economic and Politics*, vol 16, No 1. https://www.hbs.edu/faculty/Pages/item.aspx?num=16570

Beck, T, Lin, C & Ma, Y. (2010). VOX, CEPR's Policy Portal.

Berger, M., Fellner-Rohing, G., & Sausruber, R. Traxler, c. (2016). Higher Taxes more evasion? Evidence from border differentials in TV license Fees. *journal of public economics*, *135 (C)*, 74-86. https://econpapers.repec.org/article/eeepubeco/v_3a135_3ay_3a2016_3ai_3ac_3ap_3a74-86.htm

Bird, A. & Stephan, A. (2017). Governance and taxes: evidence from regression discontinuity. *The Accounting Review*, *92(1)*, 29-50. https://www.jstor.org/stable/26550629

Bird, M., Martinez, J., & torgler, B. (2008). Tax effort in development countries and high income countries: the impact of corruption, voice and accountability. *Economic analysis and policy*, 38(1), 55-71. https://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0313592608500063

Bloomquist, K. (2003), Income Inequality and Tax evasion: A Synthesis. *Volume 3 of OECD papers*. https://books.google.com/books/about/Income_Inequality_and_Tax_Evasion.html?id=vHBXnQAACAAJ

Boussaidi, A., & 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. https://archive.aessweb.com/index.php/5006/article/view/4143

Braun, M., & Di tella, R. (2004). Inflation, Inflation variability, and corruption. *Economic and politics,* 16, 77-100. https://econpapers.repec.org/article/blaecopol/v_3a16_3ay_3a2004_3ai_3a1_3ap_3a77-100.htm

Cebula, R., & Feige, E. (2010). America underground economy: measuring the size, growth and Determinants of income Tax evasion in the US. *Law and social change, 57(3),* 265-285. https://mpra.ub.uni-muenchen.de/29672/

Crane, S. E., & Nourzad, F. (1986). Inflation and Tax Evasion: An Empirical Analysis. *The Review of Economics and Statistics, 68(2),* 217-223. https://www.jstor.org/stable/1925500

Dadgar, Y., Nazari, R., & SiamiEraghi, E. (2013). Optimum government and tax in public sector economics and in Iran. *Quarterly Journal of Applied Economics Studies Iran (AESI)*, 2(5) - Serial Number 5, 1-27. https://aes.basu.ac.ir/article_389.html?lang=en (In Persian)

Dellanno, R. (2007). The Shadow Economy in Portugal: an Analysis with the Mimic Approach. *Journal of Applied Economics*.10, 253-277. https://econpapers.repec.org/article/cemjaecon/v_3a10_3ay_3a2007_3an_3a2_3ap_3a253-277.htm

Embaye, A., Tessema, M., & Yu W. C. (2010). Tax Evasion and Currency Ratio: Panel Evidence from Developing Countries. *Journal of Global Economics, Management and Business Research*, 7(3),195-203. https://www.ikprress.org/index.php/JGEMBR/article/view/3072

Erdinc, Z. (2012). Currency Demand modeling in Estimating the underground Economy in Turkey: an Error correction Framework. *International reaserch journal of financial and Economics*, 96, 15-27. https://avesis.anadolu.edu.tr/yayin/c6d38206-e343-4595-98c0-

7c8790307b97/currency-demand-modeling-in-estimating-the-underground-economy-in-turkey-an-error-correction-framework

Faaljou, H., & Sadeghpour, A. (2015). The Study of the Effect of the Index of Country Risk on Tehran Stock Exchange returns. *Financial Management Strategy*, *3*(3), 49-78. doi: 10.22051/jfm.2015.2263 (In Persian)

Falahati, A., Nazifi, M. & Abbaspour, S. (2012). Modeling the shadow economy and estimating tax evasion in Iran using neural networks. *Economic Development Research Quarterly*. 2(6), 33-58. (In Persian)

Farzanegan, M.R. (2009). Illegal Trade in the Iranian Economy: Evidence from a Structural Model. *European Journal of Political Economy*,25(4),489-507. https://www.sciencedirect.com/science/article/abs/pii/S0176268009000159 (In Persian)

Ghani, Z. (2011). A cross country analysis of tax performance with special focus on Pakistans tax effort. *Journal of economic issues*, 11(1), 1-25.

Googerdchian, A., Fathi, S., Amiri, H., Saeidi Varnamkhasti, N. (2015). Comparing Analysis the Effect of Political Riske on Stock Market Developing in Selected Countries. Journal of Investment Knowledge, 4, 135-156. https://jik.srbiau.ac.ir/article_7751.html?lang=en (In Persian)

Gupta, A. (2007). Determinants of tax revenue effort in developing countries. IMF working paper, no. 07/184 Washington, dc: *International monetary fund*, Working Paper No. 2007/184, ISBN/ISSN: 9781451867480/1018-5941, 39. https://www.imf.org/en/Publications/WP/Issues/2016/12/31/Determinants-of-Tax-Revenue-Efforts-in-Developing-Countries-21040

Hadian, E., & Tahvili, A. (2013). Tax evasion and its determinants in the Iranian economy (1971-2007). *The Journal of Planning and Budgeting*, 18(2), 39-58. http://jpbud.ir/article-1-982-en.html (In Persian)

Heshmati Molaei, H. (2004). The role of financial institutions in the development of the underground economy and money laundering in the development of the underground economy and money laundering. *Proceedings of the 13th Annual Monetary and Foreign Exchange Policy Conference*.(In Persian)

Imam, P. A., & 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. https://econpapers.repec.org/article/bpjrmeecf/v_3a10_3ay_3a2014_3ai_3a1_3ap_3a24_3an_3a5.htm

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. https://ieda.alzahra.ac.ir/article_2778.html?lang=en (In Persian)

Johnson, H., Kaufmann, D,. & Lobaton, p. (1998). Regulatory discreation and the unofficial economy, *American economic Review*, 88(2), 387-392. https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=1116727

Joreskog, K & Goldberger, A, S (1975). Estimation of a model with multiple indicators and multiple cause of a single latent variable. *journal of the American statistical association*,70(351), 631-639. https://www.jstor.org/stable/2285946

Karimi Potanlar, S., Gilak Hakimabadi, M., & Saber Nochamani, F. (2015). Investigation of Government Effectiveness Impact on Reducing Tax Evasion: The Case Study of Selected Countries. Journal of tax research, Scholary quarterly of Iranian National Tax Administration (INTA), 23(27), 63-90. http://taxjournal.ir/browse.php?a_id=709&sid=1&slc_lang=en (In Persian)

kazemi, M. (2015). The Political Risk and Its Effect on attract Foreign Direct Investment. *The Iranian Research letter of International Politics*, 3(1), 72-92. doi: 10.22067/jipr.v3i15.31554. https://irlip.um.ac.ir/article_27704.html (In Persian)

Khalilzadeh, M., Sedighezadeh, D., Vassie , D., Pashapour, M., & Shakeri, H. (2018). Investigating the Causal Relationships Between Critical Factors in Tax Fraud in Iran Using Group Anp and Fuzzy Dematel. *Journal of Development Evolution Management*, 9, special issue, 141-157. https://jdem.qazvin.iau.ir/m/article_671089.html?lang=en (In Persian)

Marjit, S., Ghosh, S., & Biswas, A. (2007). Informality, corruption and trade reform. *European Journal of Political Economy*, 23(3), 777-789.

https://econpapers.repec.org/article/eeepoleco/v_3a23_3ay_3a2007_3ai_3a3_3ap_3a777-789.htm

Medina, L., & Schnieder, F. (2018). Shadow economies around the world. *International Monetary Fund*, Working Paper No. 2018/017. https://www.imf.org/en/Publications/WP/Issues/2018/01/25/Shadow-Economies-Around-the-World-What-Did-We-Learn-Over-the-Last-20-Years-45583

Motallebi, M., Alizadeh, M, & Faraji Dizaji, S. (2020). Estimating Shadow Economy and Tax Evasion using Governmental Financial Discipline Variables. *Quarterly Journal of Quantitative Economics*, 16(4) - Serial Number 63. https://jqe.scu.ac.ir/article_14499.html?lang=en (In Persian)

Mutascu, M. (2014). influence of climate conditions on Tax Revenues. *Contemporary Economics*, 8(3), 315-328. https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=2504438

Nadiri, M., & Mohammadi, T. (2011). Estimating an institutional structure in economic growth using GMM dynamic panel data method. *Quarterly Journal of Economic Modelling*, 5(15) - Serial Number 15 : 1-24. https://eco.firuzkuh.iau.ir/article_555516.html?lang=en (In Persian)

Narayan, P. K. (2005). The saving and investment nexus for China: evidence from cointegration tests. Applied economics, 37(17). https://www.tandfonline.com/doi/abs/10.1080/00036840500278103

Omidipour, R & Pajouyan, J. (2018). Tax evasion based on the income tax of legal entities in Iran. *Financial Economics*, *11(39)* - Serial Number 39, P: 27-56. . (In Persian)

Pajouyan, J., Omidipour, R., Mohammadi, T., & Memarnejad, A. (2015). Estimating the volume of underground economy and tax evasion, experimental analysis in Iran. *Journal of Taxation in Iran*, 28, 69-94.(In Persian)

Pappa, E., Sajedi, R. & Vella, E. (2015), "Fiscal Consolidation with Tax Evasion and corruption", *journal of international economics*, 96(1), 56-75. https://econpapers.repec.org/article/eeeinecon/v_3a96_3ay_3a2015_3ai_3as1_3ap_3as56-s75.htm

Pesaran, H., Shin, Y & Smith, R. J (2001). Bounds testing approaches to the analysis of level relationships. *Journal of applied econometrics*, 16(3), 289-326. https://www.jstor.org/stable/2678547

Piraee, K., Rajaee, H. (2016). Estimate Size of Underground Economy in Iran and Investigation Causes and Effects. *The Macro and Strategic Policies*, 3(9), 21-42. https://www.jmsp.ir/article_10304.html (In Persian)

Rezagholizadeh, M., Elmi, Z, & Mohammadi Majd, S. (2023). The Effect of Financial Stress on the Stock Return of Accepted Industries in Tehran Stock Exchange. *Quarterly Journal of Quantitative Economics (JQE)*, 20(1), 32-73. https://jqe.scu.ac.ir/article_16698.html?lang=en (In Persian)

Sadeghi, S. K. (2012). The effects of control of corruption and government effectiveness indices on tax revenue: The case of upper middle income countries. *Journal of Tax Research, Scholarly quarterly of Iranian National Tax Administration (INTA)*, 20(14), 229-248. https://taxjournal.ir/browse.php?a_id=62&slc_lang=en&sid=1&printcase=1&hbnr=1&hmb=1 (In Persian)

Salimifar, M., Keivanfar, M. (2011). Informal Economy in Iran and The Effect of Inflation on It. *Monetary & Financial Economics*, 17(33), -. doi: 10.22067/pm.v17i33.27301. https://danesh24.um.ac.ir/article/view/article_26711.html?lang=en (In Persian)

Samadi, A., & Tabande, R. (2013). Tax Evasion in Iran: its Causes, Effects and Estimation. *Journal of Tax Research, Scholarly quarterly of Iranian National Tax Administration*, 21(19), 77-106. http://taxjournal.ir/article-1-196-en.html (In Persian)

Sameti, M,. Sameti, M., & Dalali Milan, A. (2010). Estimating the Underground Economy in Iran (1965-2005): A MIMIC Approach. *International Economics Studies*, 35(2), 89-114. https://ies.ui.ac.ir/article_15520.html (In Persian)

Schaltegger, A., Torgler, B. (2007). Government Accountability and Fiscal Discipline: A Panel Analysis with Swiss Data. *Journal of Public Economics*,91,117-140. https://www.sciencedirect.com/science/article/abs/pii/S0047272706000855

Schneider, F. G., & Savasan, F. (2007). Dymimic Estimates of the Size of Shadow Economies of Turkey and of Her Neighbouring Countries. *International Research Journal of Finance and Economics*. *https://www.researchgate.net/publication/228346926_Dymimic_Estimates_of_the_Size_of_Shadow_Economies_of_Turkey_and_of_Her_Neighbouring_Countries*

Schneider, F., &Williams, C.C. (2013). The shadow economy. the institute of Economics Affairs. https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=2286334

Schneider, F., Buehn, A, & karmann. A. (2009). Size and development of the shadow economy and of do it yourself activities: the case of Germany; working paper no. 14. https://www.jstor.org/stable/40495346

Schneider, F ., & Buehn, A. (2017). Shadow economy: estimation methods, problems, Resaults and open questions. *Journal Open Economics*, 1(1). https://doi.org/10.1515/openec-2017-0001. https://www.degruyter.com/document/doi/10.1515/openec-2017-0001/html?lang=en

Schneider, F ., Raczkowski, k., & Mroz, B. (2015). Shadow economy and tax evasion in the EU. *journal of money laundering control*, 18(1), 34-51, https://doi.org/10.1108/JMLC-09-2014-0027. https://www.emerald.com/insight/content/doi/10.1108/JMLC-09-2014-0027/full/html

Schneider, F. (2010). THE influence of public institutions on the shadow Economics:an Empirical investigations for OECD Countries. *Review of law and economoics*, 6(3), 441-468. https://ideas.repec.org/a/bpj/rlecon/v6y2010i3n7.html

Schneider, F & Enste, D (2000). Shadow economics around the world Size, Causes, and Consequences. *Journal of Economic Literature*, 38(1), 77-114. https://www.aeaweb.org/articles?id=10.1257/jel.38.1.77

Sharif Azadeh, MR. & Hosseinzadeh Bahraini, M. (2003). The Impact of Private Investment in Iran on Economic Security Indicators (2000-2009). *Name mofid*. 38,192-159.(In Persian)

Sookram, S., & Watson, P. (2005). Tax evasion, growth and hidden economy in Trinidad nd Tobago. *institute of social and economic studies*, working paper 418, 1-18.

Taghineghad, V., & Nikpoor, M. (2014). Underground Economy and its causes: a Case Study of Iran. *Journal of Applied Economics Studies in Iran*, 2(8), 53-72. https://aes.basu.ac.ir/article_594.html (In Persian)

Tahseen, A, Eatzaz, A (2010). The Effect of Corruption and Governance on Tax Revenues. *The Pakistan Development Review*, 49(4), 405-417. https://ideas.repec.org/a/pid/journl/v49y2010i4p405-417.html

Tanzi, V. (1986). The Underground Economy in the United States: Reply to Comments by Feige, Thomas, & Zilberfarb. *eISBN: 9781451930696. https://www.elibrary.imf.org/view/journals/024/1986/004/article-A008-en.xml*

Tanzi, V., & zee, H. H. (2000). Tax policy for emerging markets: developing countries. *National Tax Journal*, 53(2), 299-322. https://www.journals.uchicago.edu/doi/abs/10.17310/ntj.2000.2.07

Torgler,B., schneider, F. (2007). Shadow economy, tax morale, governance and institutional quality: a panel analysis, *IZA Discussion Paper* No. 2563. CESifo Working Paper Series No. 1923. https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=960012

Williams, C.C., Schneider, F. (2016). Measuring the global shadow Economy. *ISBN: 9781784717988*. https://econpapers.repec.org/bookchap/elgeebook/16551.htm

Zarra-Nezhad, M., Ebrahimi, S., & Kiani, P. (2013). The Estimation of Smuggling Goods in Iran Using the MIMIC Approach. *The Journal of Economic Policy*, 5(9) - Serial Number 9, 81-109. https://ep.yazd.ac.ir/article_216.html?lang=en (In Persian)

فصلنامه‌ی اقتصاد مقداری (بررسی‌های اقتصادی سابق) زمستان ۱۴۰۲ ۲۰(۴) ۱۱۰-۸۷

فصلنامه‌ی اقتصاد مقداری

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

اثر حجم نقدینگی بر تورم در ایران با رویکرد مدل پارامتر زمان متغیر

سیدقربان علی‌زاده کلاگر*، ابوالقاسم اثنی عشری **، محمدرضا پورقربان*** و محمدحسین احسان‌فر***

*استادیار، گروه اقتصاد، دانشکده مدیریت، اقتصاد و حسابداري، دانشگاه پیام نور، تهران، ایران (نویسنده مسئول).
** دانشیار، گروه اقتصاد، دانشکده مدیریت، اقتصاد و حسابداري، دانشگاه پیام نور، تهران، ایران.
*** استادیار، گروه اقتصاد، دانشکده مدیریت اقتصاد و حسابداري، دانشگاه پیام نور، تهران، ایران.

اطلاعات مقاله	طبقه‌بندیJEL: E51، E31، C22
تاریخ دریافت: ۲۲ شهریور ۱۳۹۸ تاریخ بازنگری: ۱۳ آذر ۱۳۹۸ تاریخ پذیرش: ٦ تیر ۱۳۹۹	واژگان کلیدی: حجم نقدینگی، تورم، رگرسیون زمان متغیر
ارتباط با نویسنده (گان) مسئول: ایمیل: mgalizadehkolagar@pnu.ac.ir 0000-0003-3171-5108	آدرس پستی: بابل، میدان کشوري، خداداد۱۷، دانشگاه پیام نور مرکز بابل، گروه اقتصاد. کد پستي:۴۷۱۶۶۵۴۸۴۹

قدردانی: از داوران محترم بابت پیشنهادات ارزنده شان در بهبود این مقاله تشکر می‌کنیم.
تضاد منافع: نویسندگان مقاله اعلام می‌کنند که در انتشار مقاله ارائه شده تضاد منافعی وجود ندارد.
منابع مالی: نویسنده‌ها هیچگونه حمایت مالی برای تحقیق، تألیف و انتشار این مقاله دریافت نکرده‌اند.

چکیده

در زمینه اثرگذاری سیاست‌های پولی بر نرخ تورم، تحقیقات زیادی انجام شده که در اغلب آن‌ها شکست ساختاری مورد بررسی قرار نگرفته و از روش رگرسیونی با پارامتر ثابت استفاده کرده و به نتایج متفاوتی رسیدند. لوکاس (۱۹۷۶) معتقد است که هر تغییر در رژیم سیاستی می‌تواند موجب شکست ساختاری در پویایی‌های تورم شود و هر تحلیل سیاستی که این شکست‌ها را لحاظ نکند، طبیعتاً اعتبار چندانی نخواهد داشت. بنابراین بررسی این موضوع که حجم نقدینگی تأثیر متفاوتی در طول زمان بر تورم دارد یا خیر، از اهمیت ویژه‌ای برخوردار بوده و استفاده از روش‌های رگرسیونی با پارامترهای زمان متغیر می‌تواند منجر به تحلیل‌های سیاستی دقیق‌تري شود. تحقیق حاضر با استفاده از مدل رگرسیونی با پارامترهای متغیر در طی زمان (TVP) و رهیافت فیلتر کالمن، به بررسی و واکنش نرخ تورم در طی زمان نسبت به متغیرهای تأثیرگذار مانند نرخ تورم دوره قبل، نرخ تورم انتظاری، نرخ تورم وارداتی، شکاف تولید و خصوصاً حجم نقدینگی در دوره زمانی مورد مطالعه پرداخته است که به‌کارگیری تکنیک پارامتری متغیر در طی زمان از نوآوری این تحقیق محسوب شده و نتایج دقیق‌تری به ما می‌دهد. بررسی روند تغییرات نرخ رشد نقدینگی، نرخ تورم و نرخ رشد تولید ناخالص داخلی نشان می‌دهد که در اغلب سال‌ها نرخ رشد نقدینگی اثر مثبت بر نرخ تورم دوره بعد داشته است. ولی در بعضی از سال‌ها علی‌رغم افزایش نرخ رشد نقدینگی، نرخ تورم دوره بعد کاهش یافته و همچنین در بعضی از سال‌های دیگر علی‌رغم کاهش نرخ رشد نقدینگی، نرخ تورم دوره بعد افزایش یافته است. که میتوان گفت که در کوتاه مدت، تورم در ایران صرفاً یک پدیده پولی نیست. همچنین با توجه به این مطلب می‌توان بیان داشت تغییرات نرخ رشد نقدینگی در ایران متناسب با تغییرات نرخ تورم و نرخ رشد اقتصادی نبوده و این نشان دهنده آن است که سیاست‌گذاری در بخش پولی نادرست بوده است. در تحقیق حاضر، نتایج حاصل از تخمین مدل رگرسیون با پارامترهای متغیر در طول زمان و بررسی روند ضرایب متغیرهای توضیحی در طول زمان، نشان می‌دهد که این ضرایب در طول دوره زمانی مورد مطالعه ثابت نبوده و در اثر تکانه‌های برون‌زا مانند انقلاب، جنگ، شوک‌های قیمتی نفت، سیاست‌های اقتصادی اعمال شده، تحولات ساختاری، موضع‌گیری‌های سیاسی بین‌المللی و تحریم‌های اقتصادی، در طول زمان تغییر کرده‌اند. یعنی علاوه بر حجم نقدینگی، متغیرهای دیگری مانند نرخ تورم تأخیری، نرخ تورم انتظاری، نرخ تورم وارداتی و شکاف تولید ناخالص داخلی نیز به صورت متغیر در طی زمان بر نرخ تورم اثر میگذارند.

علي‌زاده کلاگر، سیدقربان.، اثنی عشری، ابوالقاسم.، پورقربان، محمدرضا و احسان‌فر، محمدحسین. (۱۴۰۲). اثر حجم نقدینگی بر تورم در ایران با رویکرد مدل پارامتر زمان متغیر. *فصلنامه‌ی اقتصاد مقداری (بررسی‌های اقتصادی سابق)*، ۲۰(۴)، ۱۱۰-۸۷.

doi 10.22055/jqe.2021.35882.2297

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

۱- مقدمه

از جمله اهداف کلان در هر نظام اقتصادی، دستیابی به نرخ رشد بالا و باثبات و کاهش نرخ تورم است. تورم از پدیده‌های مضر اقتصادی بوده که هزینه‌های زیادی را بر جامعه تحمیل می‌کند. مطالعات زیادی در زمینه اثرگذاری حجم پول بر تورم انجام شده است که در اغلب آن‌ها شکست ساختاری به طور آشکار مورد بررسی قرار نگرفته است. اگر با توجه به شرایط حاکم بر متغیرهای اقتصادی، تغییر در روند متغیرها با تغییر در پارامترهای مدل همراه باشد، یا به عبارت دیگر اگر در پایداری پارامترهای مدل خللی ایجاد شود، این تغییرات حاکی از شکست ساختاری است. لوکاس (۱۹۷۶) معتقد است که هر تغییر در رژیم سیاستی می‌تواند موجب شکست ساختاری در پویایی‌های تورم شود و هر تحلیل سیاستی که این شکست‌ها را لحاظ نکند، طبیعتاً اعتبار چندانی نخواهد داشت (Lucas, 1976). با توجه به وقوع تکانه ها و تغییرات سیاستی رخ داده در ایران در طول دوره مورد بررسی در این مقاله، مانند جنگ تحمیلی، شوک‌های قیمتی نفت، تغییر سیاست‌های بازرگانی، تغییر سیاست‌های ارزی و یکسان سازی نرخ ارز در سال ۱۳۷۱، اعمال محدودیت‌های ارزی و کنترل وارداتی، آزاد سازی تجاری و تحریم اقتصادی، امکان بروز شکست ساختاری در روند شکل گیری داده‌های سری زمانی مورد استفاده و تغییر در روابط بین متغیرها بسیار محتمل است.

از آنجایی که شرایط اقتصادی کشور متناسب با مقتضیات زمان، همواره در حال تغییر است و سیاست پولی در ایران ازتناسب نسبی برخوردار نیست، لذا ممکن است پارامترهای یک مدل رگرسیونی در طول زمان ثابت نباشد. چون روش‌های رگرسیونی با ضرایب ثابت، توانایی لازم برای اعمال چنین تغییراتی را ندارند، در نتیجه اگر پارامترهای مدل در اثر تغییر سیاستی یا تغییر ساختاری واقعاً در طول زمان تغییر کنند ولی پارامترهای مدل، به روش رگرسیونی با ضرایب ثابت برآورد شوند، منجر به نتایج و تفسیر نادرست و گمراه کننده شده و هر تحلیل سیاستی که بر پایه این نتایج ارائه شود، صحیح نخواهد بود. بنابراین بررسی این که حجم نقدینگی تأثیر متفاوتی در طول زمان بر تورم دارد یا خیر، از اهمیت ویژه‌ای برخوردار است، زیرا اگر تأثیرحجم نقدینگی بر متغیر فوق در طول زمان متفاوت باشد، آنگاه برآورد دقیق تر پارامترهای مدل رگرسیون و کشش تورم نسبت به تغییرات نقدینگی با استفاده از روش‌های جدید مدل رگرسیونی با پارامترهای متغیر در طی

زمان، می‌تواند منجر به تحلیل‌های سیاستی دقیق‌تر و در نتیجه اتخاذ تصمیمات اقتصادی درست‌تر شود. در این تحقیق از مدل رگرسیونی با پارامترهای متغیر در طی زمان استفاده شده که در زمینه بررسی اثر حجم نقدینگی بر تورم در ایران، استفاده از تکنیک پارامتری متغیر در طی زمان، از نوآوری این تحقیق محسوب شده که نتایج دقیق‌تری نسبت به مدل با پارامتر ثابت حاصل می‌کند.

فرضیه تحقیق این است که حجم نقدینگی تأثیر متفاوتی در طی زمان بر نرخ تورم دارد. به عبارت دیگر، پارامترهای مدل رگرسیون، یعنی ضرایب متغیرهای توضیحی بویژه ضریب حجم نقدینگی در طی زمان تغییر می‌کند.

در ادامه، در قسمت دوم به مبانی نظری و پیشینه تحقیق، در قسمت سوم به روش شناسی تحقیق، در قسمت چهارم به یافته‌های تحقیق و در قسمت آخر به نتیجه‌گیری پرداخته خواهد شد.

۲- مبانی نظری

نظریه‌های مختلف تورم در صدد تبیین علل و ماهیت تورم هستند. به طور کلی بین اقتصاددانان اتفاق نظر وجود دارد که سیاست‌های پولی در بلند مدت خنثی است، اما در کوتاه مدت و میان مدت بین اقتصاددانان مکاتب مختلف در زمینه خنثایی پول اختلاف نظر وجود دارد. در این قسمت نظریه‌های تورم بطور اجمالی بررسی می‌شود.

۲-۱- نظریه مقداری پول

کلاسیک‌ها با مطرح کردن نظریه مقداری پول و اشتغال کامل، معتقد بودند که هرگونه افزایش در حجم نقدینگی، موجب افزایش متناسب در سطح عمومی قیمت‌ها می‌شود، زیرا در معادله مبادله سرعت گردش پول و سطح تولید ثابت هستند. به طور کلی می‌توان گفت اقتصاددانان معتقد به نظریه مقداری پول، بر این عقیده‌اند که تغییرات در حجم پول تنها عامل ایجاد کننده تورم در اقتصاد است، یعنی عوامل پولی قادر به تبیین کامل تورم هستند (Tafazzoli, 2009).

۲-۲- نظریه پولی تورم

فریدمن (۱۹۵٦)، معتقد است که تورم در بلند مدت یک پدیده پولی بوده و عامل اصلی بروز آن رشد نقدینگی می‌باشد. اقتصاددانان مکتب پولی اعتقاد دارند که سیاست پولی انبساطی در کوتاه مدت می‌تواند سطح تولید را افزایش دهد، ولی در بلند مدت اقتصاد به حالت تعادل اولیه برمی‌گردد و آثار افزایش عرضه پول فقط در افزایش قیمت‌ها منعکس می‌شود. براساس نظریه پولیون، تغییرات در عرضه پول در بلند مدت هیچ گونه تأثیری بر متغیرهای حقیقی اقتصاد مانند تولید، اشتغال و دستمزدهای واقعی ندارد و تنها متغیرهای اسمی از جمله سطح عمومی قیمت‌ها، دستمزدهای اسمی و نرخ بهره اسمی را تحت تأثیر قرار می‌دهد (Friedman, 1956).

۲-۳- نظریه جدید مقداری پول و مکتب پولی

فریدمن (۱۹۷۰)، با پذیرش فرض اشتغال کامل عوامل تولید، سیاست‌های پولی انبساطی از طریق افزایش سطح عمومی قیمت‌ها بر درآمدهای اسمی تأثیر می‌گذارند. در این نظریه تغییرات در حجم پول، در کوتاه مدت بر درآمد حقیقی و سرعت گردش پول مؤثر بوده ولی در بلند مدت فقط بر قیمت‌ها تأثیر دارد (Friedman, 1970).

لوکاس (۱۹۷۳)، معتقد است که تغییرات پیش بینی شده در حجم پول حتی در کوتاه مدت نیز تولید را تحت تأثیر قرار نمی‌دهد. کلاسیک‌های جدید با اعتقاد به شکل‌گیری انتظارات براساس انتظارات عقلایی، معتقدند که سیاست‌های پولی پیش بینی شده هم در کوتاه مدت و هم در بلند مدت خنثی هستند ولی سیاست‌های پولی پیش بینی نشده فقط در کوتاه مدت بر متغیرهای حقیقی اقتصاد اثر می‌گذارند (Lucas, 1973).

۲-۴- نظریه تورم ناشی از فشار تقاضا

برخلاف مکتب پولی و مکتب کینز که در شرایط اشتغال کامل، فزونی تقاضای کل نسبت به عرضه کل را منشأ تورم می‌دانند، دراین نظریه عدم تعادل‌های بخش عرضه اقتصاد به ویژه افزایش هزینه تولید، علت اصلی افزایش سطح عمومی قیمت‌ها می‌باشد. این امر در نتیجه افزایش دستمزدها، افزایش قیمت مواد اولیه و انرژی، افزایش قیمت عوامل تولید و سایر نهاده‌ها و در نتیجه انتقال منحنی عرضه به وجود می‌آید (Mc Connell, 1996).

۵-۲- نظریه انتظارات تورمی

در این نظریه علاوه بر حجم پول، متغیرهای انتظارات در مورد قیمت‌ها و عوامل سیاسی واجتماعی نیز بر نرخ تورم تأثیر می‌گذارند. بر طبق این نظریه هرگاه صاحبان درآمد انتظار افزایش قیمت در آینده را داشته باشند، پول‌های خود را به سرعت به کالا تبدیل کرده و با افزایش تقاضا برای کالاها و خدمات، باعث افزایش سطح عمومی قیمت‌ها می‌شوند. تولیدکنندگان نیز در مواقعی که انتظار افزایش قیمت‌ها را داشته باشند، به ذخیره انبار خود افزوده وعرضه کالاها و خدمات خود را کاهش داده و باعث افزایش قیمت‌ها می‌شوند (Sargent & Wallace, 1976).

۶-۲- نظریه تورم ساختاری

ساختارگرایان ضمن این که نقش افزایش حجم پول و فشار هزینه را در به وجود آمدن تورم می‌پذیرند، معتقدند که تورم می‌تواند به علت ساختارهای نامتوازن اقتصادی، سیاسی،اجتماعی، فرهنگی، حکومتی به وجود آید. آن‌ها معتقدندکه باید به عوامل ساختاری و نهادی هم توجه کرد و تعامل این عوامل را با عوامل پولی در نظر گرفت. ساختارگرایان همچنین عواملی مانند عدم تحرک منابع، تقسیم شدن بازار، عدم تعادل بین عرضه و تقاضا و عدم قابلیت رشد قابل ملاحظه در اقتصاد را به عنوان عوامل ساختاری تورم در نظر می-گیرند (Shakeri, 2008).

۳- پیشینه پژوهش

۱-۳- مطالعات خارجی

باتاچاریا و همکاران (۲۰۱۹) در مقاله‌ای با استفاده از رویکرد رگرسیون پارامتر زمان متغیر (TVPR)، نرخ‌های رشد بخشی و کل واقعی را برای کشور هند برآورد کردند. الگوی جهت تقاضا، مجموعه عوامل شاخص‌های تولید را در نظر نمی‌گیرد، در حالی که در الگوی جهت عرضه، اطلاعات فقط از مجموعه شاخص‌های تولید به دست می‌آید. الگوی مرکب، شامل هر دو مجموعه متغیرهاست. آنها دریافتند که الگوی TVPR از لحاظ پیش‌بینی عملکرد، به

طور سازگاری بهتر از الگوی رگرسیون پارامتر ثابت و الگوی عاملی پویا برای هر سه تصریح عمل می‌کند (Bhattacharya, Chakravartti & Mundle, 2019).

سیریکانچاناراک (۲۰۱۸) و همکاران در مقاله‌ای از الگوی زمان متغیر آستانه‌ای با دو رژیم که دارای مزیت فیلتر کالمن بوده و امکان تغییر ضرایب را در طی زمان فراهم می‌سازد استفاده کردند. یافته اصلی این مطالعه نشان می‌دهدکه اعتبارات بانکی، نقش مهم آشکاری در رشد اقتصادی و تورم ایفا می‌کند (Sirikanchanarak et al، ۲۰۱۸).

هانیش (۲۰۱۷) در مقاله‌ای اثربخشی سیاست پولی ژاپن را با هدف نرخ بهره کوتاه‌مدت یا پایه پولی مورد بررسی قرار داد. در این مقاله معلوم شد تکانه‌ای که نرخ بهره کوتاه‌مدت را کاهش می‌دهد، اثر مثبت قوی بر تولید و اثر ملایم بر قیمت‌ها دارد، در صورتی که تکانه‌ای که پایه پولی را افزایش می‌دهد، اثر مثبت ضعیف و نسبتاً موقتی بر تولید و اثر قوی بر قیمت کالاها و سهام دارد (Hanish, 2017).

برگر و همکاران (۲۰۱۶) در مقاله‌ای از یک تصریح مدل تصادفی برای آزمون اینکه کدام پارامترها، در طی زمان تغییر می‌کنند و کدام یک اجزاء مشاهده نشده تصادفی را نشان می‌دهند استفاده شده است. در این مقاله معلوم شد که رشد تولید بالقوه، ضریب قانون اوکان، واریانس نوآوری‌ها نسبت به شکاف تولید و شکاف تورم مستمر، همگی در طی زمان تغییر می‌کنند (Berger, Everaert, Vierke, 2016).

پریمیسری (۲۰۰۴) در مطالعه‌ای برای اولین بار از روش پارامترهای متغیر در طول زمان، تورم را برای ایالات متحده پیش‌بینی کرد. برتری اصلی این روش با روش های قبل از خود در تحلیل حساسیت تغییرات تورم است. اصلی‌ترین متغیرهای تأثیرگذار حجم نقدینگی، بیکاری و نرخ بهره بودند که در این میان بیشترین تأثیرات را به ترتیب حجم نقدینگی، نرخ بهره و بیکاری داشتند (Perimiceri, 2004).

۲-۳- مطالعات داخلی

مهرآرا و همکاران (۱۳۹۵) در مقاله‌ای با استفاده داده‌های فصلی ۱۳۹۳:۴-۱۳۶۹:۲ به بررسی رفتار غیرخطی و آستانه‌ای متغیرهای اسمی و حقیقی مؤثر بر تورم پرداخته‌اند. در رژیم رشد نقدینگی پایین، انتظارات تورمی و نرخ ارز به عنوان مهم‌ترین عوامل تعیین کننده تورم در اقتصاد ایران شناسایی شدند. در رژیم رشد نقدینگی بالا، انتظارات تورمی،

رشد نقدینگی و نااطمینانی تورم از مهم‌ترین عوامل مؤثر بر تورم تعیین شدند. تولید ناخالص داخلی و وقفه آن، در هر دو رژیم اثرات ضد تورمی داشته و این اثرات در رژیم رشد نقدینگی پایین، محسوس‌تر است (mehrara & ghobadzadeh, 2016).

خضری و همکاران (۱۳۹۴) در مقاله‌ای با استفاده از مدل‌های خودرگرسیون برداری (VAR) ترکیبی با روش‌های رگرسیونی پارامتر زمان متغیر (TVP) اقدام به بررسی توابع واکنش آنی متغیر در طول زمان متغیرهای رشد تولید ناخالص داخلی، رشد نقدینگی، رشد مخارج دولت، نااطمینانی کوتاه‌مدت تورم، تغییرات نرخ ارز و سود بانکی بر روی تورم کردند که استفاده از چنین مدلی امکان بررسی اثرات متغیر زمانی متغیرهای مؤثر بر تورم را در اقتصاد ایران فراهم می‌کند و از این جنبه مدل جدیدی در مطالعات تجربی اقتصاد ایران به شمار می‌رود (Khezri, Sahabi, Yavari, Heidari, 2015).

معدلت (۱۳۹۱) با استفاده از مدل‌های رگرسیون با پارامتر زمان متغیر و مدل‌های فضا حالت با رهیافت فیلتر کالمن، به بررسی و تحلیل نوسانات در ارتباط میان تورم و تولید در طول زمان پرداخته تا منبع نوسانات در طول زمان در ارتباط میان تولید و تورم تعریف شود. یافته‌های تحقیق نشان می‌دهد که اثرات یک حجم مشخص از افزایش نقدینگی، در طول زمان اثرات یکسان بر تورم برجای نگذاشته است (Maadelat, 2012).

برتری اصلی این تحقیق (که از روش مدل رگرسیونی با پارامترهای متغیر در طی زمان استفاده شده)، نسبت به روش‌های قبلی، در تحلیل حساسیت تغییرات تورم است، به این مفهوم که در هر دوره زمانی، مشخص می‌کند که تغییرات در متغیرها (بخصوص حجم نقدینگی) چه تأثیری بر نرخ تورم دارد تا براساس آن در هر دوره زمانی معین تحلیل سیاستی صحیح انجام شده ومنجر به اتخاذ تصمیم درست اقتصادی شود.

۴- روش پژوهش

مدل‌های پارامتر زمان متغیر (TVP) و فیلتر کالمن

بای و پرون (۲۰۰۳) معتقدند که قبل از بکارگیری فیلتر کالمن جهت برآورد پارامترها، ابتدا باید از وجود شکست ساختاری در داده ها، رابطه بین متغیرها وهمچنین احتمال عدم ثبات ضرایب در طول دوره زمانی مورد مطالعه اطمینان حاصل کرد. (balaghi inalo & Jalaee Esfandabadi, 2023) روش کار برای یافتن زمان‌های شکست چندگانه این است که ابتدا

باید یک شکست در داده‌ها پیدا شود که از آنجا داده‌ها به دو قسمت جدا می‌شوند،سپس نقاط شکست جدید در نمونه‌های جدید جستجو می‌شود (Bai & Perron, 2003).

کیم و نلسون (۱۹۹۹) به این نتیجه رسیدند که رویکرد TVP حالت خاصی از مدل‌های تغییر رژیم تدریجی فضا حالت محسوب می‌شود که در آن پارامترها به عنوان متغیرهای حالت به‌طور پیوسته تغییر می‌کنند. به عبارت دیگر وزن‌هایی که به هر متغیر توضیحی داده می‌شود زمان متغیر هستند. مدل رگرسیون که در آن ضرایب رگرسیون همگی زمان متغیرند به صورت زیر است:

$$y_t = x_t\beta_t + et \quad (۱)$$

$$T=1,2,3,\dots,T$$

$$\beta_t = \tilde{\mu} + F\beta_{t-1} + v_t \quad (۲)$$

$$e_t \sim i.i.d.\, N(0.\, R) \quad (۳)$$

$$v_t \sim i.i.d.\, N(0.\, Q) \quad (۴)$$

که در آن y_t یک بردار ۱ × ۱ از متغیر وابسته، x_t یک بردار k × ۱ از متغیرهای توضیحی یا از پیش تعیین شده می‌باشد و e_t و v_t نرمال با میانگین صفر ومستقل از هم هستند. به‌علاوه فرض می‌کنیم که β_t یک بردار ستونی k × ۱ شامل k متغیر حالت، F ماتریس $k \times k$ از ضرایب رگرسیون، Q ماتریس $k \times k$ مربوط به واریانس کوواریانس جزء اختلال v_t و R ماتریس $k \times k$ مربوط به واریانس جزء اختلال e_t است. معادله (۱) معادله مشاهده یا سیگنال و معادله (۲) معادله حالت یا انتقال نامیده می‌شود.

فیلتر کالمن و برآورد β_t

فیلتر کالمن یک روش بازگشتی برای محاسبه برآورد بهینه بردار مشاهده نشده حالت، β_t، t =۱,۲,۳,...,T براساس مجموعه اطلاعات موجود با فرض معلوم بودن$\tilde{\mu}$، F، R و Q می‌باشد. این فیلتر، برآورد حداقل میانگین مربعات خطای β_t را با داشتن مجموعه اطلاعات موجود ارائه می‌کند. با فرض اینکه x_t در شروع زمان t و مشاهده جدید y_t در پایان زمان t وجود دارد، فیلتر کالمن شامل دو مرحله زیر است:

معادلات پیش‌بینی: براساس تمام اطلاعات موجود تا زمان $t-1$ ، پیش بینی کننده $y_{t|t-1}$ را بدست می‌آوریم. برای انجام این کار به محاسبه رابطه زیر نیاز داریم:

$$\beta_{t/t-1} = E(\beta_t/\psi_{t-1}) \quad (۵)$$

معادلات به روز رسانی: زمانی که y_t در پایان زمان t تحقق یابد، خطای پیش‌بینی $\eta_{(t|t-1)} = y_t - y_{(t|t-1)}$ قابل محاسبه است. $\beta_{t/t}$ که نتیجه‌گیری در مورد β_t بر اساس اطلاعات تا زمان t است می‌تواند به صورت زیر باشد.

$$\beta_{t/t} = \beta_{t/t-1} + K_t\eta_{t/t-1} \quad (۶)$$

خطای پیش‌بینی یعنی $\eta_{t/t-1}$ نقش کلیدی در به روز رسانی بردار حالت $\beta_{t/t}$ ایفا می‌کند. هر چه $\eta_{t/t-1}$ بزرگ‌تر باشد، تصحیح در بردار حالت به روز رسانی شده بزرگ‌تر خواهد بود. به علاوه هر چه نااطمینانی مرتبط با بردار پیش‌بینی شده $\beta_{t/t}$ بزرگ‌تر باشد وزن بیشتری به اطلاعات جدید موجود در خطای پیش‌بینی $\eta_{t/t-1}$ داده می‌شود. به عبارت مشخص‌تر، فیلتر کالمن به وسیله شش معادله زیر تشریح می‌شود:

معادلات پیش‌بینی:

$$\beta_{t/t-1} = \tilde{\mu} + F\beta_{t-1/t-1} \quad (۷)$$

$$P_{t/t-1} = FP_{t-1/t-1}F' + Q \quad (۸)$$

$$\eta_{t/t-1} = y_t - y_{t/t-1} = y_t - x_t\beta_{t/t-1} \quad (۹)$$

$$f_{t/t-1} = x_tP_{t/t-1}x_t' + R \quad (۱۰)$$

معادلات به روز رسانی:

$$\beta_{t/t} = \beta_{t/t-1} + K_t \eta_{t/t-1} \quad (۱۱)$$

$$P_{t/t} = P_{t/t-1} - K_t x_t P_{t/t-1} \quad (۱۲)$$

که $K_t = P_{t/t-1} x_t' f_{t/t-1}^{-1}$ بُرد کالمن[1] است که وزن اختصاص یافته به اطلاعات جدید در مورد β_t را تعیین می‌کند. در فرمول‌های فوق، ψ، مجموعه اطلاعات و $\beta_{t/t-1}$، برآورد β_t مشروط به اطلاعات تا زمان $t-1$ و $P_{t/t-1}$، ماتریس واریانس کوواریانس β_t مشروط به اطلاعات تا زمان $t-1$ و $\beta_{t/t}$، برآورد β_t مشروط به اطلاعات تا زمان t و $P_{t/t}$، ماتریس واریانس کوواریانس β_t مشروط به اطلاعات تا زمان t و $y_{t/t-1}$، پیش‌بینی y_t مشروط به اطلاعات تا زمان $t-1$ و $\eta_{t/t-1}$، خطای پیش‌بینی و $f_{t/t-1}$، واریانس خطای پیش‌بینی می‌باشد (Kim & Nelson, 1999).

مدل پژوهش و معرفی متغیرها

براساس نظریه پول‌گرایان، افزایش حجم نقدینگی، سطح عمومی قیمت‌ها را در طول زمان به تدریج تحت تأثیر قرار می‌دهد. به همین منظور متغیر حجم نقدینگی با وقفه در مدل لحاظ شده است. براساس نظریه ساختارگرایان، متغیر شکاف تولید به عنوان یک متغیر ساختاری وارد مدل شده است. براساس نظریه انتظارات تورمی، متغیرهای نرخ تورم انتظاری و نرخ تورم با وقفه در مدل لحاظ شده است. به دلیل وابسته بودن صنایع مصرفی، واسطه‌ای و سرمایه‌ای کشور به خارج، چون سطح عمومی قیمت‌ها تحت تأثیر قیمت‌های جهانی قرار می‌گیرد، لذا متغیر نرخ تورم وارداتی وارد مدل گردیده است (Mehrara & Ghobadzadeh, 2016).

با توجه به مبانی تئوریک و پیشینه تحقیقات انجام شده، متغیرهای مهم تأثیرگذار بر نرخ تورم متغیرهای نرخ تورم تأخیری، نرخ تورم انتظاری، نرخ تورم وارداتی، شکاف تولید و بخصوص حجم نقدینگی تأخیری هستند. ضمناً براساس مدل‌های مختلفی که با وقفه‌های

[1] Kalman gain

یک، دو و سه دوره‌ای برای متغیرهای نرخ تورم و حجم نقدینگی تخمین زده شد، بهترین وقفه برای این متغیرها وقفه یک دوره‌ای بود.

بنابراین مدل به کارگرفته شده در این تحقیق نیز به صورت زیر است:

$$INF_t = \beta_{0t} + \beta_{1t}INF_{t-1} + \beta_{2t}INF_t^e + \beta_{3t}INF_t^m + \beta_{4t}YGAP_t + \beta_{5t}LNM2_{t-1} + U_t \quad (۱۳)$$

که در آن INF نرخ تورم، INF^e نرخ تورم انتظاری، INF^m نرخ تورم وارداتی، YGAP شکاف تولید ناخالص داخلی و $LNM2$ لگاریتم نقدینگی می‌باشد.

مزیت این مدل نسبت به مدل‌های تحقیقات گذشته در این است که پارامترهای مدل یعنی ضرایب متغیرهای توضیحی در طی زمان تغییر می‌کنند. دوره زمانی مورد مطالعه ۱۳۹۴-۱۳۵۷ می‌باشد. داده‌های مربوط به متغیرهای تولید ناخالص داخلی، شاخص قیمت و شاخص قیمت کالاهای وارداتی از بانک مرکزی و مرکز آمار ایران گرفته شده است. نحوه محاسبه نرخ تورم انتظاری و شکاف تولید به صورت زیر است. نرم افزار مورد استفاده در این تحقیق، ایویوز[2] ۱۰ می‌باشد.

نرخ تورم انتظاری با استفاده از روش انتظارات تطبیقی فریدمن محاسبه شده است:

$$\Pi_t^e - \Pi_{t-1}^e = \lambda(\Pi_{t-1} - \Pi_{t-1}^e)$$

$$\Pi_t^e = \lambda\Pi_{t-1} + \lambda(1-\lambda)\Pi_{t-2} + \lambda(1-\lambda)^2\Pi_{t-3} + \square$$

مطابق روش فوق و براساس نظریه انتظارات تطبیقی، می‌توان نرخ تورم انتظاری را میانگین وزنی نرخ‌های تورم گذشته درنظر گرفت. چون $0 < \lambda < 1$ می‌باشد، مقادیر وزن‌ها با حرکت به سوی گذشته کوچک‌تر می‌شود، یعنی در محاسبه نرخ تورم انتظاری، نرخ تورم سال‌های دورتر دارای وزن کمتری هستند.

برای بدست آوردن شکاف تولید، ابتدا تولید بالقوه را با استفاده از داده‌های سری زمانی تولید ناخالص داخلی واقعی و با روش فیلترینگ هودریک پرسکات (HP) بدست آورده سپس با استفاده از فرمول زیر شکاف تولید ناخالص داخلی محاسبه می‌شود:

$$ygap = \frac{hprgdp - rgdp}{rgdp}$$

که در آن $ygap$ شکاف تولید ناخالص داخلی، rgdp تولید ناخالص داخلی واقعی (تولید بالفعل) و hprgdp تولید بالقوه می‌باشد (Liu, Adedeji, 2000).

---

[2] Eviews

یافته‌های پژوهش

قبل از به کارگیری فیلتر کالمن در برآورد پارامترها، ابتدا باید از وجود شکست ساختاری در داده متغیر وابسته در طول زمان اطمینان حاصل کرد. برای بررسی وجود شکست ساختاری به صورت درون‌زا در متغیر نرخ تورم، از آزمون‌های معرفی شده توسط بای و پرون (۲۰۰۳) استفاده شده است. نتایج حاصل از این آزمون در **جدول ۱** آمده است. آماره‌های UDmax و WDmax نشان دهنده وجود ۵ شکست در میانگین داده تولید ناخالص داخلی می‌باشد که مربوط به سال‌های ۱۳۶۳، ۱۳۷۰، ۱۳۷۹، ۱۳۸۵ و ۱۳۹۰ بوده و در سطح خطای ۵ درصد کاملاً معنی‌دار است.

جدول ۱. تعیین وجود، تعداد و محل نقاط شکست ساختاری در INF
مأخذ: محاسبات تحقیق

Tabel 1. Determining the existence, number and location of structural failure points in the INF
Source: Research calculations

سال‌های شکست		آماره F	آماره Scaled F	آماره Weighted F	مقدار بحرانی
۱۳۶۳، ۱۳۷۰، ۱۳۷۹، ۱۳۸۵، ۱۳۹۰		۱۴/۸	۷۴	۱۲۸/۲۵	۱۰/۵۲
UDmax	مقدار آماره	۷۴	WDmax	مقدار آماره	۱۲۸/۲۵
	مقدار بحرانی	۱۸/۴۲		مقدار بحرانی	۱۹/۹۶

معادله سیگنال (مشاهده) مدل ۱۳ با انواع تصریح‌های ممکن برای معادلات حالت، تخمین زده شد و براساس نتایج به دست آمده از معیارهای اطلاعات آکاییک (AIC)[3]، شوارتز-بیزین (SBC)[4]، حنان-کوئین (HQC)[5] و معیار حداکثر راستنمایی، الگوی گام تصادفی بدون عرض از مبدأ به عنوان الگوی مناسب برای تصریح معادلات حالت انتخاب شد. معادله سیگنال و هر یک از معادلات حالت، به روش زمان متغیر و با استفاده از فیلتر کالمن برای دوره زمانی

[3] Akaike Information Criterion
[4] Schwarz Bayesian Criterion
[5] Hannan Quin Criterion

مورد مطالعه برآورد و مقادیر هر یک از ضرایب برآوردی به صورت زمان متغیر در سال‌های مختلف در **جدول ۲** ارائه شده است.

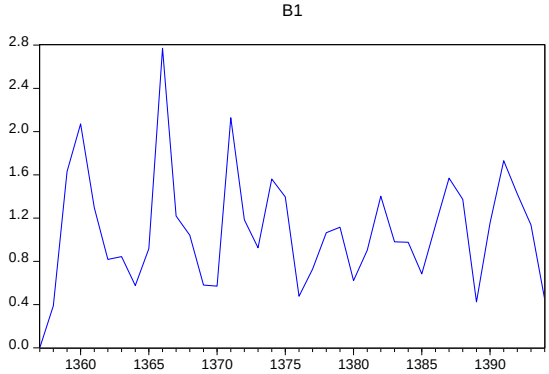
جدول ۲. مقادیر ضرایب رگرسیون مدل تورم در طول زمان
مأخذ: محاسبات تحقیق

Tabel 2. Values of regression coefficients of inflation model over time
Source: Research calculations

سال	برآورد β_1 در طول زمان	برآورد β_2 در طول زمان	برآورد β_3 در طول زمان	برآورد β_4 در طول زمان	برآورد β_5 در طول زمان
۱۳۵۷	۰/۰۰۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰۰۰
۱۳۵۸	۰/۳۸۸۳۹۴	۰/۵۴۳۸۳۵	۱/۰۲۱۸۱۹	-۰/۷۸۶۲۰۹	۱/۳۹۱۷۱۹
۱۳۵۹	۱/۶۲۹۸۴۶	۰/۵۴۴۹۷۷	-۰/۵۷۲۶۰۹	-۰/۶۳۳۶۶۴	۱/۲۰۹۵۷۴
۱۳۶۰	۲/۰۷۱۳۳۸	۱/۲۲۴۳۲۸	۱/۷۷۹۰۸۱	۱/۲۳۳۸۲۱	۲/۱۴۸۴۲۴
۱۳۶۱	۱/۲۹۶۴۱۹	۱/۴۹۹۳۳۲	۰/۱۸۹۲۹۰	۱/۷۲۵۹۵۳	۲/۶۸۲۵۲۳
۱۳۶۲	۰/۸۱۷۱۷۴	۱/۰۵۸۵۰۷	-۰/۰۸۷۴۴۴	-۳/۰۲۳۲۲۷	۲/۱۴۸۶۲۷
۱۳۶۳	۰/۸۴۳۴۸۱	۰/۸۳۰۶۷۹	۰/۳۲۳۷۱۹	-۴/۰۲۳۹۸۵	۱/۷۷۷۶۴۶
۱۳۶۴	۰/۵۷۶۰۴۷	۰/۴۹۸۲۲۰	۱/۶۰۵۴۷۸	-۷/۸۸۱۹۰۲	۱/۰۲۷۵۵۲
۱۳۶۵	۰/۹۱۶۵۳۷	۰/۵۷۵۸۹۵	۰/۰۶۸۹۳۵	-۲/۸۸۲۰۶۸	۰/۹۱۸۱۱۶
۱۳۶۶	۲/۷۷۰۷۴۵	۲/۰۳۸۵۰۳	۰/۵۳۱۹۲۵	۳/۰۳۱۸۶۹	۲/۴۵۸۱۸۴
۱۳۶۷	۱/۲۱۸۸۰۷	۱/۸۶۲۱۷۵	۰/۵۹۳۸۵۳	۲/۹۷۷۷۳۰	۲/۹۶۶۳۳۲
۱۳۶۸	۱/۰۴۰۵۲۷	۱/۴۱۴۲۳۹	۰/۸۵۷۳۸۷	۱/۸۸۵۱۵۰	۳/۰۲۸۰۷۳
۱۳۶۹	۰/۵۸۰۱۱۶	۰/۶۶۷۴۷۳	۰/۶۴۱۷۴۱	۲/۰۳۹۹۹۲	۱/۷۴۷۱۹۴
۱۳۷۰	۰/۵۷۰۰۸۲	۰/۴۱۳۴۴۶	۰/۰۲۳۲۳۹	-۳/۷۵۳۸۸۲	۰/۹۷۷۹۴۵
۱۳۷۱	۲/۱۲۷۰۶۶	۱/۱۵۹۰۷۹	۰/۵۴۲۹۵۴	-۳/۳۷۹۷۲۲	۱/۹۹۱۶۴۹
۱۳۷۲	۱/۱۸۴۵۵۶	۱/۳۹۳۹۱۴	۰/۳۸۱۷۲۳	-۴/۶۷۷۲۰۳	۲/۳۱۹۶۱۲
۱۳۷۳	۰/۹۲۴۵۵۹	۱/۱۵۴۶۸۴	۰/۴۵۶۹۱۲	-۴/۷۴۳۱۴۸	۲/۰۹۴۲۹۷
۱۳۷۴	۱/۵۶۰۹۷۶	۱/۶۳۹۳۱۰	۰/۵۳۲۶۶۴	-۲۱/۵۰۸۰۸	۳/۱۷۶۳۵۰
۱۳۷۵	۱/۳۹۵۱۷۰	۱/۷۶۷۰۹۷	۰/۵۳۷۶۸۴	-۷۱/۵۸۷۰۱	۴/۳۱۰۹۸۰
۱۳۷۶	۰/۴۷۶۶۸۵	۰/۶۳۳۰۵۵	۰/۴۳۳۴۸۲	-۹/۷۷۳۲۴۰	۲/۰۳۲۹۳۳
۱۳۷۷	۰/۷۲۷۸۹۴	۰/۵۱۰۶۹۸	۰/۷۶۸۲۲۴	۲۹/۷۱۴۵۴	۱/۴۵۱۹۵۸
۱۳۷۸	۱/۰۶۳۹۶۷	۰/۶۶۶۲۵۱	۰/۵۸۶۱۴۹	۸/۶۱۷۸۳۲	۱/۵۱۲۴۸۳
۱۳۷۹	۱/۱۱۵۸۳۰	۰/۹۱۹۴۵۶	۰/۳۳۷۴۳۵	۴/۰۴۲۶۰۳	۱/۶۶۰۷۵۵
۱۳۸۰	۰/۶۲۱۳۵۴	۰/۶۵۴۵۳۰	-۰/۰۳۴۱۶۹	۲/۶۱۴۱۲۹	۱/۰۱۸۳۰۰
۱۳۸۱	۰/۹۰۲۱۴۸	۰/۶۸۹۸۵۸	۰/۰۰۹۱۱۳	۱/۳۶۶۵۶۹	۰/۸۹۶۱۳۱
۱۳۸۲	۱/۴۰۲۱۱۶	۱/۱۱۴۸۴۶	۱/۱۱۰۵۱۷	۴/۰۲۸۰۲۲	۱/۲۲۵۴۲۳
۱۳۸۳	۰/۹۷۹۸۷۴	۱/۰۹۰۰۱۸	۰/۸۲۷۰۸۱	۲۳/۷۷۲۸۷	۱/۱۸۲۷۸۱

۱/۱۳۲۳۱۵	۱۵/۸۷۶۲۵	۰/۲۲۱۱۵۷	۱/۰۴۷۷۲۸	۰/۹۷۶۲۵۲	۱۳۸۴
۰/۷۶۰۵۴۹	-۲۱/۴۴۳۶۴	-۰/۲۹۵۶۲۴	۰/۶۹۵۵۳۶	۰/۶۸۳۷۶۱	۱۳۸۵
۰/۸۳۷۱۰۴	-۵/۴۳۳۹۹۵	-۰/۰۹۴۷۲۶	۰/۸۷۳۶۸۸	۱/۱۳۲۶۹۲	۱۳۸۶
۱/۲۸۷۷۱۵	-۳/۲۸۶۷۳۱	۰/۴۱۵۱۱۷	۱/۴۷۲۷۳۸	۱/۵۶۸۷۶۱	۱۳۸۷
۱/۷۵۱۵۱۱	-۹/۰۹۰۷۹۹	۱/۱۸۳۳۱۹	۱/۷۴۲۵۷۰	۱/۳۷۳۳۷۷	۱۳۸۸
۰/۷۴۰۱۰۵	-۱۰/۰۰۲۳۷	-۰/۱۶۱۹۸۰	۰/۵۷۴۴۶۲	۰/۴۲۳۵۶۲	۱۳۸۹
۰/۸۳۲۹۴۰	-۲/۶۷۴۸۹۴	-۰/۳۳۴۸۷۳	۰/۷۳۷۱۵۱	۱/۱۵۴۴۱۹	۱۳۹۰
۱/۴۱۹۴۲۲	-۳/۲۱۳۲۹۲	۰/۸۳۱۴۷۶	۱/۴۱۰۱۰۸	۱/۷۳۰۰۵۶	۱۳۹۱
۱/۹۸۷۵۰۶	۱۵/۲۳۵۰۶	۰/۴۸۶۱۲۰	۱/۷۹۳۰۳۳	۱/۴۲۳۳۸۱	۱۳۹۲
۲/۲۱۴۳۷۴	۶/۰۳۶۴۸۳	۰/۶۰۳۳۷۹	۱/۵۶۴۵۱۹	۱/۱۳۶۴۵۳	۱۳۹۳
۰/۹۸۸۱۸۲	۳/۶۱۵۴۶۳	-۰/۰۱۶۹۶۲	۰/۵۴۸۶۱۲	۰/۴۴۸۰۲۸	۱۳۹۴

تفسیر ضرایب رگرسیون به شرح زیر است:

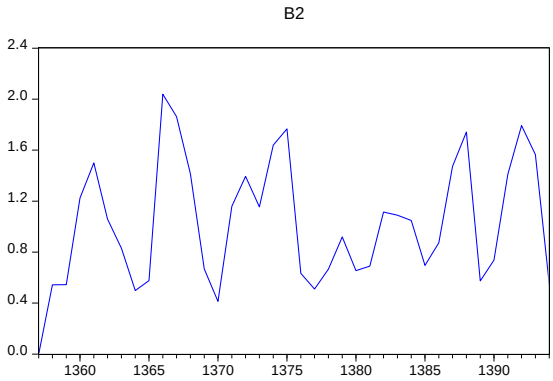


نمودار ۱. برآورد ضریب تأثیر نرخ تورم تأخیری در طول زمان (β_1) بر نرخ تورم
مأخذ: محاسبات تحقیق

Figure 1. Estimation of the effect of delayed inflation rate over time (β_1) on inflation rate
Source: Research calculations

با توجه به این که در مدل رگرسیون زمان متغیر مربوط به نرخ تورم، β_1 ضریب INF(-۱) می‌باشد، روند حرکت β_1 در **نمودار ۱** با روند حرکت نرخ تورم سازگاری دارد.یعنی با بررسی و مقایسه نمودارهای INF و β_1 ، به طور کلی می‌توان گفت که هرگاه نرخ تورم دوره قبل افزایش یافته باشد، β_1 و در نتیجه نرخ تورم دوره جاری نیز افزایش می‌یابد و هرگاه نرخ تورم

دوره قبل کاهش یافته باشد، β_1 و در نتیجه نرخ تورم دوره جاری نیز کاهش می‌یابد. دلیل این امر این است که نرخ تورم هر دوره متناسب با دوره قبل عکس‌العمل نشان می‌دهد. بنابراین می‌توان گفت که β_1 در طول زمان متغیر بوده و روند تغییرات آن متناسب با روند تغییرات نرخ تورم است.



نمودار ۲. برآورد ضریب تأثیر نرخ تورم انتظاری در طول زمان (β_2) بر نرخ تورم

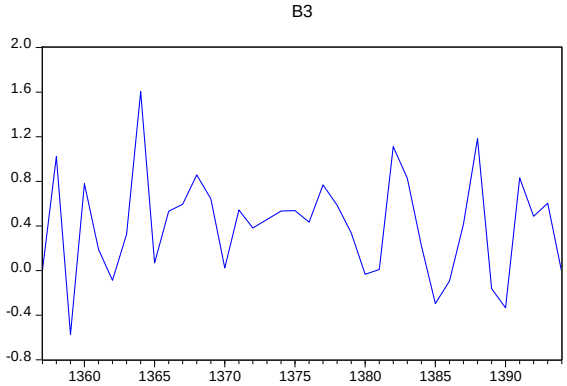
مأخذ: محاسبات تحقیق

Figure 2. Estimation of the effect of expected inflation rate over time (β_2) on inflation rate

Source: Research calculations

در مدل رگرسیون زمان متغیر مربوط به نرخ تورم، β_2 ضریب نرخ تورم انتظاری است که نرخ تورم انتظاری، میانگین وزنی نرخ‌های تورم دوره‌های قبل می‌باشد. با بررسی و مقایسه نمودارهای INF، INFEXP و روند حرکت β_2 در **نمودار ۲** به طور نسبی می‌توان گفت که روند تغییرات β_2 متناسب با روند تغییرات تفاوت بین نرخ تورم و نرخ تورم انتظاری است. بدین معنی که هرگاه در هر دوره، نرخ تورم کمتر از نرخ تورم انتظاری باشد، β_2 کاهش و هرگاه نرخ تورم بیشتر از نرخ تورم انتظاری باشد، β_2 افزایش می‌یابد. شدت افزایش یا کاهش β_2 به میزان تفاوت بین نرخ تورم و نرخ تورم انتظاری بستگی دارد. اگر اختلاف زیاد باشد، β_2 با شدت بیشتر (با شیب زیاد) و اگر اختلاف کم باشد، β_2 باشدت کمتر (با شیب

ملایم) تغییر می‌کند. در واقع می‌توان گفت که β_2 در طول زمان متغیر بوده و نقش تعدیل کننده بین نرخ تورم و نرخ تورم انتظاری دارد.



نمودار ۳. برآورد ضریب تأثیر نرخ تورم وارداتی در طول زمان (β_3) بر نرخ تورم

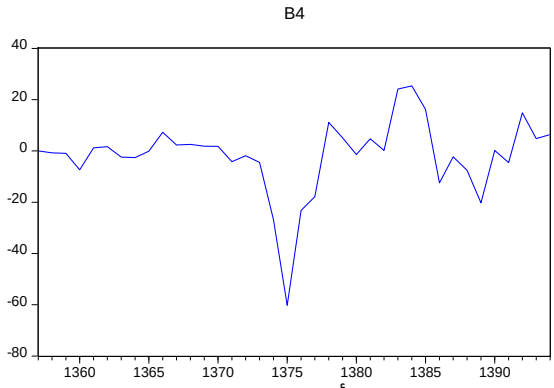
مأخذ: محاسبات تحقیق

Figure 3. Estimation of the coefficient of effect of imported inflation rate over time (β_3) on inflation rate

Source: Research calculations

در مدل مورد بررسی مربوط به نرخ تورم، β_3 ضریب نرخ تورم وارداتی است. با بررسی و مقایسه نمودارهای INF و INFIMP به طور کلی می‌توان گفت که روند تغییرات نرخ تورم، هماهنگ با روند تغییرات نرخ تورم وارداتی است یعنی در اغلب سال‌ها هرگاه نرخ تورم وارداتی افزایش یابد، نرخ تورم نیز افزایش می‌یابد و بالعکس. این نشان دهنده رابطه مستقیم بین نرخ تورم و نرخ تورم وارداتی است. میزان تأثیرپذیری نرخ تورم از نرخ تورم وارداتی، به مقدار ضریب نرخ تورم وارداتی (β_3) بستگی دارد که در طول زمان متغیر است. با بررسی نمودارهای INF و INFIMP و مقایسه آن‌ها با نمودار β_3 **(نمودار ۳)** به طور کلی می‌توان گفت که هرگاه نرخ تورم کمتر از نرخ تورم وارداتی باشد، β_3 کاهش و هرگاه نرخ تورم بیشتر از نرخ تورم وارداتی باشد، β_3 افزایش می‌یابد. شدت افزایش یا کاهش β_3 ، به میزان اختلاف بین نرخ تورم و نرخ تورم وارداتی بستگی دارد، اگر اختلاف زیاد باشد، β_3 با شدت بیشتر (با شیب زیاد) و اگر اختلاف کم باشد، β_3 با شدت کمتر (با شیب ملایم)

تغییر می‌کند. بنابراین β_3 نقش تعدیل کننده بین نرخ تورم و نرخ تورم وارداتی داشته و در طول زمان متغیر است.



نمودار ٤. برآورد ضریب تأثیر شکاف تولید در طول زمان (β_4) بر نرخ تورم

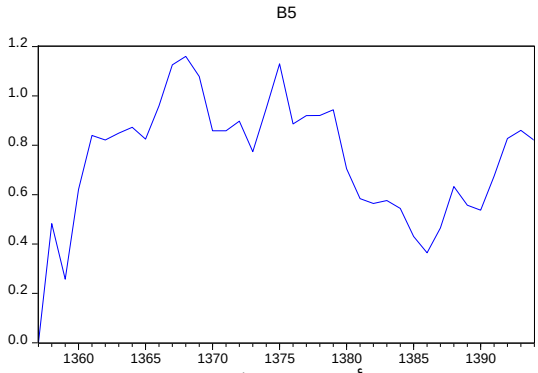
مأخذ: محاسبات تحقیق

Figure 4. Estimation of the effect of production gap over time (β_4) on inflation rate

Source: Research calculations

در مدل تحقیق مربوط به نرخ تورم، β_4 ضریب شکاف تولید است. با بررسی و مقایسه نمودارهای INF و YGAP می‌توان گفت که به طور نسبی روند حرکت نرخ تورم و شکاف تولید تقریباً مشابه هم است. یعنی در هر دوره اگر شکاف تولید بیشتر شود، نرخ تورم افزایش یافته و اگر شکاف تولید کمتر شود، نرخ تورم کاهش می‌یابد. شدت افزایش و یا کاهش نرخ تورم به درجه زیاد یا کم بودن شکاف تولید بستگی دارد بدین معنی که اگر شکاف تولید نسبتاً زیاد افزایش یابد، نرخ تورم با شدت بیشتر افزایش می‌یابد و بالعکس. همچنین اگر شکاف تولید نسبتاً زیاد کاهش یابد، نرخ تورم با شدت بیشتر کاهش می‌یابد و بالعکس. میزان تأثیرپذیری نرخ تورم از شکاف تولید، به مقدار ضریب شکاف تولید در مدل (β_4) بستگی دارد. با توجه به **نمودار ٤** می‌توان گفت که اگر شکاف تولید نسبتاً کم باشد، مقدار β_4 نیز کوچک بوده و تأثیر زیادی روی نرخ تورم نمی‌گذارد و اگر شکاف نسبتاً زیاد باشد، مقدار β_4 نیز به طور نسبی بزرگ بوده و تآثیر بیشتر روی نرخ تورم می‌گذارد. بنابراین

می‌توان گفت که β_4 در طول زمان متغیر بوده و نقش تعدیل کننده بین نرخ تورم و شکاف تولید دارد.



نمودار ۵. برآورد ضریب تأثیر رشد نقدینگی در طول زمان (β_5) بر نرخ تورم
مأخذ: محاسبات تحقیق

Figure 5. Estimation of the effect of liquidity growth over time (β_5) on inflation rate
Source: Research calculations

در مدل به کار گرفته شده مربوط به نرخ تورم، β_5 ضریب رشد نقدینگی است. با بررسی و مقایسه نمودارهای نرخ تورم و رشد نقدینگی، به طور کلی می‌توان نتیجه گرفت که در اغلب سال‌ها روند حرکت نرخ تورم با روند حرکت رشد نقدینگی هماهنگی دارد. بدین معنی که هرگاه نرخ رشد نقدینگی افزایش یابد، نرخ تورم نیز افزایش می‌یابد و بالعکس، ولی این مطلب در بعضی از سال‌ها صادق نیست. مثلاً در سال‌های ۱۳۶۰، ۱۳۶۶، ۱۳۷۳، ۱۳۸۷ و ۱۳۹۰ نرخ رشد نقدینگی کاهش یافت در صورتی که نرخ تورم در این سال‌ها افزایش یافته است، که می‌تواند ناشی از بالا بودن نسبی نرخ تورم وارداتی و یا پایین بودن نسبی نرخ رشد تولید ناخالص داخلی در این سال‌ها باشد. همچنین در سال‌های ۱۳۵۸، ۱۳۶۱، ۱۳۶۹، ۱۳۷۲، ۱۳۷۹، ۱۳۸۴ و ۱۳۸۸ نرخ رشد نقدینگی افزایش یافت در صورتی که نرخ تورم در این سال‌ها کاهش یافته است، که می‌تواند ناشی از پایین بودن نسبی نرخ تورم وارداتی و یا بالا بودن نسبی نرخ رشد تولید ناخالص داخلی در این سال‌ها باشد. بخصوص در سال‌های

۱۳۵۸ و ۱۳۸۵ نرخ رشد نقدینگی در سطح نسبتاً بالایی قرار داشته و به ترتیب برابر ۳۷/۷ و ۳۹/۴ درصد بوده، در حالی که نرخ تورم در این سال‌ها در سطح نسبتاً پایینی قرار داشته و به ترتیب برابر ۱۱/۴ و ۱۱/۹ درصد بوده است، که می‌تواند ناشی از پایین بودن نسبی نرخ تورم وادرتی باشد. همچنین در سال ۱۳۷۵ نرخ رشد نقدینگی کاهش کمی داشته، در صورتی که نرخ تورم نسبتاً کاهش زیادی داشته است، که می‌تواند ناشی از کاهش قابل ملاحظه نرخ تورم وارداتی باشد. با توجه به **نمودار ۵** می‌توان گفت که در دوره‌هایی که نرخ رشد نقدینگی نسبتاً پایین‌تر است، مقدار β_5 در آن دوره بیشتر و در دوره‌هایی که نرخ رشد نقدینگی نسبتاً بالاتر است، مقدار β_5 در آن دوره کمتر است، یعنی مقدار این ضریب به عنوان یک تعدیل کننده بین نرخ تورم و نرخ رشد نقدینگی، در طول سال‌های مورد مطالعه تغییر می‌کند.

۵- نتیجه گیری و پیشنهادها

تحقیق حاضر با استفاده از مدل رگرسیونی با پارامتر زمان متغیر (TVP) و رهیافت فیلتر کالمن، به بررسی و واکنش نرخ تورم در طول زمان نسبت به متغیرهای تأثیرگذار مانند نرخ تورم دوره قبل، نرخ تورم انتظاری، نرخ تورم وارداتی، شکاف تولید و خصوصاً حجم نقدینگی در دوره زمانی مورد مطالعه پرداخته است که به‌کارگیری تکنیک پارامتری زمان متغیر از نوآوری این تحقیق محسوب شده و نتایج دقیق‌تری به ما می‌دهد. نتایج حاصل از تخمین مدل رگرسیون به صورت پارامتر زمان متغیر و بررسی روند ضرایب متغیرهای توضیحی در طول زمان نشان می‌دهد که این ضرایب در طول دوره زمانی مورد مطالعه ثابت نبوده و در اثر تکانه‌های برون‌زا مانند انقلاب، جنگ، شوک‌های قیمتی نفت، سیاست‌های اقتصادی اعمال شده، تحولات ساختاری، موضع‌گیری‌های سیاسی بین‌المللی و تحریم‌های اقتصادی، در طول زمان تغییر کرده‌اند.

بررسی روند تغییرات نرخ رشد نقدینگی، نرخ تورم و نرخ رشد تولید ناخالص داخلی نشان می‌دهد که در اغلب سال‌ها نرخ رشد نقدینگی هر دوره اثر مثبت بر روی نرخ تورم دوره بعد داشته است. ولی در بعضی از سال‌ها علی‌رغم افزایش نرخ رشد نقدینگی، نرخ تورم دوره بعد کاهش یافته و همچنین در بعضی از سال‌های دیگر علی‌رغم کاهش نرخ رشد نقدینگی، نرخ تورم دوره بعد افزایش یافته است، که می‌توان گفت که در کوتاه مدت تورم

در ایران صرفاً یک پدیده پولی نیست. در بعضی از سال‌ها نیز نرخ رشد نقدینگی نسبتاً بالا بوده، در صورتی که نرخ رشد تولید ناخالص داخلی به‌طور نسبی در سطح پایینی قرار داشته است. بنابراین می‌توان گفت که افزایش نقدینگی در این سال‌ها در بخش‌های مولد هزینه نشده و به سمت بخش‌های غیرمولد و سوداگری رفته است.

در زمینه اثرگذاری سیاست‌های پولی بر متغیر نرخ تورم، تحقیقات زیادی انجام شده که اغلب آن‌ها از روش رگرسیونی با پارامتر ثابت استفاده کرده و به نتایج متفاوتی رسیدند. (Omidi & Shahabadi,2022) نتایج بعضی از تحقیقات نشان می‌دهد که تورم در ایران صرفاً یک پدیده پولی نیست (Komijani & Naghdi, 2009). همچنین در تحقیق دیگر غیر از حجم نقدینگی، عواملی مانند تورم وارداتی، تورم انتظاری، نرخ ارز و شکاف تولید نیز بر روی تورم در ایران مؤثر است که این نتایج با نتیجه تحقیق حاضر همخوانی دارد (Sohaili, Almasi, Sadeghi, 2012).

نتایج برخی دیگر از تحقیقات نشان می‌دهد که در رژیم تورم بالا، رشد نقدینگی اثر معنی‌داری بر نرخ تورم ندارد ولی در رژیم تورم متوسط، رشد نقدینگی حدود ۵۷ درصد بر روی تورم تأثیر داشته و ۴۳ درصد دیگر مربوط به عواملی مانند تورم سمت عرضه، تورم ساختاری و غیره می‌باشد. نتایج تحقیقات دیگر حاکی از تأثیر متغیر زمانی متغیرهای اثرگذار بر روی تورم است. همچنین نتایج این تحقیقات بیانگر سلطه بخش غیرمولد و سوداگری، روی اثرگذاری سیاست‌های پولی و مالی در اقتصاد ایران است، طوری که رشد شدید نقدینگی در ایران و ضعف ساختاری و نهادی در جذب منابع حاصل از افزایش نقدینگی توسط بخش تولیدی کشور، علاوه بر حرکت نقدینگی به سمت بخش غیرمولد و سوداگری، زمینه‌ساز تورم‌های شدیدی در اقتصاد کشور شده است (Khezri, Sahabi, Yavari, Heidari, 2015).

نتیجه تحقیق حاضر نیز نشان می‌دهد که در بعضی از سال‌ها حجم پول اثر مثبت بر تورم داشته و در بعضی از سال‌های دیگر اثری بر تورم نداشته است. با مقایسه نتایج تحقیقات گذشته و نتیجه این تحقیق، می‌توان گفت که پارامترهای مدل در طول زمان تغییر می‌کنند. همچنین براساس نتایج تخمین مدل و با مقایسه روند تغییرات نرخ تورم و نرخ رشد تولید ناخالص داخلی و نرخ رشد نقدینگی، با توجه به این که در بعضی از سال‌ها نرخ تورم نسبتاً بالا بوده ولی در دوره بعد نرخ رشد نقدینگی افزایش یافت و یا در بعضی از

سال‌های دیگر نرخ رشد تولید ناخالص داخلی نسبتاً پایین بوده ولی در دوره بعد نرخ رشد نقدینگی کاهش یافت، می‌توان گفت که تغییرات نرخ رشد نقدینگی در ایران متناسب با تغییرات نرخ تورم و نرخ رشد اقتصادی نبوده و این نشان دهنده آن است که سیاست‌گذاری در بخش پولی نادرست بوده است. بنابراین به منظور طراحی و اجرای سیاست‌های پولی مناسب جهت جلوگیری از افزایش نرخ تورم و با هدف ایجاد تحرک در تولید و رشد اقتصادی، ضروری است که بانک مرکزی باید عرضه پول را متناسب با تغییرات نرخ تورم و نرخ رشد اقتصادی تنظیم کند. همچنین پیشنهاد می‌شود که در تحقیقات آینده، از مدل‌های رگرسیونی با پارامترهای متغیر در طی زمان استفاده شود تا منجر به نتایج و توصیه‌های سیاستی دقیق‌تر شود.

Acknowledgments: At the end of article, the auther appreciates Dr. Abolqasem Esnaashari Amiri, Dr. Mohammad Hossein Ehsanfar and Dr. Mohammad Reza Pourghorban for improving and enhancing the text of the article

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

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

Reference

balaghi inalo, Y., & Jalaee Esfandabadi, S. A. (2023). Simulation of Nordhaus Model (1975) in the Economy of Iran: Optimal Control Approach. *Quarterly Journal of Quantitative Economics (JQE)*, *19*(4), 147-176 (In Persian). doi: 10.22055/jqe.2021.34975.2276

Bai, J., & Perron, P. (2003). Computation and Analysis of Multiple Structural Change Models. *Journal of Applied Econometrics*, 18, 1-22.

Berger, T., Everaert, G., & Vierke, H. (2016). Testing for time variation in an unobserved components model for the US economy. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 69, 179-208.

Bhattacharya, R., Chakravartti, P., & Mundle, S. (2019). Forecasting India's Economic Growth: a Time-Varying Parameter Regression

Approach. *Macroeconomics and Finance in Emerging Market Economies*, 238, 1-24.

Friedman, M. (1956). The quantity theory of money: a restatement. *Studies in the quantity theory of money*, *5*, 3-31.

Friedman, M. (1970). The Counter-Revolution in Monetary Theory: First Wincott Memorial Lecture, Delivered at the Senate House, University of London, 16 September. *Institute of Economic Affairs: Occasional Paper*, *33*.

Hanisch, M. (2017). The effectiveness of conventional and unconventional monetary policy: Evidence from a structural dynamic factor model for Japan. *Journal of International Money and Finance*, *70*, 110-134.

Keyns, J. M. (1936). The General Theory of Employment, Interest and Money. *Ed: Macmillan London*.

Khezri, M., Sahabi, B., Yavari, K., & Heidari, H. (2015). Time-varying Effects of Inflation Determinants: State-space Models. *Economical Modeling*, 30, 25-46 (In Persian).

Kim, C. J., & Nelson, C. R. (1999). State-Space Models with Regime Switching: classical Gibbs-samplihg approaches with applications. *MIT Press Books*, 1, Cambridge/ London.

Komijani, A., & Naghdi, Y. (2009). An Analysis of the Inter-relationship between Production and Inflation in Iran (Emphasizing on Sectoral Production). *Iranian Economic Journal: Macroeconomics*, *9(32)*, 99-124 (In Persian).

Liu, O., & Adedeji, M. O. (2000). *Determinants of inflation in the Islamic republic of Iran-A Macroeconomic Analysis* (No. 0-127). International Monetary Fund.

Lucas, R. E. (1973). Some international evidence on output-inflation tradeoffs. *The American Economic Review*, 326-334

Lucas, R. E. Jr. (1976). Econometric Policy Evaluation: A Critique. *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 1, 19-46.

Maadelat, K. (2012). Study and Analysis of Non-linear Relationship between Production and Inflation in Iran. *Economic Strategy*, *1*(2), 127-157 (In Persian). Available at: https://econrahbord.csr.ir/article_103216.html?lang=en

Mc Connell, C., S. Brue, and T. Barbiero (1996), *Macroeconomics*,seventh Canadian edition, McGraw-Hill Ryerson printed and bound in Canada.

Mehrara, M. & Behzadi Soufiani, M. (2016). The Threshold and Nonlinear Effect of Real and Nominal Variables on Inflation: the TAR Approach. *Journal of Economics and Modelling* 7(27), 25-54 (In Persian).

Mehrara, M., & Ghobadzadeh, r. (2016). The Determinants of Inflation in Iran Based on : Bayesian Model Averaging(BA) and Weighted-Average Least Squares (WALS). *Planning and Budgeting*, *21*(1), 57-82. Retrieved from http://jpbud.ir/article-1-993-en.html

Nakajima, J., Kasuya, M., & Watanabe, T. (2011). Bayesian analysis of time-varying parameter vector autoregressive model for the Japanese economy and

monetary policy. *Journal of the Japanese and International Economies*, *25*(3), 225-245.

Omidi, V., & Shahabadi, A. (2022). The Impact of Monetary Policy on the GDP of Iran through Innovation Channel. *Quarterly Journal of Quantitative Economics (JQE)*, *18*(4), 37-65 (In Persian). doi: 10.22055/jqe.2021.30903.2139

Primiceri, G. E. (2005). Time varying structural vector autoregressions and monetary policy. *The Review of Economic Studies, 72(3)*, 821-852.

Sargent, T. J., & Wallace, N. (1976). Rational expectations and the theory of economic policy. *Journal of Monetary economics*, *2*(2), 169-183.

Shakeri, Abbas (2008), Theory and Policies of Macroeconomics, 2, Pars Nevisa Publications (In Persian).

Sirikanchanarak, D., Yamaka, W., Khiewgamdee, C., & Sriboonchitta, S. (2018). Time-varying threshold regression model using the Kalman filter method. *Thai Journal of Mathematics*, 74, 133-148.

Sohaili, Kiyomarth, Almasi, Mojtabi, & Saghaei, Maryam. (2012). Evaluating the effect of expected inflation, liquidity growth, imported inflation, production gap and exchange rate on the inflation rate in Iran. *Macroeconomics Research Letter*, 7(13), 39-60.

Tafazzoli, Fereydoun, (2009), History of Economic Thoughts, Tehran, Ney Publishing, ninth edition (In Persian).

فصلنامه‌ی اقتصاد مقداری (بررسی‌های اقتصادی سابق) زمستان ۱۴۰۲ ۲۰(۴) ۱۴۵-۱۱۱

فصلنامه‌ی اقتصاد مقداری

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

تاثیر تلاطم‌های ارزی در اثرگذاری سیاست‌های پولی بر تراز تجاری غیرنفتی ایران با تاکید بر تغییرات رژیمی

لیلا آرغا*، یوسف محنت‌فر **، میثم رادپور *** و دل‌آرا رازه****

** استادیار اقتصاد، گروه اقتصاد و حسابداری، دانشکده‌ی اقتصاد و مدیریت، دانشگاه لرستان، خرم‌آباد، ایران. (نویسنده مسئول)*

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

**** کارشناسی ارشد مدیریت مالی، گروه مدیریت مالی، دانشکده‌ی مدیریت، دانشگاه شهید بهشتی، تهران، ایران*

*****کارشناسی ارشد مهندسی مالی، گروه مهندسی مالی، دانشکده‌ی مدیریت، دانشگاه آزاد تهران، تهران، ایران.*

اطلاعات مقاله	طبقه‌بندی JEL	واژگان کلیدی
تاریخ دریافت: *۲۷ بهمن ۱۳۹۹* ***تاریخ بازنگری:*** *۱۸ مهر ۱۴۰۰* ***تاریخ پذیرش:*** *۲۷ مهر ۱۴۰۰*	*C24,E42,F31*	***نرخ ارز حقیقی، تراز تجاری غیرنفتی، سیاست‌های پولی، تلاطم‌های ارزی***

ارتباط با نویسنده (گان) مسئول:
ایمیل: argha.l @lu.ac.ir
0000-0002-0137-443x

آدرس پستی:
ایران، لرستان، خرم‌آباد، دانشگاه لرستان، دانشکده اقتصاد و مدیریت، کد پستی: ٦٨١٥١-٤٤٣١٦ ، اتاق ۱۲.

قدردانی: از داوران محترم بابت پیشنهادات ارزنده شان در بهبود این مقاله تشکر می‌کنیم.
تضاد منافع: نویسندگان مقاله اعلام می‌کنند که در انتشار مقاله ارائه شده تضاد منافعی وجود ندارد.
منابع مالی: نویسنده‌ها هیچگونه حمایت مالی برای تحقیق، تألیف و انتشار این مقاله دریافت نکرده‌اند.

چکیده

در این مطالعه نقش تلاطم‌های ارزی در تاثیرگذاری سیاست‌های پولی بر تراز تجاری غیرنفتی ایران با تاکید بر تغییرات رژیمی طی دوره زمانی ۱۳۵۲-۱۳۹۶ به صورت فصلی بررسی شده است. در این راستا، از رگرسیون EGARCH برای مدل‌سازی تلاطم‌های ارزی و از رگرسیون STAR برای بررسی نقش این تلاطم‌ها در تاثیرگذاری سیاست پولی بر ترازتجاری غیرنفتی استفاده شده است. نتایج مربوط برآورد مدل STAR نشان داد که دو رژیم شامل رژیم بالا و پایین با مقدار آستانه ٤/٠٥٥- برای متغیر تراز تجاری در دوره زمانی مورد مطالعه وجود دارد. نتایج مربوط به رژیم پایین (تراز تجاری کمتر از ٤/٠٥٥-) نشان می‌دهد که متغیرهای تراز تجاری با یک وقفه، نرخ ارز حقیقی، شاخص تلاطم ارزی با سیاست پولی، نقدینگی و شاخص باز بودن تجاری به ترتیب به میزان ١٣/٩٨٠، ١/٢٩٩-، ٠/٤٦٢-، ١/٤٠٤- و ٢/٤٨٤- بر تراز تجاری تاثیر دارند. در رژیم بالا (تراز تجاری بیشتر از ٤/٠٥٥) نیز متغیرهای تراز تجاری با یک وقفه، نرخ ارز حقیقی، شاخص تلاطم ارزی با سیاست پولی، نقدینگی و شاخص باز بودن تجاری به ترتیب به میزان ٢٥/٦٠١، ١/٦٠٤، ٠/٥٦٢، ٢/١٧٧ و ٣/١٥٨ بر تراز تجاری تاثیر دارند. بنابراین در رژیم پایین، تلاطم نرخ ارز بر تراز تجاری تاثیر منفی و در رژیم بالا تاثیر مثبت دارد. این نتیجه می‌تواند به علت تلاطم‌های شدید نرخ ارز در دوران پس از انقلاب باشد که به دلیل کاهش ارزش پول ملی، سبب ارزان شدن کالاهای داخلی نسبت به کالاهای خارجی و افزایش صادرات غیرنفتی شده است.

ارجاع به مقاله:

آرغا، لیلا.، محنت‌فر، یوسف و رادپور، میثم. (۱۴۰۲). تاثیر تلاطم‌های ارزی در اثرگذاری سیاست‌های پولی بر تراز تجاری غیرنفتی ایران با تاکید بر تغییرات رژیمی. *فصلنامه‌ی اقتصاد مقداری (بررسی‌های اقتصادی سابق)*، ۲۰ (۴)، ۱۴۵-۱۱۱

10.22055/jqe.2021.36642.2343

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

۱- مقدمه

یکی از مهمترین چالش‌های اقتصاد ایران در دهه‌های اخیر، اتکاي بیش از حد آن به درآمدهاي نفتي است. بر اساس سری‌های زمانی بانک مرکزی طی سال‌های بعد از انقلاب اسلامی و بویژه سال‌های پس از جنگ تحمیلی به طور متوسط ۸۰ تا ۹۰ درصد درآمد صادرات، ۴۰ تا ۵۰ درصد بودجه سالیانه دولت و ۲۰ درصد از کل تولید ناخالص داخلی کشور از محل صادرات نفت تامین شده است. بر همین اساس، توسعه صادرات محصولات غیرنفتی دارای مزیت نسبی در بازارهای جهانی الزامی اجتناب‌ناپذیر برای کشور

ایران محسوب می‌شود. به عبارت بهتر، به سبب وابستگی شدید اقتصاد کشور به نفت از یک طرف و ناپایداری و نوسانات شدید قیمت نفت در بازارهای جهانی و همچنین بواسطه حاکمیت یک بازار انحصاری چندجانبه بر آن از طرف دیگر، بسیاری از ناهنجاری‌هایی که بر این بازار حاکم است به داخل منتقل شده و فعالیت‌های اقتصادی را به تناسب ارزبری دچار نوسان می‌کند (Moghadasi & Alishahi, 2006). به نظر برنامه‌ریزان و سیاستگذاران اقتصادی؛ تنها راه رهايي كشور از اقتصاد تك محصولي و وابستگي به درآمدهاي ارزي حاصل از فروش نفت و همچنين برآورده كردن نيازهاي روزافزون ارزي كشور، توسعه صادرات غيرنفتي و دستيابي به بازارهاي جهاني است. اگر از محل درآمدهای ارزی صادرات غیرنفتی تقاضای ارز جهت واردات تامین شود، اقتصاد کشور از درآمدهای صادراتی نفت و تزریق مستقیم این منابع ارزی نفتی به اقتصاد داخل به شکل جاری بی‌نیاز خواهد شد. به همین دلیل، سیاستگذاران اقتصادی در ایران در برنامه‌های میان مدت (برنامه‌های اقتصادی و اجتماعی توسعه) و بلندمدت (سند چشم‌انداز ایران ۱۴۰۴) کشور توجه ویژه‌ای به بهبود تراز تجاری غیرنفتی داشته‌اند و عمدتاً تاکید بر حمایت بخش پولی و بانکی از طریق اعطای تسهیلات با بهره کمتر از تولیدکنندگان و صادرکنندگان غیرنفتی بوده است. هر چند که از نظر عملکردی در این راستا چندان موفق نبوده‌اند. از علل اصلی این موفقیت اندک می‌توان نادیده گرفتن نقش تلاطم‌های ارزی در تاثیرگذاری سیاست‌های پولی بر ترازتجاری غیرنفتی بر شمرد. به طوریکه در شرایط پر تلاطم ارزی، صادرکننده‌گان غیرنفتی چشم‌انداز مشخصی از حاشیه سود صادرات خود ندارند و نمی‌توانند به صورت میان مدت و بلندمدت تصمیم‌گیری و برنامه‌ریزی کنند. ضمن آنکه بسته به شرایط اقتصادی سیاست‌های پولی نیز تاثیر ثابتی بر تولید و صادرات کالاهای غیرنفتی ندارد و در شرایط اقتصادی مختلف نیز تلاطم‌های ارزی وزن یکسانی در تصمیم‌گیری‌های عاملان اقتصادی ندارد. عموماً این واقعیت‌ها در سیاستگذاری‌های پولی که جهت مدیریت ترازتجاری غیرنفتی صورت می‌گیرد لحاظ نمی‌شود. با توجه این موضوع، این مطالعه به بررسی نقش تلاطم‌های ارزی در تاثیرگذاری سیاست‌های پولی بر تراز تجاری غیرنفتی ایران با تاکید بر تغییرات رژیمی طی دوره زمانی ۱۳۵۲-۱۳۹۶ می‌پردازد. در این راستا، از مدل‌های ناهمسانی واریانس شرطی[13] برای مدل‌سازی تلاطم‌های ارزی و

[13] Conditional Heteroskedasticity Model

از رگرسیون چرخشی مارکف[14] برای بررسی نقش این تلاطم‌ها در تاثیرگذاری سیاست پولی بر ترازتجاری غیرنفتی استفاده شده است.

سازماندهی مقاله به این صورت است که در بخش دوم به مبانی نظری و پیشینه پژوهش پرداخته می‌شود، بخش سوم به روش شناسی تحقیق اختصاص یافته است، در بخش چهارم مدل‌سازی و تحلیل نتایج صورت می‌گیرد و در بخش پنجم، نتیجه‌گیری و پیشنهادات ارائه می‌گردد.

۲- مبانی نظری

۲-۱- تلاطم نرخ ارز

مهم‌ترین عامل تعیین‌کننده ترازتجاری کشورها نرخ ارز است. اصولاً، پرداختن به مباحث اقتصاد کلان بین‌الملل[15] بدون استفاده از متغیر نرخ ارز غیرممکن است. مهم‌ترین نظریه در ارتباط با نقش نرخ ارز در ترازتجاری نظریه کشش‌ها[16] یا همان شرط مارشال-لرنر است. این نظریه را اولین بار آلفرد مارشال[17] در سال (۱۹۲۳) مطرح کرد و پس از آن اقتصاددانانی مانند آبا لرنر[18] (۱۹۴۴) در راستای تقویت و بکارگیری آن در مطالعات تجربی فعالیت‌هایی انجام دادند. در این نظریه، نرخ برابری تعادلی ارز، نرخی است که در آن ارزش واردات و صادرات یک کشور برابر شود. زیرا زمانی که ارزش واردات از ارزش صادرات بیشتر باشد یعنی کشور با کسری تجاری روبرو شود، در نظام شناور ارز، نرخ مبادله ارز افزایش یافته و ارزش پول داخلی کم می‌شود. در نتیجه صادرات به خارج ارزان شده و واردات گران می‌شود. این امر منجر به افزایش صادرات و کاهش واردات و ایجاد تعادل تجاری می‌شود. از آنجا که سرعت این تعدیل به کشش مقدار واردات و صادرات نسبت به تغییرات نرخ مبادله نرخ ارز بستگی دارد، این نظریه را رویکرد کشش‌ها نامیده‌اند. در این روش فقط بر تجارت یا جریان کالا و خدمات در تعیین نرخ ارز تاکید

---

[14] MarkovSwitching Regressions

[3] International Macro econmics

[16] Elasticity Approach

[17] Alfred Marshall

[18] Abba Lerner

شده و بر نقش جریان سرمایه پرداخته نشده است (Report of the Economic Studies Office, 2008)

البته نظریات دیگری نیز در ارتباط با تاثیرگذاری نرخ ارز بر ترازتجاری از جمله نظریه منحنی J و منحنی S مطرح شده است. اما شروع نظریات مرتبط با تاثیرگذاری سیاست‌های پولی بر تراز تجاری، با نظریه روش جذب[19] بود. روش جذب اولین بار توسط يكي از كارشناسان صندوق بين‌المللي پول در مقاله‌اي در سال ۱۹۵۲ جهت تحليل تراز پرداخت‌ها بكار گرفته شد (Alexander, 1952). براساس مدل‌های ساده کینزی تولید یا درآمد ملي از مجموع مصرف (خصوصي و دولتي)، سرمایه و خالص صادرات کالاها و خدمات تشکیل شده است. کسری حساب جاری زمانی اتفاق می‌افتد که تولید داخلی برای جذب مصرف و سرمایه‌گذاری کافی نباشد و در این حالت سیاست افزایش نرخ ارز منجر به افزایش تراز تجاری نخواهد شد. مگر اینکه درآمد ایجاد شده از طریق این سیاست از هزینه‌های انجام شده برای آن بیشتر باشد بعبارت دیگر این افزایش نرخ ارز که با اثرگذاری مستقیم منجر به گران شدن واردات و با اثرگذاری غیرمستقیم باعث برای افزایش صادرات می‌گردد باید ظاهر گردند.

روش جذب بر این مبنا استوار است که تغییر در صادرات و واردات بر درآمد ملی موثر است و لذا آثار درآمدی باید در تحلیل کاهش ارزش پول مشارکت داده شوند. الکساندر (۱۹۵۲) ارزیابی مهم از این اثر ارائه کرد و تاکید کرد که عدم توازن حساب جاری را می‌توان به صورت تفاوت بین تولید داخلی و مخارج داخلی در نظر گرفت (Alexander, 1952).

در سال‌های دهه ۱۹۶۰ به علت آزادسازي جريان سرمايه، حساب سرمایه موجود در تراز پرداخت‌ها از اهميت خاصي برخوردار شد که روش‌های مورد استفاده قبلی قابلیت تحلیل وضعبت جدید را نداشتند. فلمینگ و ماندل (1962) دیدگاه پولی ترازپرداخت‌ها یا دیدگاه پولی نرخ ارز (مدل ماندل-فلمینگ) را مطرح کردند. آنها در مطالعات خود به این نتیجه رسیدند که رابطه کوتاه مدت بین نرخ ارز اسمی، نرخ بهره بعنوان تعیین‌کننده هزینه پول و تولید وجود دراد. از نظر آنها اقتصاد نمی‌تواند همزمان نرخ ارز ثابت، تحرک کامل سرمایه و یک سیاست پولی مستقل را با هم داشته باشد. آنها بدلیل نقش اصلی

[19] Absorption Approach

نرخ بهره این نظریه را، تحلیل پولی ترازپرداخت‌ها نام‌گذاری کردند (Fleming, 1962; Mundell, 1963).

اگر چه چارچوب اصلي مدل پول‌گرایان با مدل فلمینگ شباهت بسياري دارد، اما در این مدل تاکید عمده بر متغیرهايي است که از طریق بازار پول داخلي کشورها بر نرخ ارز تأثیر مي‌گذارند. همچنین انعطاف‌پذیر بودن قیمت‌ها در بازار کالاها و برقراري شرط برابري قدرت خرید مفروض مي‌باشند. چارچوب این مدل نیز از سه بازار پول، کالا و دارایي (با فرض عدم برابري نرخ‌های بهره[۲۰]) تشکیل شده است. در این مدل نرخ ارز شدیداً با سطح عرضه نسبي پول همبستگي دارد.

نظریه پولی تراز پرداخت‌ها منوط بر وجود ثبات در بازار ارز است. در شرایط تلاطم ارزی، مطابق با نظریات انتظارات عقلایی واکنش صادرکنندگان و وارد کنندگان به سیاست‌های ارزی و پولی متفاوت خواهد بود. در مدل جهش پولی نرخ ارز و تراز پرتفوی می‌توان ردپای چنین دیدگاهی را مشاهده کرد. مدل جهش پولی نرخ ارز نیز در چارچوب بحث پولي نرخ ارز ویرایشي از مدل فلمینگ مي‌باشد که اولین بار توسط دورنبوش[۲۱] (۱۹۷۶) مطرح گردید. اساس این مدل بر عدم تعدیل همزمان بازارهاي مختلف مبتني است. به عبارت دیگر از آنجا که در اثر انبساط پولي غیر منتظره بازار کالاها به کندي تعدیل مي‌گردد باعث جهش نرخ ارز به بالاتر از سطح تعادلي خود مي‌شود. جهش نرخ ارز (در کوتاه مدت) مي‌تواند جداي از انبساط پولي به دلایل دیگري نیز رخ دهد و آثار واقعي[۲۲] در پي داشته باشد. این پدیده مي‌تواند نرخ واقعي ارز، رابطه مبادله، فرایند ورود و صدور کالا و سرمایه، پرتفوي افراد و... را متأثر سازد و از آنجا که علت اصلي این پدیده یکسان نبودن سرعت تعدیل در بازارها مي‌باشد آگاهي از این موضوع در بررسي ادوار تجاري[۲۳] نیز بسیار سودمند مي‌باشد (Yavari & Mozayani, 2009). مدل تراز پرتفوی با توجه عدم جانشیني کامل انواع مختلف سرمایه و در نتیجه لزوم در نظر گرفتن

[20] Uncovered Interest Parity

[21] Dornbusch

[22] Real Effects

[23] Business cycle

هزينه‌هاي ناشي از ريسك[۲۴] مطرح گرديده است. به عبارت ديگر از آنجا كه عوامل اقتصادي جداي از پول ملي خود، دارایی‌های خارجي و از جمله ارز را در تركيب دارايي خود نگهداري مي‌كنند، (طبق اين تئوري) نرخ ارز در كوتاه مدت بيش از آنكه از نوسانات تراز تجاري متأثر گردد با توجه به نوسان قيمت نسبي دارایی‌ها و امكان جانشيني آن‌ها در چارچوب بحث انتظارات عقلايي تعيين مي‌گردد. به عبارت ديگر در اين مدل نرخ ارز به عنوان قيمت نسبي پول ملي نسبت به پول ساير كشورها تعيين مي‌شود؛ لذا در كوتاه مدت اثر يك سياست، بسته به ماهيت انتظارات مي‌تواند با اثر بلندمدت آن كاملاً متفاوت باشد. چرا كه نرخ‌های ارز در كوتاه مدت مي‌توانند همچون قيمت ساير دارایی‌ها تحت تأثير رفتارهاي سفته بازي[۲۵] قرار گيرند. بنابراين مي‌توان اين‌گونه اظهار داشت كه در اين مدل تعيين نرخ ارز تعادلي عمدتاً با تاكيد بر فرايندهاي بازار ارز در كوتاه مدت صورت مي‌گيرد. ديدگاه تراز پرتفوي نرخ ارز در چارچوب‌های خاصي مطرح شده است كه از آن جمله مي‌توان به مدل كشور كوچك[۲۶]، مدل ترجيحات با توجه به عادات محلي[۲۷] و مدل ترجيحات يكسان[۲۸] اشاره كرد. لذا به طور کلی، سیاست‌های پولی به صورت مستقیم یا از طریق تاثیر بر نرخ ارز، تراز تجاری را تغییر می‌دهد. ضمن آنکه، صادرکنندگان و واردکنندگان بیش از سیاست‌های پولی به تغییرات نرخ ارز توجه جدی دارند. به همین دلیل، تلاطم‌های نرخ ارز نقش تعیین کننده‌ای در تاثیرگذاری سیاست‌های پولی بر تراز تجاری خواهد داشت.

۲-۲- اثر نامتقارن تلاطم‌های نرخ ارز بر تراز تجاری

نرخ ارز نقشی دوگانه در اقتصاد کشور دارد؛ افزایش نرخ ارز یا به عبارت دیگر کاهش ارزش پول ملی از یک سو قدرت رقابت کشور را در بازارهای خارجی بهبود می‌بخشد و منجر به توسعه صادرات و بهبود تراز بازرگانی کشور می‌گردد. از سوی دیگر، در صورتی که امکان توسعه صادرات وجود نداشته باشد افزایش نرخ ارز منجر به افزایش سطح

---

[24] Risk Premium

[25] Speculation

[26] Small Country Model

[27] Preferred Local Habital Model

[28] Uniform Preference Model

عمومی قیمت‌ها و تورم در کشور می‌شود (Shirin Bakhsh, 2006). همچنین ممکن است واکنش تراز تجاری به کاهش ارزش پول ملی تاثیرپذیر از میزان تغییرات نرخ ارز بوده و نامتقارن باشد. منظور از نامتقارن بودن واکنش تراز تجاری، شرایطی است که کاهش ارزش پول تا حد معینی به صورت تاثیر مثبت بوده و فراتر از آن میزان، تاثیر منفی بر متغیرهای تجاری داشته باشد.

توضیحات و تفسیرهای متعددی برای نامتقارن بودن اثر تلاطم‌های نرخ ارز بر تراز تجاری ارائه شده است. در این رابطه، برخی از محققان به سمت تقاضای اقتصاد تاکید دارند. کاهش ارزش پول ملی ممکن است از طریق افزایش قیمت نسبی کالاهای خارجی و افزایش رقابت پذیری بین المللی صنایع داخلی و انتقال مخارج از کالاهای خارجی به کالاهای داخلی منجر به گسترش فعالیت‌های اقتصادی داخلی گردد (Kandil, Berument & Nergiz Dincer, 2007). در هر حال، همانطور که گوایتیان[۲۹] (۱۹۷۶) و دورنبوش[۳۰] (۱۹۸۸) نشان دادند، موفقیت اجرای سیاست کاهش ارزش پول ملی برای بهبود تراز تجاری تا حد زیادی به قرار گرفتن تقاضا در مسیر درست و وجود قابلیت‌ها و ظرفیت‌های مناسب در این ارتباط بستگی دارد؛ به طوری که اگر تولید داخلی پاسخگوی نیازهای داخلی نباشد، مکانیزم اثرگذاری کاهش ارزش پول ملی بر کاهش واردات با اخلال مواجه می‌شود (Guittian, 1976; Dornbusch, 1988).

برخی از محققان در توضیح نامتقارن بودن تاثیر نرخ ارز بر تراز تجاری، به سمت عرضه اقتصاد توجه دارند. در این چارچوب و علی رغم اینکه دیدگاه مرسوم و غالب این است که سیاست کاهش ارزش پول ملی منجر به گسترش تولید می‌شود، اثر نرخ ارز بر تراز تجاری انقباضی است. پیش از این هیرشمن[۳۱] (۱۹۴۹) بیان نمود که کاهش ارزش پول ملی با فرض وجود کسری تجاری اولیه ممکن است منجر به کاهش درآمد ملی حقیقی و تقاضای کل شود (Hirschman, 1949). دیاز-آلژاندرو[۳۲] (۱۹۶۳) نیز نشان داد که کاهش ارزش پول ملی ممکن است با سودهای بادآورده در صنایع رقابتی همراه باشد

---

[29] Guittian

[30] Dornbusch

[31] Hirschman

[32] Diaz-Alejandro

(Diaz-Alejandro, 1963). در این شرایط، اگر دستمزد پولی نسبت به سطح قیمت‌ها دارای وقفه باشد و میل نهایی به پس انداز (*MPS*) ناشی از سود بیشتر از میل نهایی به پس انداز ناشی از ناشی از دستمزد باشد، پس انداز ملی افزایش یافته و محصول حقیقی کاهش خواهد یافت.

کروگمن و تیلور[۳۳] (۱۹۸۷) و باربن و ریورا-باتیز[۳۴] (۱۹۸۷) دیدگاه اخیر را مدلسازی نمودند. تاثیر منفی کاهش محصول حقیقی در بلندمدت و با توجه به پیوندهای بین بخشی می‌تواند به صنایع صادراتی سرایت نموده و منجر به محدود شدن و کاهش ظرفیت صادرات شود (Krugman & Taylor, 1987; Barbone & Rivera-Batiz, 1987). از طرف دیگر، با کاهش تولیدات داخلی ممکن است نیاز کشور به واردات واسطه-ای و سرمایه‌ای افزایش یافته و از این طریق اثر مثبت کاهش ارزش پول بر کنترل واردات مصرفی و کالاهای نهایی خنثی شده و در نهایت واردات افزایش یابد.

تحلیل آثار کاهش ارزش پول ملی بر عملکرد سمت عرضه اقتصاد دارای پیچیدگی‌های بیشتری است. برونو[۳۵] (۱۹۷۹) و فان وینبرگن[۳۶] (۱۹۸۹) بیان می‌کنند در یک کشور شبه صنعتی که در آن نهاده‌های تولیدی به صورت گسترده از طریق واردات تامین می‌شود و توانایی تولید این نهاده‌ها در داخل وجود ندارد هزینه تولید بنگاه‌ها با کاهش ارزش پول ملی افزایش می‌یابد؛ لذا تاثیر منفی ناشی از هزینه‌های بالاتر نهاده‌های وارداتی ممکن است بر تولید چیره شود و منجر به افزایش قیمت‌های نسبی کالاهای داخلی و افزایش قیمت‌های داخلی شود (Bruno, 1979; Van Wijnbergen, 1989). گیلفسن و اشمیت[۳۷] (۱۹۸۳) در این رابطه شواهدی را ارئه می‌نمایند که اثر نهایی اجرای این سیاست به میزان انتقال منحنی‌های تقاضا و عرضه بستگی دارد (Gylfason & Schmid, 1983).

---

[33] Krugman & Taylor

[34] Barbone & Rivera-Batiz

[35] Bruno

[36] Van Wijnbergen

[37] Gylfason & Schmid

از مجموع مطالب گفته شده می‌توان نتیجه گرفت که از یک سو تاثیر مستقیم افزایش نرخ ارز بر تقاضای صادرات و واردات منجر به بهبود تراز تجاری می‌گردد؛ و از سوی دیگر، تاثیر غیرمستقیم کاهش ارزش پول ملی بر افزایش قیمت کالاهای صادراتی از طریق گران شدن نهاده‌های وارداتی و افزایش هزینه‌های تولید با کاهش صادرات همراه شده که برآیند این دو می‌تواند منجر به عدم تقارن در تاثیر تلاطم نرخ ارز بر تراز تجاری شود.

واکنش نامتقارن تراز تجاری نسبت به نرخ ارز را می‌توان از طریق عبور نرخ ارز نیز مورد بررسی قرار داد. کم یا زیاد بودن عبور نرخ ارز توضیحی برای حساسیت کم یا زیاد حجم تجارت بین الملل به تغییرات ارزش پول ملی است (Shajari, Tayibi & Jalai, 2016). در این رابطه لیان‌تان[۳۸] و همکاران (۲۰۱۱) بیان می‌کنند که اگر ارزش پول ملی افزایش یابد بنگاه‌های صادراتی ممکن است به قصد حفظ سطح فروش خود قیمت کالاهای خود را کاهش دهند (Lian Tan, Mooi Lim, Shin Koong & Yin Koay, 2011). به بیان دیگر، بنگاه‌های صادراتی در مقایسه با بنگاه‌های وارداتی تمایل بیشتری به واکنش نسبت به افزایش نرخ ارز دارند. گست و ناتان[۳۹] (۲۰۰۶) در مطالعه خود واکنش نامتقارن قیمت‌های صادراتی و وارداتی را به کاهش ارزش دلار مورد تایید قرار داده‌اند (Gust, & Nathan, 2006). بدیهی است که این عدم تقارن در واکنش قیمت-های صادراتی و وارداتی احتمال واکنش نامتقارن تراز تجاری به تغییرات نرخ ارز را افزایش می‌دهد. لذا بر اساس مطالعات تجربی رابطه یک به یک میان نرخ ارز و قیمت در کوتاه مدت و بلندمدت برقرار نیست؛ اما وجود این رابطه در سطح آستانه مشخص از سطح عمومی قیمت‌ها می‌تواند منجر به عدم تقارن در واکنش تراز تجاری نسبت به تغییرات و تلاطم نرخ ارز در بالا و پایین حد آستانه گردد.

---

[38] Lian Tan

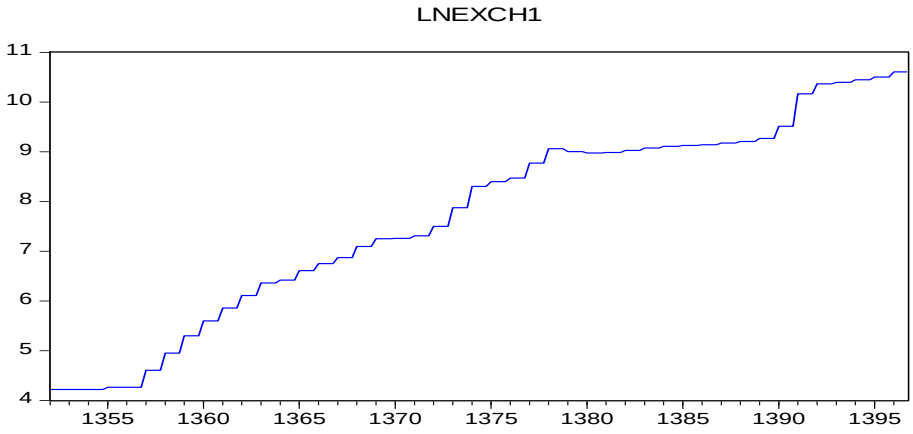
[39] Gust & Nathan

۳-۲- روند نرخ ارز حقیقی و تراز تجاری ایران

در این بخش، روند نرخ ارز حقیقی و تراز تجاری در ایران طی دوره زمانی ۹۶-۱۳۵۲ به صورت فصلی به ترتیب مطابق **شکل ۱** و **شکل ۲** به تصویر کشیده شده‌اند. دوره زمانی ۱۳۹۷ تا ۱۳۹۸ به دلیل افزایش شدید نرخ ارز در این تحلیل ارزیابی نشده است.

در توضیح روند نرخ ارز حقیقی در **شکل ۱** ملاحظه می‌شود که نرخ ارز در دوران قبل و بعد از انقلاب تحولات بسیاری را تجربه نموده است. در دوره پیش از انقلاب به دلیل عدم بروز بحران در تراز پرداخت‌ها، نرخ ارز حقیقی تثبیت شده بود. اما پس از انقلاب و به ویژه با ظهور جنگ، با شکل گیری بازار موازی ارز و ایجاد نوسانات شدید این بازار پس از انقلاب، مقدمات افزایش نرخ ارز و کاهش ارزش پول ملی به وجود آمد.

شکل ۲ نیز روند تراز تجاری غیر نفتی را در دوره زمانی ۹۶-۱۳۵۲ به صورت فصلی نشان می‌دهد. چنانچه ملاحظه می‌شود، تراز تجاری در دوره مورد مطالعه، تماماً منفی بوده است. این نشان می‌دهد که واردات کشور در این دوره از صادرات غیرنفتی بیشتر بوده است؛ که نشان از ناتوانی رقابت کنندگان داخلی در تولید کالاهای تهایی و مصرفی در داخل است. تراز تجاری در دوره زمانی مورد مطالعه نوسانات بسیار داشته است. از سال ۱۳۶۳ به بعد، روند تراز تجاری تقریبا صعودی شده که پس از آن با نوسانات شدید به شکل صعودی افزایش یافته است.

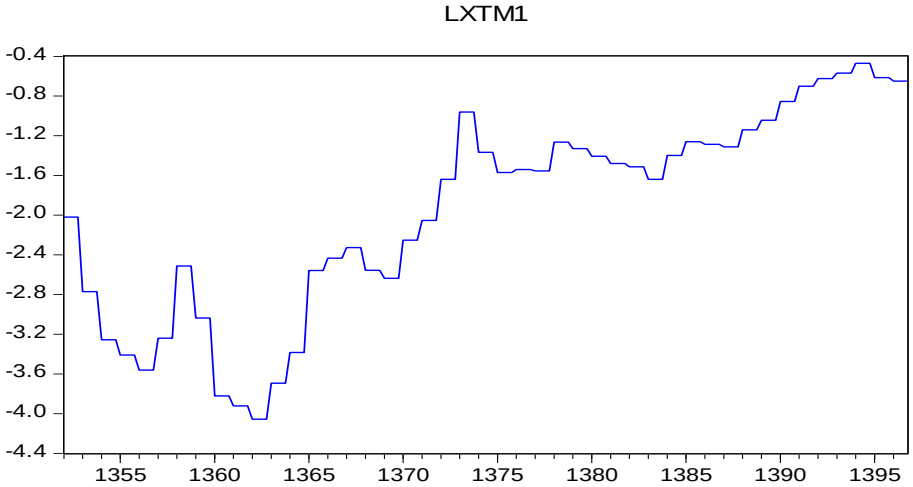


شکل ۱. روند نرخ ارز حقیقی

ماخذ: یافته‌های تحقیق

Figure 1. Real exchange rate trends

Source: research calculations



شکل ۲. روند تراز تجاری

ماخذ: یافته‌های تحقیق

Figure 1. Trade balance trends

Source: research calculations

۴-۲- پیشینه پژوهش

آلبرولا و همکاران[40] (۲۰۲۱)، در مطالعه‌ای به بررسی تأثیر سیاست‌های پولی و مالی بر نرخ ارز پرداخته‌اند. آنها بیان کردند که تأثیر سیاست‌های پولی و مالی بر نرخ ارز بستگی به رژیم مالی دارد. اگر بدهی با مازاد مالی آینده تأمین نشود، یک شوک پولی انقباضی (مالی انبساطی) می‌تواند منجر به کاهش ارزش پول داخلی شود، نه افزایش ارزش آن. نتایج این تحقیق نشان می‌دهد واکنش غیرمتعارف نرخ ارز زمانی اتفاق می‌افتد که پایه‌های مالی رو به زوال است و نگرانی بازارها در مورد پایداری بدهی در حال افزایش است (Alberola, Cantu, Cavallino & Mirkov, 2021).

سعادتی و همکاران (۲۰۲۰)، در تحقیق خود به بررسی اثرات نامتقارن و غیر خطی شوک‌های نرخ ارز واقعی بر مشاغل مختلف با هدف صادرات، مانند شاخص‌های سهام صنایع پتروشیمی، فلزات اساسی و معدنی در بورس اوراق بهادار تهران پرداخته‌اند. از دیدگاه سیاست‌گذاران، این ایده از لحاظ نظری به عنوان یک فرضیه "ترس از افزایش ارزش" تفسیر می‌شود که به مداخله بانک‌های مرکزی در بازارهای ارزی برای محدود کردن افزایش ارزش پول به جای کاهش ارزش برای دفاع از رقابت در صادرات اشاره دارد. برای این منظور، علاوه بر متغیرهای اصلی، از داده‌های سری زمانی ماهانه متغیرهای کنترل، یعنی تورم ، قیمت نفت اوپک و تحریم‌های بین المللی ، از ۲۰۱۲ تا ۲۰۲۰ استفاده شده است. یافته‌های این پژوهش بر اساس رویکرد NARDL نشان می‌دهد که نه تنها شوک‌های نرخ ارز تأثیر قابل توجهی بر شاخص‌های مختلف سهام دارند، بلکه این روابط نامتقارن و غیر خطی هستند. علاوه بر این ، نتایج فرضیه ترس از استهلاک در صنایع صادرات گرا را تأیید کرده است (Saadati, Honarmandi, & Zarei, 2020).

سوگیهارتی و همکاران[41] (۲۰۲۰) با استفاده از الگوهای ناهمسانی واریانس شرطی و خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی در دوره زمانی ۲۰۱۸-۲۰۰۶ بصورت ماهانه برای پنج کشور چین، هند، ژاپن، کره جنوبی و آمریکا که مقاصد عمده صادراتی کشور اندونزی می‌باشند، به بررسی تاثیر نوسانات نرخ ارز بر اقلام عمده صادراتی کشور اندونزی به کشورهای عمده هدف پرداخته است. نتایج نشان می‌دهد که نوسانات نرخ ارز تاثیر

---

[40] Alberola et al

[41] Sugiharti et al

معنادار بر صادرات اوره، محصولات شیمیایی، لاستیک و خمیر کاغذ در هر دو دوره کوتاه‌مدت و بلندمدت دارد. نوسانات نرخ ارز تنها بر صادرات محصولات پلاستیکی به چین موثر است و کاهش ارزش پول منجر به تاثیر منفی بر سایر اقلام صادراتی شده است. در هند بیشترین اقلام کالاها تحت تاثیر نوسانات نرخ ارز قرار گرفته است. در واقع نتایج نشان می‌دهد که تاثیر نوسانات نرخ ارز بسته به اقلام صادراتی و کشور هدف تاثیر متفاوت دارد و این نتایج توسط هر دو الگوی خودرگرسیون با وقفه توزیعی و الگوی خودرگرسیون با وقفه توزیعی غیرخطی تایید شده است (Sugiharti, Esquivias & Setyorani, 2020).

اوسی‌سانوو و همکاران[42] (۲۰۱۹) د رمطالعه خود به بررسی تاثیر سیاست‌های پولی بر تراز پرداخت‌ها در نیجریه در دوره‌های ۱۹۸۰-۲۰۱۵ می‌پردازند. این مطالعه از رویکرد آزمایش محدود برای نشان دادن رابطه موجود بین متغیرهای سیاست پولی استفاده کرده است. این مطالعه نشان می دهد که بین متغیرهای سیاست پولی و تعدیل تراز پرداخت رابطه بلندمدتی وجود دارد. یافته ها همچنین نشان داد که در بلندمدت، تراز تجاری پول و تجارت تأثیر مثبتی بر تعدیل تراز پرداخت‌ها در نیجریه دارد. از سوی دیگراعتبار داخلی، نرخ ارز، نرخ تورم و تولید ناخالص داخلی تأثیر منفی بر تراز پرداخت‌ها را در نیجریه نشان می‌دهد. یک مشاهده مهم از برآورد تجربی این است که عرضه پول بیشتر از سایر متغیرهای سیاست پولی بر تعدیل تراز تجاری تأثیر بلندمدت دارد. این مطالعه نشان می‌دهد که برای تثبیت موقعیت تراز تجاری کشور، بانک مرکزی باید تا حد ممکن سعی کند بین عرضه پول و تقاضای پول توازن ایجاد کند تا از تحریف قیمت جلوگیری شود (Osisanwo, Tella & Adesoye, 2019).

هورتوسی و همکاران[43] (۲۰۱۸) با رویکرد خودرگرسیون برداری پانل دیتا و داده‌های فصلی ۱:۱۹۷۶-۴:۲۰۰۶ در ۱۹ کشور OECD نشان دادند آزادسازی مالی باعث تقویت تاثیرگذاری مثبت سیاست‌های پولی بر حساب جاری می‌شود (Hjortsoe, Weale & Wieladek, 2018).

---

[42] Osisanwo et al

[43] Hjortsoe et al

وونگ و چونگ[44] (۲۰۱۶) با بررسی رژیم‌های پولی و ارزی ۲۲۸ کشور طی دوره زمانی ۱۹۷۴-۲۰۰۹ به روش رگرسیونی پانل دیتا نشان دادند که سیاست هدفگذاری تورمی و هدفگذاری ارزی هر دو بر تجارت خارجی کشورها تاثیر معناداری دارد و تاثیر هدفگذاری تورمی کمتر از هدفگذاری ارزی نیست (Won & Chong, 2016).

نیزامنی و همکاران[45] (۲۰۱۶)، در پژوهشی به بررسی ردیابی اثرات سیاست پولی و نرخ ارز بر تراز تجاری پاکستان پرداخته‌اند. این مطالعه همچنین اثرات خطی بر تراز تجاری بخش‌ها یعنی بخش‌های مازاد تجاری و بخش‌های کسری تجاری را بررسی می کند. نتایج این تحقیق نشان داد که شوک‌های سیاست پولی تراز تجاری کل را در کوتاه‌مدت بهبود می‌بخشد، اما اثر منفی بر بخش‌های مازاد تجارت می‌گذارد. در حالی که کاهش نرخ ارز تأثیر منفی بر تراز تجاری در سطح کل و تجزیه می‌گذارد. این یافته‌ها نشان می‌دهد که بانک مرکزی پاکستان می‌تواند برای بهبود تراز تجاری در کوتاه‌مدت به سیاست پولی محکم اعتماد کند. علاوه بر این ، سیاست تثبیت نرخ ارز برای حفظ رقابت در تجارت بین‌المللی برای پاکستان، بهتر از کاهش ارزش پول است (Nizamani, Abdul Karim, Zaidi & Khalid, 2016).

سیاریفودین و همکاران[46] (۲۰۱۴)، در پژوهش خود میزان مداوم نوسانات نرخ ارز در اندونزی را اندازه گیری کرده‌اند و اینکه چگونه بانک‌های مرکزی قادر به اجرای سیاست‌های پولی مناسب یا مداخله ارزی برای تثبیت نرخ ارز هستند. در این مطالعه، نوسانات USD/IDR با استفاده از روش TGARCH بررسی شده است. نتایج نشان می‌دهد که نوسانات USD/IDR در اندونزی به وضوح پایدار است. این مطالعه همچنین نتایج اثربخشی واکنش سیاست‌گذاری توسط بانک مرکزی را ارائه می‌دهد، مداخلات فروش ارز توسط بانک مرکزی منجر به کاهش اندک USD/IDR می‌شود و هرگونه تلاش بانک اندونزی برای اعمال ثبات مداخلات ارزی، بی‌نتیجه است (Syarifuddin, Achsani, Hakim & Bakhtiar, 2014).

---

44 Wong & Chong

45 Nizamani et al

46 Syarifuddin et al

گومز و آلوارز[47] (۲۰۰۶) با استفاده از تکنیک‌های همگرایی؛ رابطه بین نرخ ارز و تراز تجاری را در کشور آرژانتین مورد بررسی قرار داده است. همچنین اثرات کوتاه مدت و بلندمدت نرخ ارز بر روی تراز تجاری برای دوره زمانی ۱۹۶۲-۹۲ را مورد بررسی قرار داده اند. آزمون همگرایی یوهانسون و توابع عکس العمل نشان داده‌اند که شرط مارشال لرنر در رژیم نرخ ارز ثابت تحقق پیدا می‌کند اما در رژیم نرخ ارز انعطاف پذیر صادق نیست (Gomez & Alvarez-Ude, 2006).

انصاری‌نسب و همکاران (۱۴۰۱)، در تحقیق خود به بررسی سرعت انتقال رژیم در اثرگذاری نامتقارن نرخ ارز بر صادرات غیرنفتی ایران با استفاده از روش‌های غیرخطی مارکف-سوئیچینگ (MS) و رگرسیون انتقال ملایم (STR) پرداخته‌اند. نتایج این تحقیق 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 (Ansarinasab & Pas, 2022).

مکیان و همکاران (۱۴۰۱)، در پژوهش خود باهدف بررسی وضعیت چرخه ای سیاست‌های پولی و مالی در ایران با استفاده از داده های دوره ۱۳۵۲ تا ۱۳۹٦ یک الگوی خودرگرسیون برداری ساختاری (svar) با سه متغیر برآورد کرده‌اند. نتایج برآورد مدل نشان می‌دهد که سیاست های پولی و مالی در ایران دارای رفتار مستقل از چرخه‌ها می‌باشند. نتایج به دست آمده همچنین نشان می‌دهند که این سیاست‌ها علیرغم ماهیت مستقل از چرخه خود، از توان تثبیت اقتصادی برخوردار بوده‌اند . به عبارت دیگر، هیچ

[47] Gomez & Alvarez

همبستگی معنی‌داری بین تکانه‌های ساختاری پولی و تکانه‌های ساختاری ستاده (چرخه‌های تجاری) کشف نشده است (Makyian, Samadi & Amareh, 2022).

الباجی و همکاران (۱۳۹۸) در پژوهش خود به بررسی اثرات ناشی از اجرای سیاست‌های پولی و ارزی با استفاده از متغیرهای نرخ سود بانکی، تغییر د رنرخ ارز اسمی، ذخایر خارجی بانک مرکزی و تغییر در نرخ ارز اسمی بر تراز تجاری واقعی، شکاف تولید و سایر متغیرهای اقتصاد کلان با استفاده از الگوهای تعادل عمومی پویایا تصادفی (DSGE) پرداخته‌اند. نتایج این تحقیق نشان می‌دهد سیاست‌های پولی در پایداری متغیر مربوط به تراز تجاری واقعی تاثیرگذار است. در ادامه با مقایسه کردن رژیم‌های ارزی جایگزین بر اساس نوسانات متغیرهای مورد استفاده، نظام ارزی مدیریت شده بر دیگر نظام‌های ارزی برتری داشته و ممنجر به نوسانات کمتری در متغیرهای درونزای این مطالعه خواهد شد (Albaji, Azarbayjani & Daei-Karimzadeh, 2020).

ولي‌بيگي و همكاران (۱۳۹۶)، به بررسي اثرات تكانه هاي پولي و مخارج جاري دولت بر متغيرهاي كلان اقتصادي- به ويژه صادرات و واردات ايران در قالب مدل DSGE[48] اقتصاد باز كينزي جديد پرداخته‌اند. از اين رو، يک مدل DSGE براساس ويژگي-هاي اقتصاد ايران نظير لحاظ بخش نفت و چسبندگي‌ها، طراحي شده و پارامترهاي مدل در دوره ۱۳۵۱ تا ۱۳۹۳ با استفاده از روش بيزي برآورد شده‌اند. نتايج حاصل از توابع عكس العمل آني، تكانه مثبت نرخ رشد پايه پولي باعث افزايش واردات، كاهش صادرات و بدتر شدن تراز تجاري غيرنفتي مي‌شود (Valibeigi, Yavari, Ebrahimi & Sahabi, 2016).

فطرس و همکاران (۱۳۹۴) تأثیر سیاست‌های پولی بر تراز تجاری در کشورهای نفت‌خیز حوزه خلیج فارس را با استفاده از روش گشتاورهای تعمیم یافته طی دوره ۲۰۱۰-۱۹۹۵مورد بررسی قرار داده اند. نتایج حاکی از آن است که رشد پول و شبه پول اثر منفی و معنادار بر خالص صادرات و در نتیجه تراز تجاری کشورهای نفت‌خیز حوزه خلیج فارس دارد. اما نرخ ارز تاثیر معناداری بر تراز تجاری ندارد. لذا کنترل رشد نقدینگی و همسویی متناسب با تاثیر نرخ ارز در قالب سیاست‌های پولی می‌تواند اثربخشی آشکاری در بهبود روند تراز تجاری داشته باشد زیرا نقش بارز مکانیزم‌های تعدیلی خودکار در مقایسه با

[48] Dynamic Stochastic General Equilibrium

مکانیزم‌های تعدیلی مداخله‌ای غیرقابل انکار است (Fetros, SoheiliM, Timouri & Heydari, 2014).

طیب‌نیا و فولادی (۱۳۸۸) ضمن ارایه یک مدل تعادل عمومی برای ایران، اثر تغییر قیمت جهانی کالاهای بخش کشاورزی، صنعت و خدمات را به‌طور مجزا و هم‌چنین به‌طور هم‌زمان بر سطح قیمت‌های داخلی، تراز تجاری و نرخ ارز مورد مطالعه قرار داده‌اند. نتایج پژوهش حاکی از آن است که افزایش قیمت کالاهای صنعتی، بیشترین تاثیر را بر سطح قیمت‌های داخلی به همراه داشته و افزایش قیمت خدمات، کم‌ترین تاثیر بر قیمت‌های داخلی را نشان می‌دهد. هم‌چنین در صورت افزایش قیمت‌های جهانی، تولید ناخالص داخلی کاهش خواهد یافت (Tayeb Nia & Fouladi, 2009).

دلاوری و کریمی‌نیا (۱۳۸۷) به تجزیه و تحلیل روابط تجربی میان سیاست مالی (مخارج دولت) و تراز تجاری ایران در دوره ۱۳۸۵-۱۳۳۸ پرداخته‌اند. نتایج پژوهش حاکی از آن است که اولا: افزایش مخارج دولتی، مصرف خصوصی و سرمایه‌گذاری خصوصی موجب بدتر شدن تراز حساب تجاری می‌شود. ثانیا وجود یک ارتباط بلندمدت میان متغیرهای تشکیل‌دهنده تابع واردات در تصریح گسترش یافته تایید می‌شود (Delavari, & Karimi Kia, 2007).

مطالعات فوق نقش تلاطم‌های ارزی در تاثیرگذاری سیاست‌های پولی بر تجارت خارجی در ایران را بررسی نکرده‌اند و مهم‌ترین نوآوری مطالعه نیز این موضوع است. نوآوری دیگر آن نیز بررسی رژیمی این نقش است. در واقع در مطالعه حاضر این مهم بررسی می‌شود که در صورت بروز نوسانات ارزی تاثیرگذاری سیاست پولی بر تراز تجاری کشور با توجه به رژیم‌های مختلف آن با حالتی که نوسانات ارزی وجود نداشته باشد، متفاوت است یا که خیر. این مهم با توجه به واقعیت اقتصاد کشور در شرایط حاضر، در پژوهش‌های داخلی مغفول مانده است.

۳- روش شناسی و معرفی مدل پژوهش

مدل‌های متعددی برای ارتباط میان دو متغیر نامتقارن وجود دارد که در این صورت استفاده از مدل‌های خطی یا توابع درجه ۲ یا درجه ۳ با مشکل مواجه خواهد شد. مطابق

با نظر آسلانیدیس و خپاپدیس[49] (۲۰۰۸)، در صورت استفاده از مدل‌های تغییر جهت دیگر جایی برای این نگرانی وجود نخواهد داشت (Aslanidis & Xepapadeas, 2008). لذا بر این اساس در مطالعه حاضر از مدل‌های تغییر جهت برای بررسی نقش تلاطم‌های ارزی در تاثیرگذاری سیاست‌های پولی بر تراز تجاری غیرنفتی ایران با تاکید بر تغییرات رژیمی استفاده شده است. همچنین طبق مطالعات تجربی در بخش قبل، روند تلاطم‌های ارزی و تراز تجاری در دوره زمانی مورد مطالعه دارای رژیم‌های مختلف است و یا به عبارت دیگر، در این دوران، روند این متغیرها به ویژه تراز تجاری تغییر کرده است. بر این اساس، پژوهش حاضر مطابق با دو روش انجام شده است:

الف) در ابتدا تلاطم نرخ ارز حقیقی توسط رگرسیون EGARCH که بر اساس الگوی نامتقارن می‌باشد، مطابق با پژوهش ابونوری و همکاران (۱۳۸۸) به صورت معادله زیر برآورد گردیده است.

$$\mathrm{EGARCH}(1,1): \log(\sigma_t^2) = \beta_0 + \beta_1 \log(\sigma_{t-i}^2) + \theta \frac{\varepsilon_{t-k}}{\sigma_{t-k}} + \varphi \left|\frac{\varepsilon_{t-j}}{\sigma_{t-j}}\right| + v_t \qquad (1)$$

الگوی ارائه شده برای اقتصاد ایران که با نوسانات و تلاطم‌های زیادی در نرخ ارز مواجه بوده، سازگار است. انگل[50] (۲۰۰٤) اعتقاد بر نامتقارن بودن نوسانات بازار سهام نسبت به اخبار دارد (Engle, 2004). لذا این عدم تقارن در نوسانات به برآورد نادرستی از ارزش ریسک منجر می‌شود. بنابراین برای برآورد تلاطم‌های نرخ ارز در کشوری مانند ایران که با نوسانات بالای نرخ ارز مواجه است، باید از مدل‌های EGARCH که بر اساس الگوهای نامتقارن طراحی شده‌اند استفاده گردد (Abunouri & Erfani, 2008).

ب) پس از برآورد تلاطم‌های نرخ ارز در دوره مورد مطالعه، نقش تلاطم‌های ارزی در تاثیرگذاری سیاست‌های پولی بر تراز تجاری غیرنفتی ایران با تاکید بر تغییرات رژیمی با استفاده از مدل تغییر جهت برآورد شده است. مدل‌های متعددی برای بررسی تغییرات رژیمی وجود دارد مانند مدل‌های TAR، STAR و مارکوف سوئیچینگ. هر یک از مدل‌های گفته شده در شرایط ویژه کاربرد دارند. با توجه به آن که در اقتصاد ایران ماهیت

---

[49] Aslanidis & Xepapadeas

[50] Engel

تصمیمات اتخاذ شده پولی یا مالی معمولا کند است، لذا از الگوهای تغییر ملایم (STAR) برای تخمین مدل استفاده شده است. تابع انتقال در مدل‌های TAR و مارکوف سوئیچینگ می‌تواند مقادیر صفر و یک را اختیار کند که انتقال از یک وضعیت به وضعیت دیگر را نشان می‌دهد. در این مدل‌ها تغییر وضعیت‌ها به صورت ناگهانی است. حال در صورتی که به جای تغییرات ناگهانی، تغییر تدریجی و آرام داشته باشیم، از مدل‌های STAR استفاده می‌شود (Souri, 2015). آسلانیدیس و خپاپدیس (۲۰۰۸) الگوی استاندارد مدل رگرسیون انتقال ملایم با تابع انتقال لاجستیک را مطرح کرده‌اند که فرم استاندارد آن به صورت زیر است:

$$Y_t = f'z_t + (\theta' z_t).G(\gamma, r, Y_{t-k}) + u_t \qquad (۲)$$

تابع انتقال G_{t-1} که همان تابع انتقال لاجستیک است به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$G_{t-k} = G(\gamma, r, Y_{t-k}) = \frac{1}{1+e^{-\gamma(Y_{t-k}-r)}} \qquad (۳)$$

که در معادلات فوق،k وقفه بهینه و z_t بردار متغیرهای برون‌زای مدل است که شامل مقادیر وقفه تراز تجاری و نرخ ارز حقیقی است. θ نیز بردار پارامترهای غیرخطی مدل است. تابع G نیز یک تابع لاجستیک است که نشان دهنده نحوه انتقال از رژیمی به رژیم دیگر می‌باشد. مقدار تابع انتقال بستگی به دو ضریب r و γ دارد. r مقدار آستانه است که مقدار آن باید در مدل تعیین شود و γ بیانگر سرعت انتقال بین رژیم‌ها بوده که مقادیر بیشتر آن نشانگر تغییر سریع‌تر رژیم است (Souri, 2015). در نهایت، به پیروی از مطالعات تجربی، الگوی زیر جهت دستیابی به اهداف این مطالعه در نظر گرفته شده است:

$$lxtm_t = c + \alpha(lxtm_{t-1}) + \beta(lrexch_t) + \gamma(lmtgdp_t) + \delta(vrexch_t * lmtgdp_t) + \mu(loilx_t) + \theta(lopeness_t) + \varepsilon_t \qquad (۴)$$

که در آن،

$lxtm_t$: لگاریتم طبیعی نسبت صادرات غیرنفتی به کل واردات در سال t؛

$lrexch_t$: لگاریتم طبیعی نرخ ارز حقیقی (حاصلضرب نرخ ارز بازار آزاد بر شاخص قیمت تولیدکننده کل جهان تقسیم بر شاخص قیمت تولید کننده در ایران) در سال t؛

$vrexch_t$: شاخص تلاطم ارزی (واریانس شرطی متغیر $lrexch_t$) در سال t؛

$lmtgdp_t$: لگاریتم طبیعی نسبت کل نقدینگی به تولید ناخالص داخلی اسمی ایران در سال t؛

$vrexch * lmtgdp_t$: ضرب لگاریتم طبیعی نسبت کل نقدینگی به تولید ناخالص داخلی اسمی ایران در شاخص تلاطم ارزی

$loilx_t$: لگاریتم طبیعی درآمدهای حاصل از صادرات نفت و گاز بر حسب میلیون دلار در سال t؛

$lopeness_t$: لگاریتم طبیعی شاخص باز بودن تجاری (نسبت مجموع تجارت به تولید ناخالص داخلی اسمی) در سال t؛

ε_t: پسماند الگو در سال t است.

پس از برآورد تلاطم‌های نرخ ارز توسط رگرسیون EGARCH در دوره زمانی ۹۶-۱۳۵۲ به صورت فصلی، مدل STAR برای بررسی نقش تلاطم‌های ارزی در تاثیرگذاری سیاست‌های پولی بر تراز تجاری غیرنفتی ایران با تاکید بر تغییرات رژیمی در دوره زمانی مورد مطالعه برآورد شده است. همچنین کلیه داده‌ها از پایگاه داده بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران و بانک جهانی اخذ شده است.

۴- تجزیه و تحلیل برآورد مدل

۴-۱- آزمون ریشه واحد

در این بخش مانایی متغیرها توسط آزمون ریشه واحد مورد بررسی قرار گرفته‌اند. یکی از ایرادات آزمون‌های ریشه واحد خطی مانند ADF، PP و غیره این است که هنگامی که سری‌های زمانی از فرآیند غیرخطی پیروی می‌کنند، این آزمون‌ها دارای توان کافی برای بررسی نامانایی نیستند و ممکن است به اشتباه سری‌های زمانی غیرخطی را که در عمل

مانا هستند نامانا نشان دهند. این موضوع توسط آزمون KSS حل می‌شود که برای مدل‌های غیرخطی مناسب است (Khodavisi, Ezzati Shorogli & Najarghab, 2018). **جدول ۱** نتایج آزمون KSS را نشان می‌دهد.

جدول ۱. نتایج آزمون ریشه واحد *KSS*
ماخذ: یافته‌های تحقیق

Table 1. The results of the root of the KSS unit test
Source: research calculations

متغیر	آماره محاسباتی KSS	سطح احتمال
LREXCH	-۳/۵۶۳	۰/۰۰
LXTMP	-۷/۵۵۶	۰/۰۰
LMTGDP	-۷/۴۵۸	۰/۰۰
VREXCH*LMTGDP	-۷/۱۰۲	۰/۰۰
LRGDP	-۵/۱۱۲	۰/۰۰
LOILEX	-۶/۳۳۲	۰/۰۰

۲-۴- برآورد تلاطم نرخ ارز توسط رگرسیون EGARCH

براي برآورد مدل EGARCH، ابتدا لازم بود، معادله میانگین شرطی برآورد گردد. برای این کار از مدل ARMA(p,d,q) استفاده شده است. براساس نمودار همبستگي نگار[51] سری نرخ ارز حقیقی، معیار اطلاعات آکائیک(AIC) و شوارتز بیزین (SBC)[52] معادله AR (1)

[51] Correlogram
[52] Akaike Information Criterion (AIC) & Schwarz Baysesian Criterion (SBC)

نسبت به حالت‌های رقیب دارای برتری می‌باشد. نمودار همبستگي نگار مربوط به مربع پسماندهاي حاصل از برآورد مدل AR (1) نیز مدل EGARCH(1,1) به عنوان مناسب‌ترین مدل از نظر معیار باکس-جنکینز[۵۳] از بین معادلات برآوردي برای معادله میانگین شرطی انتخاب شده است. نتایج مربوطه در **جدول ۲** ارائه شده است.

جدول ۲. نتایج برآورد مدل EGARCH(1,1)
ماخذ: یافته‌های تحقیق

Table 2. Estimation results of EGARCH(1,1) model
Source: research calculations

معادله میانگین شرطی ($lrexch_t$)				
متغیر	ضریب	انحراف معیار	آماره t	سطح احتمال
عرض از مبدا	۱۲/۶۵۸	۰/۰۰۲	۶۳/۲۹	۰/۰۰۰۰
$lrexch_{t-۱}$	۱/۰۰۵۶	۰/۰۰۱۵	۶۷۰/۴	۰/۰۰۰۰
معادله واریانس شرطی ($\log(\sigma_t^۲)$)				
متغیر	ضریب	انحراف معیار	آماره t	سطح احتمال
عرض از مبدا	-۵/۳۲۳	۰/۷۶۵	-۶/۹۵۲	۰/۰۰۰۰
$\left\lvert\frac{\varepsilon_{t-j}}{\sigma_{t-j}}\right\rvert$	۱/۵۴۳	۰/۵۴۱	۲/۸۴۷	۰/۰۰۰۰
$\frac{\varepsilon_{t-k}}{\sigma_{t-k}}$	-۰/۵۸۹	۰/۲۳۰	-۲/۵۶۰	۰/۰۰۰۰
$\log(\sigma_{t-i}^۲)$	۰/۰۱۲	۰/۰۰۵۲	۲/۲۸۳	۰/۰۰۰۰

[53] BoxJenkins

معنادار بودن ضریب متغیر $\frac{\varepsilon_{t-k}}{\sigma_{t-k}}$ نشان می‌دهد شوک‌های منفی و مثبت هم اندازه نقش نامتقارنی در شکل‌گیری تلاطم‌های ارزی در ایران دارند. بنابراین با استفاده از مدل براورد شده در **جدول ۲** تلاطم ارزی نرخ ارزی حقیقی ($vrexch_t = \sigma_t^2$) اندازه‌گیری شد. واریانس شرطی حاصل از رگرسیون به عنوان شاخصی برای تلاطم‌های ارزی برای رگرسیون STAR در نظر گرفته شده است.

برآورد مدل *STAR*

برای برآورد مدل STAR، ابتدا مقدار وقفه بهینه و مقدار آستانه و همچنین تعداد بهینه رژیم‌ها تعیین شوند. چنانچه در **شکل ۲** ملاحظه می‌شود، روند متغیر وابسته (تراز تجاری) در دوره مورد مطالعه می‌تواند دارای ۲ رژیم باشد. رژیم پایین که در آن تراز تجاری تا سال ۱۳۶۲ روندی کاهشی داشته و رژیم بالا که پس از سال ۱۳۶۲ است و تراز تجاری در روندی صعودی را طی نموده است. مقدار آستانه در این تحقیق به تبعیت از چان (۱۹۹۳) به این صورت تعیین شده است که ابتدا دامنه سری زمانی متغیر وابسته توسط گراف متغیر مشاهده شد و ۱۵ درصد از بالاترین مقادیر و پایین‌ترین مقادیر حذف گردید. سپس مشاهدات میانی در نظر گرفته شد و معادلات TAR توسط مقدار آستانه برابر با مقادیر مشاهدات میانی تخمین زده شد. هر معادله‌ای که RSS کمتری را داشته باشد به عنوان مقدار آستانه در نظر گرفته می‌شود. در اینجا برای تعیین مقدار آستانه، از مقادیری که نزدیک به یکدیگر هستند یک عدد انتخاب می‌شود تا تعداد تخمین‌ها را کاهش دهد. مقدار آستانه بهینه در این مطالعه برابر ۴/۰۵۵- می‌باشد که کمترین مقدار RSS را به خود اختصاص داده است. در مرحله بعد، وقفه بهینه (از ۱ تا ۴) بدین صورت تعیین گردید که ابتدا مدل رگرسیون برای هر یک از وقفه‌ها برآورد شده و سپس وقفه مربوط هر کدام از مدل‌ها که کمترین RSS را داشته باشد، به عنوان وقفه بهینه در نظر گرفته می‌شود. مطابق با این روش، وقفه ۱ به عنوان وقفه بهینه انتخاب می‌گردد. در مرحله بعد، آزمون آرچ LM برای بررسی واریانس همسانی انجام شد که با توجه به مقدار آماره آزمون (۰/۰۴۱) و سطح احتمال آن (۰/۸۳) وجود همسانی واریانس در مدل تایید می‌گردد.

در ادامه، بر اساس مقدار آستانه و وقفه بهینه محاسبه شده، مدل STAR برای بررسی نقش تلاطم‌های ارزی در تاثیرگذاری سیاست‌های پولی بر تراز تجاری غیرنفتی ایران با تاکید بر تغییرات رژیمی مطابق با جدول ۳ برآورد شده است. نتایج مربوط به رژیم پایین که در آن تراز تجاری کمتر از ۴/۰۵۵- است نشان می‌دهد که ضریب متغیرهای تراز تجاری با یک وقفه، نرخ ارز حقیقی، شاخص تلاطم ارزی با سیاست پولی، نقدینگی و شاخص باز بودن تجاری به ترتیب برابر ۱۳/۹۸۰، ۱/۲۹۹-، ۰/۴۶۲-، ۱/۴۰۴- و ۲/۴۸۴- بدست آمده است. همچنین در رژیم بالا که در آن تراز تجاری بیشتر از ۴/۰۵۵- است، ضریب متغیرهای تراز تجاری با یک وقفه، نرخ ارز حقیقی، شاخص تلاطم ارزی با سیاست پولی ، نقدینگی و شاخص باز بودن تجاری به ترتیب برابر ۲۵/۶۰۱، ۱/۶۰۴، ۰/۵۶۲، ۲/۱۷۷ و ۳/۱۵۸ بدست آمده است.

جدول ۳. برآورد مدل رگرسیون آستانه‌ای (STAR)
ماخذ: محاسبات تحقیق

Table 3. Estimation of threshold regression model (STAR)
Source: research calculations

متغیر	ضریب	انحراف استاندارد	آماره t	سطح معناداری
متغیر آستانه: تراز تجاری				
رژیم پایین، تراز تجاری کمتر از ٤/٠٥٥-				
عرض از مبدا	**١٨٣/٦٧٥	٩٢/٥٠٠	١/٩٨٥	٠/٠٤
lxtm(-1)	*١٣/٩٨٠	٧/٤٠٦	١/٨٨٧	٠/٠٦
lrexch	***-١/٢٩٩	٠/٥٢٣	-٢/٤٨٠	٠/٠١
lmtgdp	**-١/٤٠٤	٠/٧٢٩	-١/٩٢٦	٠/٠٥
vrexch*lmtgdp	***-٠/٤٦٢	٠/١٩٠	-٢/٤٣١	٠/٠١
loilx	-٠/١٤٩	٠/٣٤٣	-٠/٤٣٣	٠/٦٦
lopeness	***-٢/٤٨٤	٠/٦٨٧	-٣/٦١٣	٠/٠٠
رژیم بالا، تراز تجاری بیشتر از ٤/٠٥٥-				
عرض از مبدا	**-١٨٤/٠٤٨	٩١/٣١١	-٢/٠١٥	٠/٠٤
lxtm(-1)	**٢٥/٦٠١	١٢/٣٨٤	٢/٠٦٧	٠/٠٤
lrexch	**١/٦٠٤	٠/٨٠٩	١/٩٨١	٠/٠٤
lmtgdp	**٢/١٧٧	١/٠٩٢	١/٩٩٢	٠/٠٤

vrexch*lmtgdp	***۰/۵٦۲	۰/۱۳۹	٤/۰٤	۰/۰۰
loilx	۰/۲٤۰	۰/٤٥٦	۰/۵۲۷	۰/۵۹
lopeness	***۳/۱۵۸	۰/۹۹۲	۳/۱۸۲	۰/۰۰
آماره‌های نیکویی برازش				
DW=1.96	R^2=0.87	AIC=-0.836	SC=-0.585	HQC=-0.734

* ضرایب در سطح احتمال ۱۰ درصد معنادار هستند.

** ضرایب در سطح احتمال ۵ درصد معنادار هستند.

*** ضرایب در سطح احتمال ۱ درصد معنادار هستند.

نتایج نشان می‌دهد که متغیرهای پژوهش در هر کدام از مدل های تراز تجاری غیرنفتی، رفتار متفاوتی را از خود نشان داده اند، به صورتی که در رژیم پایین تراز تجاری، رفتار سیاست پولی (lmtgdp)، با اغماض در سطح ۵ درصد تاثیر منفی دارد، در صورتی که در رژیم بالای تراز تجاری این اثر مثبت است. بدین صورت که در رژیم بالای تراز تجاری، با افزایش یک درصد رشد سیاست پولی، شاهد رشد ۲/۱۷۷ درصدی در تراز تجاری خواهیم بود. همچنین در اثرگذاری همزمان تلاطم ارزی بر سیاست پولی که یک اثر تعدیل کننده است(vrexch*lmtgdp) نیز باید گفت که اثر متفاوت در دو رژیم بالا و پایین تراز تجاری مشهود است، به صورتی که در رژیم پایین اثر منفی ۰/٤٦۲- منفی و در رژیم بالای تراز تجاری اثری مثبت دارد، که با افزایش درصد رشد این متغییر حدودا ۰/۵٦۲ درصد تراز تجاری رشد خواهد کرد. ضریب تعیین نشان می‌دهد که متغیرهای مستقل بالای ۸۵ درصد از تغیرات متغیر وابسته را تبیین می‌کنند. مقدار آماره‌دوربین – واتسون نیز نشان می‌دهد باقیمانده مدل خودهمبستگی سریالی[54] ندارند. با توجه به آماره های آیاک و هاناکوئین باید گفت که برازش مدل مناسب صورت گرفته است. بنابراین نتایج بدست آمده کاذب نیست و برای بررسی تراز تجاری در دو رژیم متفاوت، می‌توان بدان اتکا نمود.

۵- نتیجه‌گیری و پیشنهادها

۵-۱- بررسی فرضیه‌های پژوهش

مهم‌ترین چالش اقتصاد ایران، وابستگی آن به صادرات نفت و گاز است و در راستای کاهش این وابستگی، سیاستگذاران اقتصادی با سیاست‌های مختلف در صدد حمایت از

[54] Serialcorrelation

توسعه صادرات غیرنفتی برآمده‌اند. از مهم‌ترین این سیاست‌ها حمایت از تولیدکنندگان با استفاده از تزریق نقدینگی یا به عبارت بهتر سیاست پولی است. سیاستگذاران اقتصادی با تزریق نقدینگی هدفمند سعی در تامین نیازهای مالی تولیدکنندگان کالاهای صادراتی غیرنفتی دارند، تا از این طریق قدرت رقابت‌پذیری این تولیدکنندگان در بازارهای جهانی بهبود پیدا کند و با افزایش صادرات غیرنفتی، نیازهای ارزی واردات تامین شود. اما مشکل اساسی این است که تلاطم‌های ارزی در اقتصاد ایران شدید بوده و این تلاطم‌ها مکانیسم مدنظر سیاستگذار را با چالش مواجه می‌سازد. ضمن اینکه، این چالش‌ها بسته به شرایط حاکم بر تراز تجاری متفاوت است. به دلیل اهمیت این موضوع، این مطالعه به نقش تلاطم‌های ارزی در تاثیرگذاری سیاست‌های پولی بر تراز تجاری در ایران طی دوره زمانی ۱۳۹۶-۱۳۵۲ به صورت فصلی پرداخته است. لذا ابتدا از مدل EGARCH برای مدل‌سازی و محاسبه تلاطم ارزی استفاده شد و سپس نقش این تلاطم‌ها در تاثیرگذاری سیاست‌های پولی بر تراز تجاری با استفاده مدل STAR برآورد گردید.

نتایج مربوط برآورد مدل STAR نشان داد که دو رژیم شامل رژیم بالا و پایین با مقدار آستانه ۴/۰۵۵- برای متغیر تراز تجاری در دوره زمانی مورد مطالعه وجود دارد. نتایج مربوط به رژیم پایین (تراز تجاری کمتر از ۴/۰۵۵-) نشان می‌دهد که متغیرهای تراز تجاری با یک وقفه، نرخ ارز حقیقی، شاخص تلاطم ارزی با سیاست پولی، نقدینگی و شاخص باز بودن تجاری به ترتیب به میزان ۱۳/۹۸۰، ۱/۲۹۹-، ۰/۴۶۲-، ۱/۴۰۴- و ۲/۴۸۴- بر تراز تجاری تاثیر دارند. در رژیم بالا (تراز تجاری بیشتر از ۴/۰۵۵) نیز متغیرهای تراز تجاری با یک وقفه، نرخ ارز حقیقی، شاخص تلاطم ارزی با سیاست پولی، نقدینگی و شاخص باز بودن تجاری به ترتیب به میزان ۲۵/۶۰۱، ۱/۶۰۴، ۰/۵۶۲، ۲/۱۷۷ و ۳/۱۵۸ بر تراز تجاری تاثیر دارند. بنابراین در رژیم پایین تلاطم نرخ ارز بر تراز تجاری تاثیر منفی و در رژیم پایین تاثیر مثبت دارد. این نتیجه می‌تواند به علت تلاطم‌های شدید نرخ ارز در دوران پس از انقلاب باشد که به دلیل کاهش ارزش پول ملی، سبب ارزان شدن کالاهای داخلی نسبت به کالاهای خارجی و افزایش صادرات غیرنفتی شده است. هر چند که افزایش صادرات غیرنفتی در کشور عمدتاً به صورت صادرات مواد اولیه و محصولات کشاورزی بوده و تولیدات صنعتی سهم بسیار کمی در صادرات کشور داشته‌اند. ضریب متغیر وابسته با یک وقفه در هر دو رژیم تاثیر مثبت بر تراز تجاری در دوره حاضر دارد که با مطالعات

تجربی همخوانی دارد. سایر متغیرها در رژیم پایین دارای ضرایب منفی و در رژیم بالا دارای ضرایب مثبت بوده که نشان می‌دهد نرخ ارز حقیقی، نقدینگی و باز بودن تجاری در دوره قبل و اوایل انقلاب تا فصل چهارم سال ۱۳۶۲ تاثیر منفی بر تراز تجاری داشته‌اند. اما پس از سال ۱۳۶۲ متغیرهای ذکر شده بر تراز تجاری تاثیر مثبت داشته‌اند. علت آن می‌تواند به دلیل کاهشی بودن روند تراز تجاری در دوره رژیم پایین باشد که به علت مازاد واردات و کمبود صادرات غیرنفتی، متغیر باز بودن تجاری و همچنین نرخ ارز و نقدینگی نتوانسته نقش مثبت بر تراز تجاری داشته باشد. اما در رژیم بالا که از فصل اول سال ۱۳۶۳ تا فصل چهارم ۱۳۹۶ ادامه دارد، روند تراز تجاری مطابق با **شکل ۲** در این سال‌ها افزایشی است. لذا عوامل یاد شده نیز در افزایش تراز تجاری نقش مثبت داشته‌اند، هر چند همانطور که گفته شد، بیشتر سهم صادرات غیرنفتی کشور از مواد اولیه تولیدات صنعتی و محصولات کشاورزی است و نمی‌توان گفت که بهبود تراز تجاری در دوره رژیم بالا ناشی از افزایش صادرات تولیدات صنعتی بوده است. نتایج بدست آمده از این پژوهش با نتایج مطالعات وونگ و چونگ (۲۰۱۶)، گومز و آلوارز (۲۰۰۶) همخوانی دارد(Wong & Chong, 2016; Gomez & Alvarez-Ude, 2006) . همچنین نتایج مربوط به پژوهش آگبولا (۲۰۰۵) و گیلفاسون و ریساگر(۱۹۸۴) مطابق با نتایج این مطالعه در رژیم پایین است (Gylfason & Risager, 1984). از منظر تاثیر نقدینگی بر تراز تجاری نیز نتایج بدست آمده با پژوهش فطرس و همکاران (۱۳۹۴) همخوانی دارد (Fetros, Soheili, Timouri & Heydari, 2014).

۲-۵- پیشنهادهای پژوهش

براساس نتایج بالا توصیه می‌شود که سیاستگذاران پولی برای بهبود تراز تجاری غیرنفتی از طریق سیاست‌های پولی وضعیت تلاطم‌های ارزی را در نظر بگیرند. به عبارت بهتر، سیاست‌های پولی در زمانی که که بازار ارز تلاطم کمتری دارد برای بهبود تراز تجاری غیرنفتی استفاده شود. یا حداقل، سیاست‌های ارزی مناسب جهت کاهش تلاطم‌های ارزی به همراه سیاست پولی به طور همزمان در بهبود ترازتجاری مدنظر قرار گیرد. بر این اساس چنانچه تلاطم‌های ارزی شدید وجود داشته باشد، سیاست‌های پولی در کشور نمی‌توانند بهبود تراز تجاری غیرنفتی را بدنبال داشته باشند. این مهم نشان می‌دهد رشد

نقدینگی در کشور فارغ از منشا آن، چنانچه بازار ارز در کشور به ثبات لازم نرسد نمی‌تواند ابزار توانمندی در بهبود تراز تجاری غیرنفتی کشور محسوب شود. همچنین صادرات کشور باید از صادرات مواد اولیه به سمت صادرات کالاهای نهایی و تولیدات صنعتی سوق داده شود. زیرا همانطور که روند تراز تجاری کشور نشان داد، تراز تجاری با صادرات غیرنفتی در تمامی دوره زمانی مورد مطالعه منفی بوده که برای مثبت شدن تراز تجاری با صادرات غیرنفتی باید تولیدات صنعتی افزایش یابد که در نهایت رشد و توسعه اقتصادی را به همراه خواهد داشت.

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

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

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

Reference

Abounoori, E., & Erfani, A. (2008). Markov-Switching Model and the Probability of Prediction of the Liquidity Crisis Within OPEC Member Countries. *Economics Research*, *8*(30), 153-174. Availbale at: https://joer.atu.ac.ir/article_3209.html?lang=en (in persian)

Abonori, E., khanalipour, A., & Abasi, J. (2009). The Effect of News on Exchange Rate Volatility in Iran: An Application of ARCH Models. *Iranian Journal of Trade Studies*, *13*(50), 101-120. Available at: https://pajooheshnameh.itsr.ir/article_13766.html?lang=en (in persian)

Alavi Manesh, S.M. (2008). The Relationship Between Exchange Rate and Export and Import . *Report of the Economic Studies Office, Research Center of the Islamic Council*, 9747. Available at: https://rc.majlis.ir/fa/report/show/800166 (in Persian)

Albaji, Y., Azarbayjani, K., & Daei-Karimzadeh, S. (2020). The Response of Iranian Economy to Monetary and Exchange Rate Policies Shocks Base on the Foreign Sector: A Dynamic Stochastic General Equilibrium Analysis. *Quarterly Journal of Quantitative Economics (JQE)*, Doi: 10.22055/JQE.2021.33852.2255 (in Persian)

Alberola, E., Cantu, C., Cavallino, P., & Mirkov, N. (2021). Fiscal Regimes and the Exchange Rate. *Monetary and Economic Department*. Availbale at: https://www.bis.org/

Alexander, S. S. (1952). Effects of a Devaluation on a Trade Balance. *International MonetaryFund Staff Papers*, 2(5), 78-263. Doi:10.5089/9781451949391.024

Ansarinasab, M., & Pas, P. (2022). Investigating he 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. Doi: 10.22055/jqe.2020.31521.2166 (in Persian)

Aslanidis, N., & Xepapadeas, A. (2008). Regime Switching and the Shape of the Emission-Income Relationship. *Economic Modelling*, 25(4), 731-739. Doi: 10.1016/J.ECONMOD.2007.11.002

Barbone, L., & Rivera-Batiz, F. (1987). Foreign Capital and the Contractionary Impact of Currency Devaluation with an Application to Jamaica. *Journal of Development Economics*, 26(11), 1–15. Doi: 10.1016/0304-3878(87)90047-2

Bass, T., & Belke, A. (2018). Oil Price Shokes, Monetory Policy and Current Account Imbalances Within a Currency Union. *Working Doucument*, 2018(01). Availbale at: www.ceps.eu.

Beck, T. (2003). Financial Dependence and International Trade. *Review of International Economics*, 11(2), 296-316. Doi: 10.1111/1467-9396.00384

Becker, B., & Greenberg, D. (2005). Financial Dependence and International Trade. *University of Illinois at Urbana-Champaign mimeo*.

Bruno, M. (1979). Stabilization and Stagflation in a Semi-Industrialized Economy, In R. Dornbusch & J. Frankel (Eds.). *International Economic Policy, Baltimore, MD: Johns Hopkins University Press*. Availbale at: https://www.econbiz.de/eb/en/hilfe-datenbanken

Clements, M.P., & Krolzig, H.M. (2002). Can an Oil Shocks Explain Asymmetries in the US Business Cycle?. Journal of Sppringer economics, 27(2), 185-204. Doi: 10.1007/978-3-642-51182-0_3

Delavari, M., & Karimi Kia, A. (2007). The Analysis of Fiscal Policy's Effects on Iran’s Trade Account with Emphasis on Government Expenditure. *Economics Research*. 4(43), 145-174. Availbale at: https://dorl.net/dor/20.1001.1.00398969.1387.43.4.6.9 (in Persian)

Derakhshan, M. (1995). Econometrics , First Volume: Single Equations with Classic Assumptions, Second Part. *Tehran, Samt Publications, Sixth Edition.* (in Persian)

Diaz-Alejandro, C. F. (1963). Note on the Effect of Devaluation and Redistributive Effect, *Journal of Political Economy*, 71(23), 577–580. Availbale at: https://www.journals.uchicago.edu/doi/abs/10.1086/258816

Dornbusch, R. (1988). Open Economy Macroeconomics, 2nd ed., *New York*.

Drama , B. (2010).The Effects of Real Exchange Rate on Trade Balance in Cote d,Ivoire: Evidence from the Cointegration Analysis and Error-Correction Models. *Shanghai University*, 218(10), 20-37. Available at: https://mpra.ub.uni-muenchen.de/21810/

Engle, R. (2004). Risk and Volatility: Econometric Models and Financial Practice, *American Economic Review*, 94(11), 405-420. Doi: 10.1257/0002828041464597

Fetros, M.H., Soheili, K., Timouri, B., & Heydari, S. (2014). Investigating the Impact of Monetary Policies on the Trade Balance in the Oil-Rich Countries of the Persian Gulf. *Journals of Economic Development Research*, 5 (17), 43-62. DOR: 20.1001.1.22287736.1401.22.66.6.1 (in Persian)

Fleming, J. M. (1962). Domestic Financial Policies under Fixed and under Floating Exchange Rates, *IMF Staff Papers*, 9(3), 369–379. Available at: https://www.elibrary.imf.org/view/journals/024/1962/003/article-A004-en.xml

Glosten, L. R., Jaganathan, R., & Runkle, D. (1993). On the Relation Between the Expected Value and the Volatility of the Nominal Excess Return on Stocks. *Journal of Finance*, 48(51), 1779–1801. Doi: 10.1111/j.1540-6261.1993.tb05128.x

Gomez, D. M., & Alvarez-Ude, G. F. (2006). Exchange Rate Policy and Trade Balance: A Cointegration Analysis of the Argentine. *Applied Economics, Taylor & Francis Journals*, 41(20), 2571-2582. Available at: https://mpra.ub.uni-muenchen.de/151/1/MPRA_paper_151.pdf

Guittian, M. (1976). The Effects of Changes in the Exchange Rate on Output, Prices and the Balance of Payments. *Journal of International Economics*, 6(3), 65–74. Available at:

https://www.elibrary.imf.org/downloadpdf/journals/001/2003/200/001.2003.issue-200-en.pdf

Gust, CH., & Nathan, SH. (2006). The Adjustment of Global External Imbalances: Does Partial Exchange Rate Pass-Through to Trade Prices Matter?, Board of Governors of the Federal Reserve System. *International Finance Discussion*, 11(23), 850-883. Available at: https://www.elibrary.imf.org/downloadpdf/journals/024/2009/002/024.2009.issue-002-en.xml

Gylfason, T., & Risager, O. (1984). Does Devaluation Improve the Current Accoount?. *European Economic Review*, 3(25), 37-64. Doi: 10.1016/0014-2921(84)90071-0

Gylfason, T., & Schmid, M. (1983). Does Devaluation Cause Stagflation?. *Canadian Journal of Economics*, 16(4), 641–654. Doi: 10.2307/135045

Hamilton, J.D. (1983). Oil and the Macroeconomy Since World War II. *Journal of Political Economy*. 91(8), 228–248. Doi: 10.1086/261140

Hamilton, J.D. (1996). What Happened to the Oil Price-Macro Economy Relationship?. *Journal of Monetary Economics*, 38(2), 215-220. Doi: 10.1016/S0304-3932(96)01282-2

Hamilton, J.D. (2003). What Is an Oil Shock*?. Journal of Economics*, 113(19), 363-398. Doi: 10.1016/S0304-4076(02)00207-5

Hamilton, J.D. (2005). Regime-Switching Models. Department of Economics. University of California, San Diego, La Jolla, CA, *Palgrave Dictionary of Economics.* Available at: https://econweb.ucsd.edu/~jhamilto/palgrav1.pdf

Hirschman, A. O. (1949). Devaluation and the Trade Balance: A Note. *Review of Economics and Statistics*, 31(9), 50–53. Doi: 10.2307/1927193

Hjortsoe, I., Weale, M., & Wieladek, T. (2018). How Does Financial Liberalisation Affect the Influence of Monetary Policy on the Current Account?. *Journal of International Money and Finance*, 85(14), 93-123. Doi: 10.1016/j.jimonfin.2018.03.015

Ito, K. (2010). The Impact of Oil Price Volatility on Macroeconomic Activity in Russia. *Economic Analysis Working Papers*, 9(13), 1-21. Available at: https://www.researchgate.net/publication/46542010_The_Impact_of_Oil_Price_Volatility_on_Macroeconomic_Activity_in_Russia

Ivrendi, M., & Guloglu, B. (2010). Monetary Shocks, Exchange Rates and Trade Balances: Evidence from Inflation Targeting Countries. *Economic Modelling*, 20(27), 1144-1155. Doi: 10.1016/j.econmod.2010.03.005

Kandil, M., Berument, H., & Nergiz Dincer. N. (2007). The Effects of Exchange Rate Fluctuations on Economic Activity in Turkey. *Journal of Asian Economics*, 18(9), 466-489. Doi: 10.1016/j.asieco.2006.12.015

Kavand, A., & Hassanvand, D. (2012). Investigating the Effect of Financial Development on the Supply of Non-Oil Exports Using the ARDL Model: The Case of Iran. *Quarterly Journal of Applied Economic Studies Iran (AESI)*, 2 (7), 173-195. https://dorl.net/dor/20.1001.1.23222530.1392.2.7.9.0 (in Persian)

Kazeroni, A., & Mojiri, H. (2010). The Impact of Domestic Currency Depreciation on the Bilateral trade Balance of Iran whit Her Six Major Trading Partners. *Iranian Economic Research*, 15 (45), 77-102. Available at: https://www.sid.ir/paper/2761/fa (in Persian)

Khodavisi, H., Ezati Shorogli, A., & Najarghab, S. (2018). Investigating the Nature of Keynesian or Non-Keynesian Effect of Fiscal Policy on Private Consumption: An Application of the Asymmetric-TVAR Model. *Quarterly of Applied Economics Studies of Iran*, 8 (29), 157-183. Doi: 10.22084/aes.2018.16638.2669 (in Persian)

Krugman, P., & Taylor, L. (1987). Contractionary Effects of Devaluation. *Journal of International Economics*, 8(7), 445–456. Available at: https://www.semanticscholar.org/paper/Contractionary-effects-of-devaluation-Krugman-0Taylor/48f5900f925e61771eba41e9e981258e7f941543

Lane, P.R. (2001). The New Open Economy Macroeconomics: A Survey. *Journal of International Economics*, 19(54), 235–266.Doi: 10.1016/S0022-1996(00)00073-8

Lian Tan, A., Mooi Lim, SH., Shin Koong, S., & Yin Koay, Y. (2011). Exchange Rate Current Account: Are They Co-Integrated Symmetrically or Asymmetrically?. *Annual Summit on Business and Entrepreneurial Studies.*

Makyian, S. N., Samadi, A. H., Amareh, J. (2022). Investigating the Cyclical Status of Monetary and Financial Policies in Iran. *Quarterly Journal of Quantitative Economics (JQE)*, 18(4), 67-92. Doi: 10.22055/jqe.2020.31264.2157 (in Persian)

Ming Kuan, Ch. (2002). Lecture on the Markov Switching Model. *Institute of Economics*, Academia Sinica, Taipei 115, Taiwan.

Moghadasi, R., & Alishahi, M. (2006). A Study of Factors Affecting Iran's Share in the Global Market of Agricultural Products (A Case Study of Pistachios and Raisins). *Quarterly Journal of Agricultural Sciences*, 1(13), 21-37. Available at: https://www.sid.ir/paper/7699/fa (in Persian)

Mundell, R. A (1962). Capital Mobility and Stabilisation Policy under Fixed and Flexible Exchange Rates. *Canadian Journal of Economic and Political Science*, 29(4), 475-485. Available at: http://links.jstor.org/sici?sici=0315-4890%28196311%2929%3A4%3C475%3ACMASPU%3E2.0.CO%3B2-I

Nizamani, A., Abdul Karim, Z., Zaidi, M.A.S., & Khalid, N. (2016). The Effects of Monetary Policy Shocks & Exchange Rate on the Trade Balance of Pakistan. *Prosiding Perkem Ke*, 11(2), 606 – 615. Available at: https://publisher.unimas.my/ojs/index.php/IJBS/article/view/3148/1123

Osisanwo, B.G., Tella, SH.A., & Adesoye, B,A. (2019). The Empirical Analysis of Monetary Policy on Balance of Payments Adjustments in Nigeria: A Bound Testing Approach. *Iranian Economic Reviwe*, 23(1), 129-147. Available at: https://ier.ut.ac.ir/article_69102_d480ea96c1e0ea74a967590ba33c495a.pdf

Saadati, A., Honarmandi, Z., & Zarei, S. (2020). Real Exchange Rate Shocks and Export-Oriented Businesses in Iran: An Empirical Analysis Using NARDL Model. *Munich Personal Repec Archive*, 101(554): 222-251. http://dorl.net/dor/20.1001.1.17356768.1397.18.4.2.5 (in Persian)

Shajari, H., Tayebi, S.K., & Jalai, A. (2006) Exchange Rate Transition and Its Relationship with Monetary Policies and the Degree of Openness of the Economy in Iran Using Neutral Fuzzy Systems Method. *Economics Research*, 8(26), 153-179. Available at: https://www.sid.ir/paper/2669/fa (in Persian)

Shirin Bakhsh, S. (1996). Effects of Monetary Policy on Investment and Employment. *Journal of Economic Research (JOER)*, 5(4), 263-273. Available at: https://www.sid.ir/paper/66955/fa (In Persian)

Souri, A. (2015), Advanced Econometrics. second volume. *Cultural Studies Publication*. (in Persian)

Sugiharti, L., Esquivias, M., A., & Setyorani, B. (2020). The Impact of Exchange Rate Volatility on Indonesia's Top Exports to the Five Main Export Markets. *Journal of Heliyon*. 6(1), 31-41. Doi: 10.1016/j.heliyon.2019.e03141

Syarifuddin, F., Achsani. N.Z., Hakim, D.B., & Bakhtiar. T. (2014). Monetary Policy Response on Exchange Rate Volatility in Indonesia. *Journal of Contemporary Economic and Business Issues*, 1(2), 35-54. Available at: http://hdl.handle.net/10419/147457

Tayeb Nia, A., & Fouladi, M. (2009). The Effects of Increases in Word Prices on Domestic Price Level, Current Account and Exchange Rate, A CGE Model Approach. *Journal of Economic Research (JOER)*,, 89(5), 157-184. Available at: https://dorl.net/dor/20.1001.1.00398969.1388.44.4.7.7 (in Persian)

Valibeigi, H., Yavari, K., Ebrahimi, E., Sahabi, B. (2016). Analyzing the Effect of Monetary and Financial Policies on Iran's Foreign Trade Using DSGE Approach. *Iranian Journal of Trade Studies*, 21(83), 1-34. https://dorl.net/dor/20.1001.1.17350794.1396.21.83.1.7 (in Persian)

Van Wijnbergen, S. (1989). Exchange Rate Management and Stabilization Policies in Developing Countries. *Journal of Development Economics*, 23(5), 227–247. Doi: 10.5089/9781557753649.071

Wong, K. M., & Chong, T. T. L. (2016). Does Monetary Policy Matter for Trade?. *International Economics*, 147(34), 107-125. Available at: https://scholars.hkbu.edu.hk/en/publications/does-monetary-policy-matter-for-trade-2

Yavari, K., & Mozayani, A.H. (2004). Monetary Overshooting of Exchange Rate: Case of Iran Aazem. *Journal of Economic Studies and Policies*, 35(3), 99-128. Available at: https://economic.mofidu.ac.ir/article_47898.html (in Persian)

فصلنامه‌ی اقتصاد مقداری (بررسی‌های اقتصادی سابق) زمستان ۱۴۰۲ ۲۰(۴) ۱۷۹-۱۴۶

فصلنامه‌ی اقتصاد مقداری

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

اثر تروریسم بر رشد اقتصادی در کشورهای منتخب خاورمیانه: رویکرد اقتصادسنجی فضایی تابلویی

مجتبی کفایت*، مهرزاد ابراهیمی**، هاشم زارع**، عباس امینی فرد**

** دانشجوی دکتری گروه اقتصاد، واحد شیراز، دانشگاه آزاد اسلامی، شیراز، ایران.*

*** استادیار گروه اقتصاد، واحد شیراز، دانشگاه آزاد اسلامی، شیراز، ایران. (نویسنده‌ی مسئول)*

**** استادیار و عضو هیئت علمی گروه اقتصاد، واحد شیراز، دانشگاه آزاد اسلامی، شیراز، ایران.*

***** استادیار و عضو هیئت علمی گروه اقتصاد، واحد شیراز، دانشگاه آزد اسلامی، شیراز، ایران.*

اطلاعات مقاله	طبقه‌بندی JEL: C23, F52, H1, O4.
تاریخ دریافت: ۱۰ اسفند ۱۳۹۹ تاریخ بازنگری: ۳۰ مرداد ۱۴۰۰ تاریخ پذیرش: ۳ مهر ۱۴۰۰	واژگان کلیدی: تروریسم، رشد اقتصادی، خاورمیانه، اقتصادسنجی فضایی.
ارتباط با نویسنده (گان) مسئول: ایمیل: ebrahimi@iaushiraz.ac.ir 0000-0002-0986-509X	آدرس پستی: شیراز، دانشگاه آزاد اسلامی، دانشکده علوم اقتصادی و اداری، گروه اقتصاد

اطلاعات تکمیلی:

این مقاله برگرفته از رساله‌ی دکتری آقای مجتبی کفایت در رشته اقتصاد به راهنمایی دکتر مهرزاد ابراهیمی در دانشگاه آزاد اسلامی شیراز است.

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

یکي از بسترهاي مهم رشد اقتصادي است ایجاد امنیت است و مهم‌ترین اثرات اقتصادي امنیت در پدیده سرمایه‌گذاري و رشد اقتصادي نمایان می‌گردد. تروریسم و تبعات ناشی از آن فراتر از جنبه‌های ترس، وحشت و خسارت‌های جانی و مادی است. تروریسم دارای تاثیرات منفی بر بخش گردشگری، سرمایه‌گذاری، تجارت بین-الملل، امنیت، انرژی و در نهایت رشد اقتصادی دارد. هدف این پژوهش بررسی اثر تروریسم بر رشد اقتصادی در کشورهای منتخب خاورمیانه با رویکرد اقتصادسنجی فضایی تابلویی طی بازه زمانی ۱۹۸۰-۲۰۱۹ است. پیش از تخمین مدل فضایی، با استفاده از آزمون‌های وابستگی تشخیصی فضایی موران و جری سی، اثرات سرریز فضایی مورد تایید قرار گرفت. بر اساس نتایج به‌دست آمده، تروریسم و اثرات مجاورت آن، اثری معنی‌دار و منفی بر توسعه اقتصادی کشورهای مورد مطالعه دارد. نتایج تحقیق حاکی از آن می‌باشد که فعالیت‌های تروریستی به‌عنوان یک متغیر مهم در مطالعات منطقه‌ای رشد، در کشورهای مجاور با کشورهای درگیر فعالیت‌های تروریستی باید لحاظ شود (اثرات سرریز فضایی). همچنان با توجه به سایر نتایج، مشاهده شده است که اعتبارات بانکی، سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و تجارت خارجی تاثیری معنادار و مثبت بر رشد اقتصادی دارند در حالی‌که نرخ تورم دارای رابطه منفی و معنی‌داری با رشد اقتصادی کشورها دارد.

ارجاع به مقاله:

کفایت، مجتبی.، ابراهیمی، مهرزاد.، زارع، هاشم و امینی فرد و عباس. (۱۴۰۲). اثر تروریسم بر رشد اقتصادی در کشورهای منتخب خاورمیانه با رویکرد اقتصادسنجی فضایی تابلویی، فصلنامه اقتصاد مقداری (بررسی‌های اقتصادی سابق)، ۲۰(۴)، ۱۷۹-۱۴۶.

doi 10.22055/jqe.2021.36790.2352

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

۱- مقدمه

توزیع رشد و سرمایه جهانی[1] به عوامل اجتماعی، مالی و سیاسی بستگی دارد. شرکت‌های چند ملیتی، در زمان سرمایه‌گذاری در خارج از کشور، ثبات سیاسی کشور میزبان را در نظر می‌گیرند. شرایط اجتماعی، اقتصادی و سیاسی کشور میزبان، میزان سرمایه‌های خارجی را تا حد زیادی تعیین می‌کند. از این‌رو، کشورهای میزبان تلاش زیادی برای اطمینان از ثبات سیاسی و جذاب شدن برای شرکت‌های چند ملیتی و سرمایه‌گذاران خارجی انجام می‌دهند. طی دهه گذشته، بی‌ثباتی سیاسی، ناامنی، درگیری‌ها و تروریسم به‌طور قابل توجهی افزایش یافته است (Bandyopadhyay, 2014). مفهوم امنیت[2] طی زمان تکامل یافته و نگرش‌ها نسبت به امنیت تغییر یافته است. امنیت در گذشته به مفهوم ساده عدم وجود برخوردهای نظامی، به‌کار می‌رفت. اما امروزه مفهوم امنیت به تدریج توسعه و تکامل یافته و از معنای سنتی ساده خود که بر روی ابعاد نظامی، منازعات میان کشورها و تهدیدهای مرزی متمرکز بود، فاصله گرفته است. در مفهوم امروزی، امنیت بسیاری از جنبه‌ها مانند ابعاد سیاسی، اجتماعی، فرهنگی، اقتصادی و زیست محیطی را در بر می‌گیرد (Abdaie & Javier, 2008). فعالیت‌های تروریستی یک متغیر مهم در مطالعات امنیت است و مخل تمام انواع مختلف امنیت (انسانی، ملی و اقتصادی) به‌شمار می‌رود. علاوه بر این، به‌دلیل افزایش چشم‌گیر حملات تروریستی طی دو دهه اخیر، اقتصادهای میزبان در بهبود وضعیت سیاسی، اجتماعی و اقتصادی از طریق کاهش درگیری‌های خارجی و حملات تروریستی اقدامات گسترده‌ای انجام داده‌اند. پایگاه جهانی اطلاعات تروریسم[3]، کاربرد واقعی از نیروی غیرقانونی و خشونت آمیز توسط یک گروه یا شخص غیردولتی برای رسیدن به یک هدف مذهبی، سیاسی، اجتماعی یا اقتصادی از طریق اجبار، ترس یا ارعاب را تروریسم تعریف می‌کند (Global Terrorism Database, 2018). اهداف فعالیت‌های تروریستی ایجاد اثرات روانی و فراتر از کشت و کشتار است (Lutz, 2014).

---

[1] Distribution of Global Capital

[2] Security

[3] Global Terrorism Database

در سال‌های اخیر استفاده از تروریسم برای پیش‌برد یک هدف سیاسی شتاب بیشتری گرفته است. به‌طور عمده تروریسم مدرن با افزایش جنبش‌های ملی‌گرا پس از جنگ جهانی دوم در امپراتوری‌های قدیمی قدرت‌های اروپایی آغاز شد. نقطه عطف در تاریخ جهان حملات ۱۱ سپتامبر ۲۰۰۱ و آغاز جنگ علیه تروریسم بود. تهاجم به افغانستان جنگ بعدی در مورد تروریسم در سال ۲۰۰۱ و عراق در سال ۲۰۰۳ شد (Liu & Partt, 2017). حملات تروریستی بر اقتصاد یک کشور می‌تواند بسیار گسترده باشد که منجر مشکلات اقتصادی و اجتماعی، بیکاری، بی‌خانمانی، جرم شود. نبود تروریسم و اثرات آن پیش‌شرطی است که به‌طور کلی برای سرمایه‌گذاری در مقصد پذیرفته شده است (Sonmez, 1986).

جدول ۱. تعداد حملات و کشته‌شدگان حوادث تروریستی
مأخذ: پایگاه جهانی تروریسم

Tabel 1. The number of attacks and victims of terrorist incidents
Source: Global Terrorism Database

منطقه	کل حملات	درصد از کل حملات	کل کشته‌شدگان	درصد از کل کشته‌شدگان
خاورمیانه و شمال آفریقا	۳۷۸۰	۰/۳۵	۱۰۸۱۹	۰/۴۱
جنوب آسیا	۳۴۳۰	۰/۳۱	۷۶۶۴	۰/۲۹
صحرای جنوبی آسیا	۱۹۷۰	۰/۱۸	۶۷۱۲	۰/۲۵
جنوب شرق آسیا	۱۰۲۰	۰/۰۹	۸۱۱	۰/۰۳
آمریکای جنوبی	۲۹۱	۰/۰۳	۸۳	۰/۰۱
آمریکای شمالی	۱۷۲	۰/۰۲	۱۰۱	۰/۰۰۵
سایر مناطق	۲۳۷	۰/۰۲	۱۵۴	۰/۰۰۵
کل	۱۰۹۰۰	۰/۱۰۰	۲۶۴۴۵	۰/۱۰۰

جدول ۱ برای بازه زمانی (۲۰۰۰-۲۰۱۸) نشان می‌دهد که تمرکز فعالیت‌های تروریستی و کشته‌شدگان ناشی از این حملات در منطقه خاورمیانه، شمال آفریقا و صحرای جنوبی آسیا بوده است. جنگ سوریه و ظهور گروه تروریستی داعش در سوریه و عراق نیز اتفاقی بود، که بر تعداد حوادث و کشته‌شدگان حملات تروریستی افزود. سوریه، عراق، افغانستان،

سودان جنوبی و پاکستان شاهد بیشترین تعداد حملات و کشته‌شدگان حملات تروریستی بوده‌اند.

بر اساس توضیحات فوق، این تحقیق به‌دنبال بررسی این موضوع است که تروریسم چه تاثیری بر رشد اقتصادی کشورهای خاورمیانه[۴] دارد یا همچنین، آیا تاثیر تروریسم بر رشد اقتصادی کشورهای فوق دارای اثرات فضایی است یا نه؟ به‌منظور پاسخ به سوالات مذکور در قسمت بعدی مبانی نظری و پیشینه تحقیق مورد بررسی قرار می‌گیرد. در ادامه با بیان روش تحقیق، داده‌های تابلویی پویایی فضایی و مدل تحقیق تشریح می‌گردد. در بخش پنجم نتایج تجربی مدل ارائه و در نهایت در بخش ششم به جمع‌بندی و ارائه پیشنهادات خواهیم پرداخت.

۲- چارچوب نظری

۲-۱-۲- تعریف رشد اقتصادی[۵]

افزایش در تولید ناخالص ملی، داخلی یا مقدار سرانه آن به‌معنای رشد اقتصادی می‌باشد. آوردن مطلبی به‌عنوان مبانی نظری رشد اقتصادی کار مشکلی است چراکه با توجه به گسترده‌گی و پیچیدگی این متغیر اقتصاد کلان نمی‌توان مفهوم ساده‌ای را در این باره بیان نمود تا آن‌جا که لوکاس[۶] (۱۹۸۸) معتقد است که «هنگامی که اندیشیدن به رشد را آغاز می‌کنیم، فکر کردن به چیز دیگری مشکل می‌شود. عوامل متعددی با مرور ادبیات مربوط به رشد اقتصادی موثرند که مهم‌ترین آن‌ها نیروی‌کار، سرمایه و پیشرفت تکنولوژی است.

۲-۱-۳- تعریف تروریسم

از دیدگاه پایگاه جهانی اطلاعات تروریسم[۷]، تروریسم را استفاده واقعی از نیروی غیرقانونی و خشونت‌آمیز توسط یک شخص یا گروه غیردولتی برای رسیدن به یک هدف سیاسی، اقتصادی، مذهبی یا اجتماعی از طریق ترس، اجبار یا ارعاب به‌صورت تهدید تعریف می‌کند

---

[۴] کشورهای موردی برای خاورمیانه عبارت‌اند از: ایران، عربستان، مصر، لبنان، سوریه، عراق، کویت، امارات و یمن می‌باشند.

[5] Economic Growth

[6] Lucas

[7] Global Terrorism Database

(Global Terrorism Database, 2018). تروریسم جهانی در جامعه امروز، به یک واقعیت تبدیل شده است. ساندلر و اندرس[8] (۲۰۰۲) تروریسم را استفاده یا تهدید به استفاده از خشونت‌های غیر رسمی برای دست‌یابی به اهداف سیاسی از طریق ارعاب یا ترس هدایت‌شده به یک مخاطب بزرگ تعریف کرده‌اند. به‌عبارتی، یک هدفی سیاسی وجود دارد که اقدامات تروریستی برای رسیدن به آن طراحی شده است. در فعالیت‌های تروریستی هدف اصلی کوتاه‌مدت بی‌ثباتی اقتصادی است. به‌معنای دست‌یابی به این هدف حملات تروریستی (مانند بمب‌گذاری و ترور) است. توزیع مجدد قدرت و ثروت از اهداف سیاسی بلندمدت چنین حملات تروریستی است. بنابراین اهداف کوتاه‌مدت و بلندمدت تروریست‌ها با هدف ایجاد ناامنی موجب کاهش سرمایه‌گذاری در کشور هدف شده و جریان ورودی آن را به‌صورت منفی تحت تاثیر قرار می‌دهد.

در کشورهای در حال توسعه رشد اقتصادی دغدغه اصلی سیاست‌گذاران و متفکران اقتصادی می‌باشد. شناخت ابزار و عوامل موثر بر رشد اقتصادی در این میان ضروری بوده و بررسی‌های عمیق‌تری را می‌طلبد. اهمیت شناخت عوامل موثر در رشد و توسعه کشورها در جهان رو به رشد امروز، انکارناپذیر است. میزان اثر بخشي و شناخت این عوامل مي‌تواند گامي مهم در جهت تسریع رشد و توسعه باشد. تسریع در رشد اقتصادی، تمایلی است که در کشورهای در حال توسعه وجود دارد (Gupta, 2004). اقتصاددانان به‌دنبال پاسخ‌گویی به این سوال اصلی هستند که دلایل تفاوت رشد اقتصادی کشورهای جهان چیست؟ در بررسی عوامل موثر بر رشد اقتصادی می‌توان به دو گروه از علل اشاره نمود. گروه اول، مربوط به عوامل مستقیم[9] مانند انباشت سرمایه‌های انسانی و فیزیکی و گروه دوم شامل عوامل نهایی[10] همچون نهادها، سرمایه‌ی اجتماعی و غیره هستند (Samadi, S & Bayani, A, 2011). در رابطه با عوامل سیاسی وضعیت کشورهای در حال توسعه کمی متفاوت از وضعیت و عملکرد آنها در مورد عوامل اقتصادی است، به‌ویژه، در برابر عوامل نامطلوب ساختار داخلی اقتصادی کشورها بسیار ضربه‌پذیر است. بی‌ثباتی سیاسی به‌عنوان مهم‌ترین عامل داخلی، نزدیک‌ترین تعامل را با مفهوم امنیت اقتصادی در تأثیرگذاری بر عملکرد

---

[8] Enders and Sandlers

[9] Proximate

[10] Ultimate

متغیرهای کلان اقتصادی از جمله تولید دارد. نااطمینانی که در فضای بی‌ثباتی سیاسی و انجام رفتارهای خشونت آمیز (از قبیل فعالیت‌های تروریستی) در کشورهای در حال توسعه پدید می‌آید، موجب عدم توانایی کشور در جذب موفق سرمایه‌های خارجی، فرار سرمایه و کاستن از سرمایه‌گذاری‌ها می‌گردد. از جمله شاخص‌های بی‌ثباتی سیاسی که به‌عنوان یکی از مسائل حساس جامعه بین‌الملل مخصوصاً کشورهای در حال توسعه مطرح شده و آثار آن بر تحولات روابط اقتصادی و سیاسی بین‌الملل گسترده است پدیده تروریسم می‌باشد (Anwar, 2014). در همین زمینه، عاصم اوغلو[11] (۲۰۰۱)، معتقد است با وجود نهادهای کاراتر و بهتر، سرمایه‌گذاری بیشتری در زمینه سرمایه‌های فیزیکی و انسانی، امنیت، بهبود در حقوق مالکیت و انحراف‌های کمتر در سیاست‌ها صورت خواهد گرفت. در میان متغیرهای موثر بر رشد و سرمایه‌گذاری، امنیت یک مقوله کلیدی است. امنیت مفهومي پیچیده است و به‌دلیل وجود شاخص‌هاي کیفي تشکیل‌دهنده و پیچیدگي آن، چه از لحاظ نظری و چه از لحاظ تجربی، محل اختلاف است. تروریسم، یک عامل اساسی برهم زننده امنیت اقتصادی و اجتماعی است.

تاثیر تروریسم بر رشد اقتصادی عمدتا از طریق تاثیر تروریسم بر جریان سرمایه‌گذاری ورود توریسم و امنیت اقتصادی شرح داده می‌شود. فعالیت‌های تروریستی یک متغیر مهم در مطالعات امنیت است و مخل تمام انواع مختلف امنیت (انسانی، ملی، اقتصادی) به‌شمار می‌رود. علاوه بر این، به‌دلیل افزایش چشم‌گیر حملات تروریستی در دو دهه اخیر، اقتصادهای میزبان در بهبود وضعیت سیاسی، اجتماعی و اقتصادی از طریق کاهش درگیری‌های خارجی و حملات تروریستی اقدامات گسترده‌ای انجام داده‌اند. (Anderson & Carter, 2004).

تروریسم بر تصمیم‌گیری مصرف‌کنندگان و سرمایه‌گذاران از اهمیت ویژه‌ای برخوردار است. حملات تروریستی می‌تواند به‌عنوان یک اختلال در مقاصد جدید و مکان‌های درگیری مورد توجه قرار گیرد؛ زیرا سرمایه‌گذاران بر اساس ترجیحات خود و همچنین برای آرامش، محیط‌های اجتماعی صلح‌آمیز را ترجیح می‌دهند (Neumayer, 2004). تروریسم همچنین تاثیرات منفی بر عوامل تولید (مانند سرمایه و کار) است. علاوه

[11] Acemoglu

بر این، تلفات تروریسم موجب ایجاد نااطمینانی و بی‌ثباتی در اقتصاد می‌گردد و تصمیمات سرمایه‌گذاری را بی‌ثبات و بر ورود سرمایه اثر منفی می‌گذارد. مجموع این عوامل تاثیر منفی بر توسعه اقتصادی از طریق اخلال در تجارت، بی‌ثباتی در تولید و جذب سرمایه خارجی به کشور می‌شود (Koh, 2007).

سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی[12] یکی از مولفه‌های اصلی توسعه اقتصادی است و جریان آن تاثیرات بزرگی بر اقتصاد یک کشور دارد. به‌عبارت دیگر، فعالیت‌های تروریستی امنیت و اعتماد سرمایه‌گذاران را به کشورهای در معرض فعالیت‌های تروریستی کاهش می‌دهد و جریان سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی را کاهش می‌دهد. از سوی دیگر، هزینه‌های امنیتی ضد تروریستی که بر اقتصاد تحمیل می‌شود، پتانسیل اقتصادی را کاهش می‌دهد. اثرات اقتصادی تروریسم بین‌المللی را می‌توان در کوتاه‌مدت و بلندمدت تحلیل کرد. در کوتاه‌مدت تروریسم منجر به زیان‌های مالی، تلفات و ایجاد یک محیط سرمایه‌گذاری ناامن می‌شود و در بلندمدت، تروریسم بین‌المللی با افزایش هزینه‌های امنیتی ملی و فعالیت‌های ضد تروریستی سبب انحراف منابع سرمایه‌گذاری به سمت این هزینه‌ها و افزایش مالیات می‌شود. یکی از مهم‌ترین عوامل برای تصمیم‌گیری در مورد سرمایه‌گذاری در یک منطقه یا کشور، عدم وجود فعالیت‌های تروریستی در آن منطقه یا کشور است (Bandyopadhyay, 2014). تعدد حوادث تروریستی در یک منطقه خاص، تمایل به سرمایه‌گذاری در آن منطقه را کاهش می‌دهد. شرکت‌های چند ملیتی به‌دلیل ناامنی و بی‌ثباتی ناشی از حملات تروریستی، از سرمایه‌گذاری در این مناطق تا حد زیادی اجتناب می‌کنند (Bandyopadhyay, 2014). تروریسم همچنین می‌تواند منبعی برای تحمیل هزینه‌های مستقیم برای کشورها باشد. اهداف تروریست‌ها از این فعالیت‌ها، دارای تاثیرات منفی بلندمدت بر جامعه است. اثرات اقتصادی یک اقدام تروریستی می‌تواند تا چندین سال پس از حمله تروریستی وجود داشته باشد (Gold, 2009). تحقیق ابادی و گاندزاب[13] (۲۰۰۳) در زمینه بینش نظری به فعالیت‌های تروریستی نشان داده است که تروریسم موجب افزایش ناامنی جهانی و تاثیر منفی بر توزیع و انتقال سرمایه و سرمایه‌گذاری در

[12] Foreign Direct Investment

[13] Abadie & Gandeazab

کشورهای مختلف می‌شود. تاوارس[14] (۲۰۰۴) در تحقیق خود نشان داد که افزایش فعالیت‌های تروریستی بین‌المللی بر توسعه اقتصادی کشورهای در معرض خطر تروریسم نیز تأثیر می‌گذارد. وی نشان داد که فعالیت‌های تروریستی شدید، منجر به کاهش مالیات و درآمد کل دولتی در برخی کشورها شده است و اثرات منفی بر خدمات عمومی و سرمایه‌گذاری دولتی داشته است (Pizam & Fleisher, 2009).

خاورمیانه از جمله مناطقی است که دارای تنوع قومی و دینی گسترده‌ای است. سهم بالای تامین انرژی نیز تمرکز قدرت‌های منطقه‌ای و فرامنطقه‌ای را در این منطقه سبب شده است. طی سال‌های اخیر سهم بالایی از حملات تروریستی در خاورمیانه شکل گرفته است که علاوه بر زیان‌های انسانی، اثرات بزرگ و منفی بر سرمایه‌گذاری، گردشگری و رشد اقتصادی در کشورهای خاورمیانه گذاشته است. بنابراین شناسایی اثر فعالیت‌های تروریستی بر رشد اقتصادی این کشورها در سیاست‌گذاری‌های اقتصادی و امنیتی این کشورها مهم و ضروری است و اثرات متقابل حملات تروریستی را در رشد اقتصادی کشورهای مجاور نیز در نظر گرفت (سرریز فضایی).

در این خصوص تابلر[15] اولین تئوری جغرافیایی را با این مضمون بیان کرده است که «همه چیز به همه چیز ارتباط دارد، اما چیزهای نزدیکتر ارتباط بیشتری نسبت به چیزهای دورتر دارند». طبق این نظریه هیچ منطقه‌ای ایزوله نبوده و همیشه هر منطقه با توجه به ارتباط آن با سایر مناطق در حال رشد و توسعه است. عناصر، محصولات، دانش و اطلاعات به طور مداوم در حال مبادله با یکدیگر هستند. هزینه این مبادله با فاصله، رابطه مستقیم دارد. بنابراین تعامل بین مناطق با موقعیت‌های مکانی نزدیک‌تر معنی‌دار است. با در نظر گرفتن اثرات سرریز و وابستگی فضایی، حالت پایدار یک منطقه هم به پارامترهای ساختاری خود منطقه و هم به پارامترهای ساختاری مناطق مجاور آن نیز بستگی خواهد داشت (Pfaffermayr, 2009).

---

[14] Tavares

[3] Tabler

با عنایت به مطالب فوق، در بررسی تاثیر تروریسم بر رشد اقتصادی کشورهای خاورمیانه با در نظر گرفتن اثرات فضایی نتایج دقیق‌تری را ارائه خواهد نمود و منجر به نتایج کامل‌تری در خصوص اثرات تروریسم در کشورهای هدف و کشورهای مجاور خواهد شد.

۳- پیشینه پژوهش

۳-۱- مطالعات خارجی

بلومبرگ و همکاران (۲۰۰۴) در مطالعه‌ای یک مقطع تلفیقی از ۱۷۷ کشور جهان برای سال‌های ۱۹۶۸ تا ۲۰۰۰ را مورد بررسی قرار دادند. نتایج مطالعه نشان می‌دهد که تروریسم تاثیر کمی بر رشد درآمد سرانه برای کل نمونه دارد در حالی‌که برای برخی از گروه‌ها این چنین نمی‌باشد. اثر تروریسم می‌تواند از طریق $\frac{I}{Y}$ کاهش یابد. درحالی‌که اثر تروریسم با G/Y برای برخی کشورها افزایش می‌یابد (Blomberg et al., 2004).

عمران و استیگلیتز (۲۰۰۵) در پژوهشی دیگر و در حوزه ثبات و رشد اقتصادی به بررسی اثر مالیات و ثبات سیاسی بر رشد اقتصادی در پاکستان طی دوره زمانی ۲۰۰۲-۱۹۷۹ به روش یوهانسن پرداخته‌اند. نتایج این مطالعه نشان داد که درآمد مالیاتی و ثبات سیاسی رابطه مثبت و معنی‌داری با رشد اقتصادی در دوره زمانی مورد مطالعه نداشته است (Emran & Estiglitz, 2005).

میشایل و بن (۲۰۰۷) در تحقیقی با استفاده از یک مدل پانل دیتا اثر ثبات سیاسی و تجارت خارجی در ۱۴۳ کشور طی دوره زمانی ۲۰۰۳-۱۹۹۵ بر رشد اقتصادی مورد مطالعه قرار دادند. نتایج حاصل از تحقیق آن‌ها نشان داد که ثبات سیاسی اثر مثبت بر رشد اقتصادی دارد (Michael & Ben, 2007).

گایبلو و ساندلر (۲۰۰۸) در مطالعه‌ای به بررسی اثرات تروریسم بر رشد اقتصادی در کشورهای آسیایی طی دوره زمانی۲۰۰۰-۱۹۷۰ با روش پانل دیتا پرداخته‌اند. نتایج این مطالعه با اثرات ثابت بیان‌گر اثر منفی تروریسم و بدهی‌های خارجی بر رشد اقتصادی در کشورهای مورد مطالعه بوده است، همچنین اثر باز بودن تجاری، سرمایه و ثبات سیاسی بر رشد اقتصادی مثبت و معنی‌دار بوده است (Gaibulloev & Sandler, 2008).

حیدر و همکاران (۲۰۱۵) در مطالعه‌ای به بررسی اثر ترویسم بر رشد اقتصادی پاکستان طی دوره زمانی ۲۰۱۲-۱۹۸۱ با روش ARDL پرداختند. تجزیه و تحلیل نتایج نشان می‌دهد که تروریسم اثر منفی بر رشد اقتصادی در پاکستان داشته است. بر اساس این

نتایج تروریسم مهم‌ترین عامل کاهش رشد اقتصادی در پاکستان است. از سایر نتایج تحقیق، باز بودن تجاری، سرمایه انسانی، جمعیت و سرمایه فیزیکی اثرات مثبتی بر رشد اقتصادی پاکستان داشته است (Heydar et al., 2015).

سینار (۲۰۱۷) در پژوهشی به بررسی اثرات تروریسم بر رشد اقتصادی با روش پانل دیتا طی دوره زمانی ۲۰۱۵-۲۰۰۰ در نمونه‌ای از ۱۴۰ کشور دنیا پرداخت. نتایج این مطالعه با اثرات ثابت نشان داده است که اثر تروریسم بر رشد اقتصادی منفی و معنی‌دار بوده است. همچنین اثر سایر متغیرهای مستقل بر رشد اقتصادی شامل، تشکیل سرمایه، سرمایه انسانی و سرمایه‌گذاری خارجی بر رشد اقتصادی مثبت و معنی‌دار بوده است (Çinar, 2017).

مبشره (۲۰۱۸) در مطالعه‌ای به بررسی اثر تعداد حوادث تروریستی بر رشد اقتصادی کشور پاکستان با رویکرد همجمعی ARDL طی دوره زمانی ۲۰۱۵-۱۹۸۰پرداخته‌اند. نتایج این مطالعه نشان داد که تعداد حوادث تروریستی اثر منفی و معنی‌داری بر رشد اقتصادی پاکستان داشته است. همچنین اثر هزینه‌های تحقیق و توسعه، ثبات سیاسی و مخارج سرمایه‌ای دولت اثرات مثبتی بر رشد اقتصادی پاکستان در دوره مورد مطالعه داشته است (Mubashra, 2018).

هامیدا و همکاران (۲۰۱۸) در تحقیقی به بررسی اثرات تروریسم بر رشد اقتصادی در پنج کشور در حال توسعه و شش کشور توسعه‌یافته طی دوره زمانی ۲۰۱۵ - ۲۰۰۸ پرداختند. برای تجزیه و تحلیل داده‌ها از روش پانل دیتا استفاده شده است. نتایج این مطالعه نشان داد که در هر دو گروه کشوری تروریسم اثر منفی بر رشد اقتصادی داشته است اما اثر آن در کشورهای در حال توسعه ماندگارتر است (Hamida et al.,2018).

خان (۲۰۱۹) در مطالعه‌ای به بررسی اثر تروریسم بر رشد اقتصادی در پاکستان طی دوره زمانی۱۹۷۰-۲۰۱۶ با روش ARDL پرداخت. نتایج این مطالعه نشان‌داده است که تروریسم اثرات منفی بر رشد اقتصادی پاکستان داشته است. همچنین انباشت سرمایه و تجارت خارجی بر رشد اقتصادی اثر مثبت و معنی‌داری داشته است. اثر سرمایه‌گذاری خارجی بر رشد اقتصادی نیز معنی‌دار نبوده است (Khan, 2019).

۲-۳- مطالعات داخلی

در ایران با توجه به اینکه در خصوص امنیت نسبتا پایدار، طی سال‌های اخیر موضوع تروریسم کمتر مورد توجه قرار گرفته است لذا آنچه در این سال‌ها بیشتر مورد کنکاش قرار گرفته است عوامل موثر بر رشد اقتصادی می‌باشد که در این خصوص می‌توان به مطالعات ذیل اشاره نمود.

اصغرپور و همکاران (۱۳۹۲) در مطالعه‌ای به بررسی اثر بی‌ثباتی سیاسی بر رشد اقتصادی ایران با رهیافت غیرخطی APARCH طی دوره ۱۳۳۸-۱۳۸۸ پرداختند. نتایج این مطالعه نشان داد که بی‌ثباتی سیاسی اثرات منفی و معنی‌دار قابل توجهی بر رشد اقتصادی داشته است (Asgharpoor et al., 2013).

شاه آبادی و بهاری (۱۳۹۲) در مطالعه‌ای به بررسی تأثیر آزادی اقتصادی و ثبات سیاسی بر رشد اقتصادی کشورهای منتخب در حال توسعه و توسعه‌یافته طی بازه زمانی ۲۰۱۲-۱۹۹۶ با استفاده از الگوی گشتاورهای تعمیم‌یافته پرداخته‌اند. نتیجه تحقیق فوق مبین اثر معنادار و مثبت هر دو متغیر آزادی اقتصادی و شاخص ثبات سیاسی بر رشد اقتصادی در هر دو گروه کشورهای مورد مطالعه است (SHahabadi & Bahari, 2013).

گلخندان (۱۳۹۳) در مطالعه‌ای واکنش هزینه‌هاي نظامي بر رشد اقتصادي کشورهاي منتخب توسعه‌یافته و در حال توسعه با استفاده از الگوی گشتاورهای تعمیم‌یافته طی بازه زمانی ۱۹۹۴-۲۰۱۰ پرداخت. نتایج تحقیق نشان مي‌دهد که واکنش مخارج نظامي بر رشد اقتصادي در کشورهاي توسعه‌یافته مثبت بوده در حالی‌که واکنش متغیر فوق در کشورهای در حال توسعه منفي می‌باشد (GHolkhandan, 2014).

فیروز نیا و همکاران (۱۳۹۵) در مطالعه‌ای با عنوان اثر بروز جنگ تحمیلي بر روند توسعه اقتصادي روستاهاي منتخب شهرستان مرزي قصرشیرین با استفاده از روش تحقیق تحلیلی و توصیفی با تکمیل ۲۱۴ پرسشنامه افراد خبره محلی، خانوار و شوراي اسلامي در روستاهاي جنگ زده پرداختند. نتایج تحقیق نشان می‌دهد که جنگ تحمیلي عراق علیه ایران موجب پیدایش تغییرات جدی در ابعاد اقتصادي به ویژه رکود فعالیت‌هاي اقتصادي، اشتغال، تخریب زیرساخت‌ها، کاهش جمعیت و عدم امکان استفاده از اراضي کشاورزي شده است و همچنین روند توسعه کالبدي روستاها در نتیجه اجراي برنامه بازسازي در روستاهایي که بازسازي شده تسریع شده است (Firouznia et al., 2016).

اسماعيل‌نيا و وصفي اسفستاني (۱۳۹۵) در مطالعه‌اي به بررسي ارتباط امنيت بر رشد اقتصادي در برخي كشورهاي منتخب جهان و ايران آثار اقتصادي دو رويكرد نوين و سنتي امنيتي با استفاده از شاخص‌هاي مختلفي چون مخارج نظامي، شكنندگي دولت‌ها، صلح، درك فساد براي ۱۳۵ كشور در طی بازه‌های زماني ۲۰۰۴-۲۰۱۴ و ۲۰۰۸-۲۰۱۴ با استفاده از الگوی پانل ديتا پرداختند. نتيجه تحقيق بيانگر اين نكته است رويكردهاي نوين به‌دليل ساختارگرا بودن و توجه به طيف وسيعي از عوامل ناامن‌كننده ارتباط مثبتي با مؤلفه‌هاي اقتصادي در جوامع مختلف دارند در حالی‌كه شاخص‌هاي منبعث از رويكردهاي سنتي، تأثير مثبتي بر رشد اقتصادي ندارند (Esmaeilnia & Vasi esfastani, 2016).

ذوالفقاری و عمرانی (۱۳۹۶) در تحقیقی به بررسی تأثیر ظهور پدیده داعش بر امنیت ملی ایران با استفاده از روش تبیینی-تحلیلی پرداخته‌اند. نتایج پژوهش نشان می‌دهد که هر مسئله و بحرانی در خاورمیانه، هم سیستم بین‌المللی را وادار به واکنش می‌کند و هم خود کشورهای منطقه را متأثر می‌سازد. در منطقه خاورمیانه در سال‌های اخیر بنیادگرایی اسلامی داعش و اقدامات کشورهای مذبور را متأثر کرده است علی‌الخصوص کشور ایران به‌دلیل هویت شیعی و غیر عربی خود در معرض مستقیم تهدیدات داعش قرار دارد. از جمله این تهدیدات می‌توان به ، تهدید مرزها و به خطر افتادن تمامیت ارضی، رادیکال شدن فضای منطقه از طریق شکاف بین شیعه-سنی، برهم خوردن موازنهٔ قوا در منطقه به نفع عربستان، ترکیه و اسرائیل و حضور قدرت‌های فرامنطقه‌ای مثل آمریکا در منطقه خاورمیانه اشاره کرد (Zoulfaghari & Emrani, 2017).

اختیاری امیری (۱۳۹۶) در مطالعه‌ای تاثیر شکنندگی دولت سوریه در تغییر تعاملات امنیتی خاورمیانه را با استفاده از رهیافت نظری (مجموعه امنیتی منطقه‌ای) و روش توصیفی– تحلیلی پرداخت. نتایج مبین آن است که شکنندگی سوریه معادله امنیتی منطقه را به‌طور قابله ملاحظه‌ای تغییر داده است. از طرفی، تحولات سوریه سبب گردید تا ترکیه ضمن دخالت نظامی در خاک آن کشور، همکاری‌های نظامی-امنیتی خود را با کشورهای حوزه خلیج فارس به ویژه قطر و عربستان افزایش دهد (Ekhtiari Amiri, 2017).

فرهمند و همکاران (۱۳۹۶) در پژوهشی به ارزیابی عوامل اقتصادی و اجتماعی موثر بر وقوع جرم با تاکید بر مهاجرت در استان‌های ایران با استفاده از تکنیک اقتصادسنجی

فضایی و داده‌های پانل طی بازه زمانی ۱۳۸۵-۱۳۹۰ پرداختند.نتایج نشان می‌دهد که در الگوی نخست، متغیرهای درآمد سرانه، بیکاری و نرخ شهرنشینی اثر معنی‌دار و مثبت بر سرقت دارند در حالی‌که متغیرهای ضریب جینی و صنعتی‌شدن ارتباطی معکوس با نرخ سرقت دارند. در الگوی بعدی نرخ رشد اقتصادی رابطه‌ی مستقیم و درآمد سرانه ارتباطی غیرمستقیم و معنی‌داری بر نرخ قتل عمد دارند (Farahmand et al., 2017).

فقه مجيدي و همكاران (۱۳۹۶) در مطالعه‌اي به بررسي اثرات دموكراسي بر رشد اقتصادي در ۹۹ كشور در حال توسعه طی بازه زمانی ۱۹۸۰-۲۰۱۳ با استفاده از روش پانل ديتا پرداختند. برآورد الگوی تحقيق مبين آن است كه در كشورهاي با درآمد بالاتر از متوسط، اثر متغيرهاي حقوق سياسي، آزادي مدني و دموكراسي بر رشد اقتصادي، معنادار و منفي است. از طرفی در كشورهاي با درآمد پايين‌تر از متوسط، شاخص‌های ديگر دموكراسي، اثر معناداري بر رشد اقتصادي ندارند در حالی‌که تاثير دموكراسي معنادار و مثبت است (Feghe Majidi et al., 2017).

اسفندیاری و همکاران (۱۳۹۷) در مطالعه‌ای با عنوان تحلیل اثرات سرریز فضایی مخارج نظامی در رویارویی با جرم و جنایت و نیروهای فرامنطقه‌ای تروریسم در کشورهای منا طی سال‌های ۲۰۰۳ تا ۲۰۱۶ بر اساس رگرسیون فضایی پانلی پرداختند. نتایج بررسی نشان‌دهنده وجود اثرات سرریز فضایی بوده، به‌نحوی که وقوع تروریسم در یک کشور تاثیر مثبت و معنی‌داری هم بر میزان تروریسم و هم بر مخارج نظامی کشور همسایه دارد. همچنین تفکیک اثرات مستقیم و غیرمستقیم دراین مطالعه نشان می‌دهد که تاثیرات غیرمستقیم تروریسم بیشتر از اثرات مستقیم آن است. از طرفی یافته‌های تحقیق بیانگر عدم تاثیر معنی‌دار جرائم بر مخارج نظامی کشورهای مورد مطالعه بر اساس رگرسیون فضایی است و این واقعیت بیان می‌کند که سرایت فضایی و مکانی بین فعالیت‌های مجرمانه و مخارج نظامی وجود ندارد (Esfandiari et al., 2018).

سعیدی‌کیا و همکاران (۱۳۹۷) در پژوهشی رابطه پویای جرم و جنایت و تروریسم و مخارج عمومی کشورهای منا در چارچوب مدل پانل خودرگرسیونی برداری (P-VAR) طی بازه زمانی ۲۰۰۳-۲۰۱۶ پرداختند. نتایج مبین آن است که یک (شوک) در در جرم و جنایت یا تروریسم مخارج عمومی را به‌صورت معنی‌داری افزایش می‌دهد و همچنین، مخارج عمومی در کاهش تروریسم بی‌تأثیر بوده است (Saiedikia et al., 2018).

آل غفور و همکاران (۱۳۹۷) در مطالعه‌ای با عنوان جهانی شدن، مدرنیته و پدیده تروریسم مدرن و پسا مدرن پرداختند. نتایج این تحقیق نشان می‌دهد در یک دسته‌بندی کلی از سه گروه متفاوت تروریسم نام برد: تروریست‌های سنتی، تروریست‌های مدرن و پسا مدرن. تروریست‌های مدرن و پسا مدرن برآمده از تحولاتی هستند که با موج فزاینده‌ی مدرنیته و به تبع آن جهانی شدن پا به عرصه گذاشته‌اند. در تمام تحرکات صورت گرفته از سوی این دو گونه می‌توان نشانه‌ها در گره‌های جدی از ستیز و دشمنی با جهانی شدن را مشاهده کرد. در صورتی‌که تروریست‌های سنتی با روش دیگر فعالیت می‌کردند. اهداف تروریست‌های سنتی محدود بود. در حالی‌که تروریست‌های مدرن و پسا مدرن اهداف خود را فراتر از اشخاص سرشناس و ترور مسئولان دولتی انتخاب می‌کنند. همانند اندیشه‌ی مدرنیته که هیچ محدودکننده‌ای را نمی‌پذیرد. تروریست‌های مدرن و پسا مدرن نیز راهی برای تفکرات‌شان راه برداشته نشدنی نمی‌دانند (Aaleghafour et al., 2018).

شریف کریمی و همکاران (۱۳۹۹) در مطالعه‌ای با عنوان اثر نزاع‌هاي داخلي و خارجي بر رشد اقتصادي كشورهاي خاورميانه طي دوره زماني ۲۰۱۸-۱۹۹٦ پرداختند. با بررسي ماهيت و نحوه اثرگذاري نزاع‌ها بر رشد اقتصادي، ابتدا اثرات نزاع خارجي بر نزاع داخلي در قالب يك مدل پروبيت پانلي، سپس در دو مدل جداگانه اثرگذاري نزاع‌هاي داخلي و خارجي بر شاخص كيفيت مؤسسات و يكپارچگي اقتصادي مورد تجزيه و تحليل قرار گرفته است و در نهايت در يك مدل گشتاورهاي تعميم‌يافته سيستمي اثرگذاري همزمان نزاع‌هاي داخلي و خارجي، شاخص‌هاي كيفيت مؤسسات و يك‌پارچگي اقتصادي بر رشد اقتصادي بررسي قرار گرفت. نتايج برآورد مدل‌ها از اين الگوها حاكي از اثر مثبت نزاع‌هاي خارجي بر داخلي و سپس اثرات منفي نزاع‌هاي داخلي و خارجي بر كيفيت مؤسسات و يكپارچگي اقتصادي در كشورهاي مورد بررسي است. در مدل نهايي نيز افزايش نزاع‌هاي داخلي و خارجي موجب كاهش رشد اقتصادي كشورهاي خاورميانه است. البته اثر منفي نزاع‌هاي خارجي بيشتر از نزاع‌هاي داخلي در مدل رشد اقتصادي بوده است (Sharif Karimi et al., 2020).

بررسی مطالعات فوق نشان می‌دهد که در خصوص اثرات فضایی تروریسم بر رشد اقتصادی مطالعه‌ای صورت‌نیافته است و مطالعات انجام شده در خصوص رشد اقتصادی در حوزه ثبات سیاسی، اثرات دموکراسی، امنیت، به‌صورت توصیفی-تحلیلی و اقتصادسنجی

متعارف بوده است. همچنین تحقیقاتی که از تکنیک داده –ستانده استفاده نموده‌اند علی‌رغم این‌که بر اهمیت رشد اقتصادی تاکید نمودند اما با توجه به ثابت بودن ضرایب فنی در این تکنیک طی زمان و عدم توجه آن‌ها به اثرات فضایی، مطالعه‌ای در این حوزه صورت نگرفته است. لذا لزوم بررسی تاثیر تروریسم بر رشد اقتصادی با عنایت به الگویی مبتنی بر تئوری و با توجه به اثرات سرریز فضایی ضروری است.

۴- معرفی مدل

با عنایت به مطالب بیان شده در بخش‌های قبلی، در این قسمت روش بررسی اثرات فضایی تروریسم بر رشد اقتصادی در کشورهای خاورمیانه بیان می‌شود. برای این منظور، ابتدا رویکرد اقتصادسنجی فضایی توضیح داده می‌شود. سپس مدل پایه در این حوزه معرفی و در نهایت مدل اقتصادسنجی فضایی بیان می‌شود.

۴-۱- ساختار مدل‌های پانل فضایی

برای داده‌های تابلویی فضایی تصریح عمومی به‌صورت زیر است:

$$Y_i = \tau Y_{1,t-1} + \rho w Y_{it} + X_{it}\beta + DX_{it}\theta + \alpha_i + \gamma_t + V_{it} \quad (۱)$$

$$U_{it} \approx N(0\sigma^2 I_{n)} V_{it} = \lambda E V_{it} + U_{it} \quad (۲)$$

که در آن i بیانگر مقطع و t نشان‌دهنده زمان، Y یک بردار $n \times 1$ از متغیر وابسته و X بیانگر یک ماتریس $n \times k$ از متغیرهای توضیحی و W ماتریس وزنی فضایی متغیر وابسته در ابعاد $n \times n$ است. D، ماتریس وزن فضایی متغیر توضیحی (مستقل) و E، ماتریس وزنی فضایی جملات اخلال است.γ_t اثر زمان و α_i اثر ثابت یا تصادفی است. مدل‌های فضایی بسته به شرایط زیر مطرح می‌شوند (Elhorst, 2010).

در این میان بسته به اینکه متغیرهای توضیحی، متغیر وابسته و یا جمله خطا وابستگی فضایی داشته باشند یا نه، الگوهای فضایی مختلفی بیان می‌گردد که به‌صورت ذیل می‌باشند.

۱) مدل خود رگسیون فضایی[16] (SAR)

$$Y_i = \tau Y_{i,t-1} + \rho W Y_{it} + X_{it}\beta \quad (\lambda = \theta = 0) \quad (۳)$$
$$+\alpha_i + \gamma_t + u_{it}$$

۲) مدل دوربین فضایی[17] (SDM)

$$(\lambda = 0) \rightarrow \quad = \tau Y_{i,t-1} + \rho W Y_{it} + X_{it}\beta + D X_{it}\theta + \alpha_i + \gamma_t + u_{it} \quad (۴)$$
$$Y_i$$

۳) مدل خطای فضایی[18] (SEM)

$$(\rho = \theta = \tau = 0) \rightarrow \quad = X_{it}\beta + \alpha_i + \gamma_t + v_{it}, v_{it} = \lambda E v_{it} + u_{it} \quad (۵)$$
$$Y_i$$

۴) مدل خود همبسته فضایی[19] (SAC)

$$(\theta = \tau = 0) \rightarrow Y_i = \tau Y_{i,t-1} + \rho W Y_{it} + X_{it}\beta + \alpha_i + \gamma_t + v_{it}, v_{it}, v_{it} = \lambda E v_{it} + u_{it}$$

(۶)

در معادلات فوق در صورتی‌که $(\tau = 0)$ باشد الگوهای دوربین و خودرگرسیون فضایی استاندارد ایستا خواهند بود (Jani et al., 2020).

به‌منظور مدل‌سازی تعاملات فضایی در مدل‌های اقتصادسنجی فضایی لازم است مقدار عددی و کمیت جنبه‌های مکانی تعیین شوند. به این ترتیب ماتریس وزنی فضایی W شامل n کشور در فضا و اطلاعات مربوط به فاصله نسبی می‌باشد. عناصر W_{ij} چگونگی ارتباط فضایی کشور i با کشور j را از نظر فاصله نشان می‌دهد که به‌صورت $\frac{1}{d_{ij}}$ تعریف می‌شود.

---

16 Spatial Autoregressive Model

17 Spatial Durbin Model

18 Spatial Error Model

19 Spatial Autocorrelation Model

$$W = \begin{bmatrix} 0 & w_{12} & \cdots & w_{1,n-1} & w_{1n} \\ w_{21} & 0 & \cdots & w_{2,n-1} & w_{2n} \\ \vdots & & & & \\ w_{n-1,1} & w_{n-1,2} & \cdots & 0 & w_{n-1,n} \\ w_{n1} & w_{n2} & \cdots & w_{n,n-1} & 0 \end{bmatrix} \quad (۷)$$

فاصله بین دو مکان به‌صورت زیر تعیین می‌شود:

$$d_{ij} = \sqrt{\left(x_i - x_j\right)^2 + \left(y_{i-}y_j\right)^2} \quad (۸)$$

که درآن x_i طول جغرافیایی و y_i عرض جغرافیایی مناطق می‌باشد. در تحقیق حاضر، ابتدا ماتریس فاصله-معکوس بر اساس رابطه $\frac{1}{d_{ij}}$ در ابعاد ۹ ۹ ایجاد شده و سپس بر اساس سطرها نرمال می‌شود. بعد از نرمال‌سازی ماتریس جمع هر سطر برابر با یک خواهد بود. بنابراین بعد از نرمال‌سازی عناصرماتریس وزنی فضایی به‌صورت زیر خواهد بود.

$$w_{ij}^{**} = \frac{w_{ij}^{*}}{\sum_{j=1}^{N} w_{ij}^{*}} \ , \ N = 9 \quad (۹)$$

از ضرب ماتریس فوق در متغیر توضیحی، متغیر تأخیر فضایی حاصل می‌شود.

۲-۴- معرفی مدل تحقیق

ادبیات در مورد پیامدهای اقتصاد کلان تروریسم فقط در سال ۲۰۰۳ آغاز شد و شامل تعداد انگشت شماری از مطالعات است. یک مجموعه از مطالعات تأثیر تروریست‌های مختلف را بررسی می‌کند که شامل متغیرهای رشد سرانه تولید ناخالص داخلی واقعی، در حالی‌که مجموعه دوم مطالعات، شامل مطالعات موردی است کشوری که یک کارزار طولانی مدت تروریستی را تجربه می‌کند.

محمد زکریا و همکاران[۲۰] (۲۰۱۸) در مطالعه‌ای با عنوان تاثیر تروریسم بر رشد اقتصادی پاکستان با استفاده از روش GMM طی بازه زمانی ۱۹۷۲-۲۰۱٤ را مورد بررسی قرار دادند و معادله تخمینی آن‌ها به‌صورت زیر می‌باشد:

[20] Muhammad Zakaria et al

$$GDP_{PC} = f(FDI,INV,G, HC,TR, INC, TO, ER, CR, FDT, AID)$$

$$FDI_{it}^{\beta 1}\ INV_{it}^{\beta 2}\ G_{it}^{\beta 3}\ HC_{it}^{\beta 4}\ TR_{it}^{\beta 5}\ INC_{it}^{\beta 6}\ TO_{it}^{\beta 7}\ ER_{it}^{\beta 8}\ CR_{it}^{\beta 9}\ FDT_{it}^{\beta 10}\ AID_{it}^{\beta 11}\ GDP_{PC_{it}} = \beta_0$$

$$\ln GDP_{PC_{it}} = \beta_0 + \beta_1 \ln FDI_{it} + \beta_2 \ln INV_{it} + \beta_3 \ln G_{it} + \beta_4 \ln HC_{it} + \beta_5 TR_{it} + \beta_6 \ln INC_{it} + \beta_7 \ln TO_{it} + \beta_8 \ln ER_{it} + \beta_9 \ln CR_{it} + \beta_{10} \ln FDT_{it} + \beta_{11} \ln AID_{it} + \varepsilon_{it} \quad (۱۰)$$

$\ln GDP_{PC_{it}}$ که بیانگر لگاریتم تولید ناخالص داخلی سرانه که به‌عنوان رشد اقتصادی و متغیر وابسته در الگو می‌باشد. $\ln FDI_{it}$ به‌عنوان لگاریتم سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی، $\ln INV_{it}$ لگاریتم سرمایه‌گذاری داخلی، $\ln G_{it}$ لگاریتم هزینه‌ای دولت، $\ln HC_{it}$ لگاریتم شاخص سرمایه انسانی، TR_{it} لگاریتم تعداد حملات تروریستی صورت گرفته که اعم از حملات داخلی و خارجی در کشور، $\ln INC_{it}$ لگاریتم سطح درآمد، $\ln TO_{it}$ لگاریتم تجارت خارجی، $\ln ER_{it}$ لگاریتم نرخ ارز، $\ln CR_{it}$ لگاریتم اعتبارات بانکی، $\ln FDT_{it}$ لگاریتم بدهی خارجی و $\ln AID_{it}$ لگاریتم کمک خارجی که همگی به‌عنوان متغیر مستقل در مدل در نظر گرفته شده است. ε_i به‌عنوان جزء خطا بیان شده است. با توجه به مدل ارائه شده، مدلی که در این مطالعه بر اساس نتایج تخمین الگوی فضایی مورد بررسی قرار می‌گیرد، به‌صورت مدل دوربین فضایی است:

$$\begin{aligned} lnGDP_{PC_{it}} = C + \rho \textstyle\sum_{j=1}^{n} W_{ij}\, lnGDP_{PC_{jt}} + \tau lnGDP_{PC_{i,t-1}} + \\ \theta \textstyle\sum_{j=1}^{n} W_{ij}\, ln\, TO_{j;t} + W_{ij}\, ln\, TR_{j;t} + W_{ij}\, ln\, INF_{j;t} + \\ W_{ij}\, ln\, FDI_{j;t} + W_{ij}\, ln\, CR_{j;t} + \beta_1\, ln\, TO_{i.t} + \beta_2 ln\, TR_{i,t} + \\ \beta_3\, ln\, INF_{it} + \beta_4 lnFDI_{i,t} + \beta_5\, ln\, CR_{it} + \delta_i + \mu_t + \varepsilon_{it}\ ,\ \varepsilon_{it} = \\ \lambda E \varepsilon_{it} + u_{it} \end{aligned} \quad (۱۱)$$

که با توجه به مدل بالا، $\ln GDP_{PC_{it}}$ لگاریتم تولید ناخالص داخلی سرانه به‌عنوان متغیر وابسته که بیانگر رشد اقتصادی می‌باشد، $\ln GDP_{PC_{i,t-1}}$ لگاریتم تولید ناخالص داخلی سرانه در سال گذشته، $\ln TO_{i.t}$ لگاریتم تجارت خارجی به‌صورت درصدی از GDP، $\ln CR_{it}$ لگاریتم اعتبارات بانکی اعطایی به بخش خصوصی، $\ln FDI_{i,t}$ بیانگر لگاریتم سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی به‌شکل درصدی از تولید ناخالص داخلی در سال جاری، $\ln TRi,t$ تعداد حملات تروریستی انجام‌شده و $\ln INF_{it}$ نیز لگاریتم نرخ تورم است. همان‌طور که اشاره شد مدل

فوق به‌صورت تابلویی همراه با اثرات ثابت زمانی و مقطعی برآورد می‌شود و μ_t، اثرات ثابت زمانی و δ_i بیانگر اثرات ثابت انفرادی است. اثرات ثابت زمانی در واقع اثرات غیر قابل اندازه‌گیری و غیر قابل مشاهده و را مدل‌سازی می‌کند که برای همه کشورها یکسان بوده، ولی در طول سال فرق کرده و رشد اقتصادی را تحت تأثیر قرار می‌دهد. آمار و اطلاعات مورد نیاز برای متغیرهای تولید ناخالص داخلی سرانه، سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی، نرخ تورم، درجه باز بودن تجاری و اعتبارات بانکی از سایت بانک جهانی و برای متغیر تروریسم، از پایگاه جهانی داده‌های تروریسم برای بازه زمانی ۱۹۸۰-۲۰۱۹ به تفکیک ۹ کشور خاورمیانه استخراج گردیده است.

۵- برآورد مدل و تفسیر نتایج

۵-۱- کشورهای مورد بررسی

کشورهای مورد بررسی در این مطالعه شامل ۹ کشور منتخب از بین کشورهای منطقه خاورمیانه است که از حداکثر داده‌های موجود طی دوره زمانی ۱۹۸۰-۲۰۱۹ برخوردارند که برای برآورد مدل از آنها استفاده خواهد شد. کشورهای مورد مطالعه در **جدول ۲** نشان داده شده است.

جدول ۲. کشورهای مورد مطالعه در تحقیق
مأخذ: نتایج پژوهش

Tabel 2. Countries studied in the research
Source: Research results

ردیف	کشور	ردیف	کشور
۱	ایران	۵	لبنان
۲	سوریه	٦	کویت
۳	امارات متحده عربی	۷	عربستان سعودی
٤	عراق	۸	مصر
۹	یمن		

۲-۵- علامت انتظاری متغیرها

علامت انتظاری متغیرهای طبق مطالعات تجربی و تئوری به‌صورت **جدول ۳** می‌باشد:

جدول ۳. علامت انتظاری متغیرها
ماخذ: مطالعات تجربی و ادبیات تحقیق

Tabel 3. Expected sign of variables
Source: empirical studies and research literature

متغیر	علامت انتظاری
اعتبارات بانکی	+
تجارت خارجی	+
تورم	-
سرمایه‌گذاری خارجی	+
تعداد حملات تروریستی	-

۳-۵- نتایج آزمون‌های پایایی

به‌کارگیری روش‌های سنتي در اقتصادسنجي مبتني بر فرض ایستا بودن متغیرها است. بنابراین برای جلوگیری از رخ دادن پدیده‌ی رگرسیون کاذب در هنگام برآورد الگو، ابتدا لازم است که ایستایی متغیرها مورد بررسي قرار گیرد؛ براي بررسي پایایي متغیرها در داده‌هاي تابلويي از آزمون‌هاي خاص این نوع از داده‌ها مي‌توان استفاده کرد. در این‌جا از آزمون ایم پسران شین [21]، که کاربرد بیشتری در بررسی ایستایی متغیرها در داده‌های تابلویی دارد، استفاده می‌شود. بررسي آزمون‌ها از طریق نرم افزار استتا ١٦ و از طریق معني‌داري بر اساس احتمال انجام مي‌گردد. با توجه به اینکه فرضیه صفر آزمون نشان‌دهنده‌ی وجود ریشه‌ی واحد براي هر متغیر است، چنانچه احتمال محاسبه شده کمتر از پنج درصد باشد، فرضیه‌ی وجود ریشه واحد براي آن متغیر رد مي‌شود. نتایج آزمون ایستایی متغیرها در **جدول ٤** نشان داده شده است.

[21] Im Pesaran Shin

جدول ٤. نتایج آزمون ایستایي متغیرها به روش ایم پسران شین (سطح)
مأخذ: نتایج پژوهش

Tabel 4. The results of the static test of the variables using the Im Pesran Shin method (level)
Source: Research results

متغیرها	آزمون ایم پسران شین (با عرض از مبدا و روند)	
	مقدار آماره t	مقدار ارزش احتمال
$lnGDP_{PC}$	-۳/۱۷	۰/۰۰۰
lnTO	-۱/۷۵	۰/۰۳۹
lnTR	-٤/۹۲	۰/۰۰۰
lnFDI	-۱/۵۹	۰/۰٥٤
lnINF	-۵/۲۸	۰/۰۰۰
lnCR	-۳/۰۵	۰/۰۰۱

بر اساس نتایج آزمون ایم پسران و شین، متغیرهای مدل ساکن هستند.

۴-۵- آزمون F لیمر

برای بررسی متغیرها که به فرم تلفیقی است یا خیر از آزمون F لیمر استفاده می شود. بنابراین جهت تشخیص داده‌هاي تابلویی در مقابل الگوی داده‌هاي تلفیقی، از برآورد F لیمر استفاده می‌شود. نتایج این آزمون در **جدول ۵** ارائه گردیده است:

جدول ۵. نتایج آزمون F لیمر
مأخذ: نتایج پژوهش

Tabel 5. Results of Limer's F test
Source: Research results

مبنای آزمون تحقیق	روش پذیرفته شده	مقدار آماره t	مقدار ارزش احتمال
مدل پژوهش	الگوی داده های تابلویی	۷۲/۵۷	۰/۰۰۰

همان‌طور که در **جدول ۵** ملاحظه می‌شود، با عنایت به اینکه آماره F الگوی تحقیق در سطح خطای ۰/۱ درصد معنی‌دار است لذا در تحقیق فوق الگوی داده‌های تابلویی بر الگوی داده‌های سری زمانی برتری دارد.

۵-۵- نتایج تخمین مدل

پیش از تخمین مدل فضایی، باید ابتدا وجود یا عدم وجود اثرات فضایی مورد بررسی قرار بگیرد. این آزمون‌ها شامل آزمون موران[۲۲] و آزمون جری سی[۲۳] است. خودهمبستگی فضایی میان جملات اختلال و وجود وابستگی فضایی میان مشاهدات تاکیدی بر ضرورت استفاده از مدل‌های پانل فضایی است. آزمون جری سی و موران فرض وجود خود همبستگی فضایی میان جملات اختلال را مورد بررسی قرار می‌دهد. نتایج نشان می‌دهد که فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود اثرات فضایی برای هر دو آزمون موران و جری سی رد شده است. به‌عبارتی اثرات فضایی بین متغیرهای تحقیق برای مدل فضایی SDM وجود دارد که نتایج آزمون‌های فوق در **جدول ٦** ارائه شده است. در ادامه آزمون هاسمن فضایی برای بررسی اثرات ثابت زمانی و مکانی انجام شده است. نتایج بیانگر تائید اثرات ثابت در برابر اثرات تصادفی در مدل SDM است. با توجه به معناداری مشترک هر دو اثر، مدل فضایی دوربین (SDM) مورد استفاده در این مطالعه، دارای اثرات ثابت دو جانبه خواهد بود. نتایج برآورد مدل در **جدول ٦** شده است.

نتایج **جدول ٦** بیانگر آن است که از نظر شاخص‌های آماری الگوی برآوردی در موقعیت مناسبی قرار دارد. به‌بیان دیگر، این فرضیه که ضرایب متغیرهای مستقل روش می‌توانند صفر باشند، رد شده و کل رگرسیون معنی‌دار است. آماره R^2 نیز بیانگر این است که ٤١ درصد از تغییرات متغیر توضیح‌شونده توسط متغیرهای توضیح‌دهنده بیان‌شده است. در ادامه با عنایت به نتایج آزمون‌ها و اطمینان از وجود اثرات سرریز فضایی، رویکرد مناسب فضایی برای برآورد مدل تحقیق انتخاب می‌شود. به‌منظور بررسی این موضوع که کدام الگوی فضایی (SAR,SDM,SEM,SAC) برای برآورد مدل تحقیق مناسب است، نتایج حاصل از برآورد مدل بر اساس هر چهار الگوی فضایی در **جدول ٦** ارائه شده است.

---

[22] Moran

[23] Geary's C

جدول ٦. نتایج برآورد مدل با متغیر وابسته رشد اقتصادی
مأخذ: نتایج پژوهش

Tabel 6. Estimation results of the model with the dependent variable of economic growth
Source: Research results

مدل / متغیر	SAC		SEM		SDM		SAR	
	ضرایب	prob	ضرایب	prob	ضرایب	prob	ضرای ب	prob
C	۷/٦۲	۲۲/۷۱ (۰/۰۰۰)	۷/۱٦	۲۰/۳۲ (۰/۰۰۰)	٦/٤٥	۱٦/٦۹ (۰/۰۰۰)	٦/۸٥	۱۸/٦۱ (۰/۰۰۰)
$lnGDP_{PC}$	-	-	-	-	-	-	-	-
$Wln GDP_{PC}$	-	-	-	-	-	-	۰/۰۲	۸٫۲۷ (۰٫۰۰۰)
lnTO	۰/۰٤	۰/۷۲ (۰/٤۷۱)	۰/۰۷	۱٫۱٦ (۰٫۲٤٦)	۰٫۰۷	۱٫۱۸ (۰٫۲۳۷)	۰٫۰۷	۱٫۱٦ (۰٫۲٤۸)
lnTR	-۰/۰۲	-۱/۰۷ (۰/۲۸٦)	-۰/۰٤	-۱٫٥۲ (۰٫۱۲۸)	-۰٫۰۳	۱٫٦٥ (۰٫۰۹۷)	-۰٫۰۳	-۱٫۳٦ (۰٫۱۷٦)
lnFDI	۰/۰۰٥	۱/٥۰ (۰/۱۳۳)	۰/۰۰۳	۰٫۹٥ (۰٫۲٤۰)	۰٫۰۰٤	۱٫۰۸ (۰٫۲۳۸)	۰٫۰۲	۰٫۷۲ (۰٫٤۷٤)
lnINF	-۰/۳۰	-۷/۲٤ (۰/۰۰۰)	-۰/۲٤	٥٫۱۲ (۰٫۰۰۰)	-۰٫۱۹	-٤٫۱۲ (۰٫۰۰۰)	۰٫۲۳ -	-٤٫٦۹ (۰٫۰۰۰)
lnCR	۰/۱۸	۲/۱٦ (۰/۰۳۱)	۰/۲۰	۲٫۲۱ (۰٫۰۲۷)	۰٫۳۰	۳٫۱۹ (۰٫۰۰۲)	۰٫۲۳	۲٫٤۹ (۰٫۰۱۳)
WlnTO	-	-	-	-	۰٫۰۷	۲٫٦۹ (۰٫۰۰۷)	-	-
WlnTR	-	-	-	-	-۰٫۰۲	-۱٫٦٦ (۰٫۰۹۷)	-	-
WlnFDI	-	-	-	-	۰٫۰۰۹	۳٫۱۸ (۰٫۰۰۲)	-	-
WlnINF	-	-	-	-	-۰٫۰٥	۲٫٥٥ (۰٫۰۱۱)	-	-
WlnCR	-	-	-	-	۰٫۰٤	٤٫۳۰ (۰٫۰۰۰)	-	-

ρ	-۰/۱۲	-٦/۸۸ (۰/۰۰۰)	-	-	۰٫۸۳	۳٫۹۰ (۰٫۰۰۰)	۰٫۰۲	٤٫۲۵ (۰٫۰۰۰)
λ	۰/۱۱	۱۲/۸۷ (۰/۰۰۰)	۰/۰۳	۸٫۰۵ (۰٫۰۰۰)	-	-	-	-
Moran	۰/۰۰٦	۱/٦۳ (۰/۱۰۲)	۰/۰٦	۱٫٦۳٤ (۰٫۱۰۲)	۰٫۰۸	۲٫۱۹ (۰٫۰۰۷)	-۰٫۰۱	-۰٫۲۱۳ (۰٫۸۳۱)
G C	۰/۸٤	۲/۵۹ (۰/۰۹٤)	۰/۸٤	۲٫۵۹۸ (۰٫۰۹٤)	۰٫۸۰	۳٫۰۳ (۰٫۰۰۲)	۰٫۹۷	-۱٫۹۲ (۰٫۰۰۵)
Wald TEST	٤۷/۸۰	(۰/۰۰۰)	۸/۵۵	(۰٫۱۲۸)	۲٤۸٫۸۸	(۰٫۰۰۰)	۱۹۷	(۰٫۰۰۰)
F-Test	۹/۵٦	(۰/۰۰۰)	۱/۷۱	(۰٫۱۳۱)	۲٤٫۸۸	(۰٫۰۰۰)	۳۲٫۸٤	(۰٫۰۰۰)
Hausman	-	-	-	-	۱۰٦٫۳۲	(۰٫۰۰۰)	۰٫۷۳	(۰٫۹۹۳)
R^2	۲۲%	(۰/۰۰۰)	۲۲%	(۰٫۰۰۰)	٤۱%	۰٫۰۰۰	۳۵%	(۰٫۰۰۰)

مطابق **جدول ٦** ضریب خودرگرسیون فضایی در مدل SDM نسبت به سه مدل دیگر بیشتر است. همچنین در الگوی فوق، تعداد بیشتری از متغیرهای مستقل به‌صورت متعارف و سرریز (فضایی) معنی‌دار بوده و مطابق با انتظارات تئوریکی تحقیق می‌باشند. بر این اساس الگوی SDM به‌عنوان الگوی مناسب در این مطالعه انتخاب می‌شود.

بر اساس نتایج **جدول ٦** ضریب خودرگرسیونی فضایی (ρ) مثبت بوده و از لحاظ آماری در سطح یک درصد معنا دار بوده و بیانگر این نکته می‌باشد که با افزایش تعداد حملات تروریستی در کشور هدف به میزان یک درصد، رشد اقتصادی در کشورهای مجاور به میزان ۸۳ درصد کاهش می‌یابد که سازگار با نتایج خان (۲۰۱۹)، سانا و شافی (۲۰۱۸)، هامیدا (۲۰۱۸) و سینار (۲۰۱۷) می‌باشد که بر وابستگی فضایی داده‌های رشد اقتصادی کشورها تاکید دارد. علامت ضریب اثر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بر رشد اقتصاد مثبت و از لحاظ آماری معنی‌دار است. سرمایه، موتور محرکه رشد و توسعه اقتصادی در تمام نظریات و الگوهای رشد اقتصادی محسوب می‌گردد. از این‌رو، افزایش سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی از طریق تأمین منابع مالی طرح‌های اقتصادی که از جمله مهم‌ترین دغدغه‌های تصمیم‌گیرندگان اقتصادی در هر جامعه است، موجب افزیش تولید و به‌دنبال

آن رشد اقتصادی می‌شود. همچنین ضریب اعتبارات بانکی دارای اثر مثبت و معنی‌دار بر رشد اقتصادی است. به‌عبارتی افزایش اعتبارات بانکی، رشد اقتصادی در کشورهای مورد مطالعه را به‌صورت مثبتی تحت تاثیر قرار می‌دهد. اعتبارات بانکی به‌عنوان رویکردی در توسعه اقتصادي با هدف دسترسي افراد به منابع اعتباري، به‌منظور ايجاد فرصت‌هاي شغلي براي بهبود وضعيت اقتصادي و اجتماعي آنان، به‌عنوان ابزاري براي كسب درآمد و سرمایه‌گذاری است و زمینه‌ساز افزایش تولید و به‌تبع آن رشد اقتصادی است. اثر ضریب تجارت خارجی بر رشد اقتصادی نیز مثبت و از لحاظ آماری معنی‌دار است. تجارت بین الملل به کارآیی بیشتر عوامل تولید در سطح بین‌المللی می‌انجامد. تجارت بین‌الملل با بسط و گسترش خدمات و بازار کالا منجر به ارتقاء سطح فرآیند تولید می‌شود. به‌عبارتی تجارت باعث انتقال تكنولوژي از طريق واردات كالاهاي سرمايه‌اي پيشرفته مي‌گردد. اين گونه واردات كالاهاي سرمايه‌اي با تكنولوژي برتر همچنين باعث بالا بردن رشد با دريافتي‌هاي صادراتي و بالا بردن جريانات ورودي سرمايه خارجي مي‌گردند. بررسی نظریات رشد عمدتاً مؤید رابطه مثبت بین تجارت خارجی و رشد اقتصادی است. تجارت خارجی با بهبود تخصیص منابع، دسترسی به تکنولوژی‌ها (فناوری) و کالاهای واسطه‌ای بهتر، استفاده از صرفه‌های ناشی از مقیاس تولید، افزایش رقابت داخلی و ایجاد محیط مناسب ابداعات بر رشد اقتصادی تأثیر می‌گذارند. همچنین اثر ضریب نرخ تورم بر رشد اقتصادی منفی و از لحاظ آماری معنی‌دار است. از آثار مخرب تورم می‌توان به افزایش نااطمینانی و بی‌ثباتی در اقتصاد کلان و کاهش سرمایه‌گذاری در اقتصاد اشاره کرد که دارای اثر منفی بر تولید و رشد اقتصادی دارد. چناچه دولت‌ها نتوانند مخارج خود را به وسیله‌ی درآمدهای ناشی از مالیات و فروش دارایی تامین نمایند به استقراض از نظام بانکی روی می‌آورند. این نوع تامین مالی با افزایش عرضه‌ی پول، تورم را افزایش می‌دهد و با وجود آن که ممکن است به افزایش تولید بیانجامد، اثر منفی بر اقتصاد دارد. در نهایت اثر ضریب تعداد حملات تروریستی سبب ایجاد رعب و وحشت در کشور هدف و موجب کاهش رشد اقتصادی، کاهش جذب سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و کاهش مبادلات خارجی می‌شود و نه تنها اثر آن در کشور هدف نمایان می‌گردد. همچنین نیز موجب کاهش جذب سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در کشورهای مجاور و در نهایت سبب کاهش رشد اقتصادی در کشورهای فوق می‌گردد.

به‌منظور بررسی بیشتر و دقیق‌تر اثرات فضایی، در **جدول ۷** اثرات مستقیم، غیرمستقیم و کل متغیرها ارائه شده است. به‌منظور محاسبه اثرات مذکور از ضرایب تخمین زده‌شده در **جدول ٦** استفاده‌شده است. اثر مستقیم هر متغیر نشان می‌دهد که اگر آن متغیر در کشور هدف تغیر کند به‌طور متوسط چه تاثیری بر رشد اقتصادی خود کشور خواهد داشت. در حالی‌که اثر غیرمستقیم هر متغیر بیانگر آن است که اگر متغیری در کشور هدف تغیر کند، چه تاثیری بر رشد اقتصادی سایر کشورهای مجاور خواهد داشت (اثر سرریز). در نهایت اثر کل مجموع اثرات مستقیم و غیرمستقیم می‌باشد و بیانگر این نکته می‌باشد که تغییرات هر متغیر در کشور هدف به‌طور متوسط چه تاثیری بر رشد اقتصادی کشورهای کل نمونه مورد مطالعه دارد.

جدول ۷. نتایج اثرات کل، مستقیم و غیرمستقیم

مأخذ: نتایج پژوهش

Tabel 7. Results of total, direct and indirect effects

Source: Research results

متغیر	نوع اثر	ضریب	آماره z	سطح معنی داری
lnTO	مستقیم	۰/۰۷	۱/۱۸	۰/۲۳۷
	غیرمستقیم	۰/۰۷	۲/٦۹	۰/۰۰۷
	کل	۰/۱٤	۱/۷۵	۰/۰۷۹
lnTR	مستقیم	-۰/۰۳	-۱/٦۵	۰/۰۹۷
	غیرمستقیم	-۰/۰۲	-۱/٦٦	۰/۰۹۷
	کل	-۰/۰۵	-۱/۷۵	۰/۰۷۹
lnFDI	مستقیم	۰/۰٤	۱/۰۸	۰/۲۳۸
	غیرمستقیم	۰/۰۰۹	۳/۱۸	۰/۰۰۲
	کل	۰/۰۱۳	۲/٤۹	۰/۰۱۳
lnINF	مستقیم	-۰/۱۹	-٤/۱۲	۰/۰۰۰
	غیرمستقیم	-۰/۰۵	-۲/۵۵	۰/۰۱۱
	کل	-۰/۲٤	-۳/۹۱	۰/۰۰۰
lnCR	مستقیم	۰/۳	۳/۱۹	۰/۰۰۲
	غیرمستقیم	۰/۰٤	٤/۳۰	۰/۰۰۰
	کل	۰/۳٤	٤/۵٦	۰/۰۰۰

بر اساس نتایج **جدول ۷**، اثرات مستقیم سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بر رشد اقتصادی هر کشور مثبت و معنی‌دار بوده و همچنین اثرات غیرمستقیم آن بر رشد اقتصادی کشورها مثبت بوده که مطابق با نتایج ارائه شده در **جدول ٦** می‌باشد و بیانگر این مطلب است که با افزایش جذب سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در کشورها، میزان تولید و رشد اقتصادی در کشورهای مجاور بهبود می‌یابد. اثر مستقیم ضریب تجارت خارجی بر رشد اقتصادی هر کشور مثبت و معنی‌دار است، همچنین اثرات غیرمستقیم متغیر فوق بر رشد اقتصادی کشورها مثبت و معنی‌دار بوده و نشان می‌دهد با افزایش تجارت خارجی و آزاد سازی تجاری و داشتن ارتباط دوستانه سیاسی و اقتصادی با کشورهای فرا منطقه‌ای، رشد اقتصادی در کشورهای مجاور نیز افزایش پیدا خواهد کرد و در نهایت موجب بهبود شاخص‌های توسعه اقتصادی در کشورهای همسایه خواهد گردید. در ادامه، اثر مستقیم ضریب اعتبارات بانکی بر رشد اقتصادی مثبت و معنی‌دار بوده و اثرات غیرمستقیم متغیر مزبور مثبت و معنی‌دار است و نشان می‌دهد با افزایش امنیت در منطقه پرتنش خاورمیانه، اعتماد کشورهای دیگر دنیا در آن منطقه سرریز شده و موجب تامین سرمایه‌گذاری ها در آن منطقه شده و سبب پدیدار شدن رشد و شکوفایی هر چه بهتر کشورهای فوق گردد. در نهایت، اثر مستقیم ضریب تعداد حملات تروریستی صورت پذیرفته مثبت و معنی‌دار بوده و همچنین اثرات غیرمستقیم متغیر فوق، منفی و معنی‌دار بوده و بیانگر این نکته مهم می‌باشد که افزایش تعداد حملات تروریستی و کاهش امنیت در کشور هدف، موجب سلب اعتماد سرمایه‌گذاران، کاهش تجارت خارجی، کاهش اعتبارات بانکی جهت تامین سرمایه‌گذاری‌ها در منطقه شده و در نهایت موجب عقب ماندگی و توسعه‌نیافتگی و عدم رشد اقتصادی در منطقه و کشورهای مجاور می‌گردد (سرریز).

۶- جمع‌بندی و نتیجه‌گیری

تروریسم و افزایش تلفات ناشی از حوادث اثر منفی بر رشد اقتصادی داشته است. تروریسم از کانال‌های مختلفی بر رشد اقتصادی تاثیر می‌گذارد. افزایش تهدیدات و حوادث تروریستی منجر به ایجاد ناامنی در کشور مبدا می‌شود و ورود گردشگر را به‌صورت منفی تحت تاثیر قرار می‌دهد. تروریسم همچنین از طریق ایجاد کاهش احساس امنیت، سرمایه‌گذاری در زمینه‌های مرتبط با توریسم را به‌صورت منفی تحت تاثیر قرار می‌دهد و از تقویت این بخش

پیش‌گیری می‌کند. تاثیر مستقیم این حوادث تروریستی ایجاد فضای ناامنی بر اقتصاد است؛ زیرا منابع مولد اقتصادی را نابود و منحرف می‌سازد. منابع مولد کمیابی که می‌توانست برای تولید کالاها و خدمات در جامعه استفاده شود، اکنون از بین رفته است. همچنین منابع و بودجه‌هایی که برای سایر بخش‌های مفید اقتصاد اختصاص یافته است، در نتیجه حوادث تروریستی، اکنون برای تقویت امنیت کشور به‌کار گرفته شود. هیچ‌کدام از این تغییرات در که برای ایجاد امنیت ضروری است ثروتی اضافی برای جامعه خلق نمی‌کند و سطح رفاه را بالا نمی‌برد و رشد اقتصادی را نیز به‌صورت منفی تحت تاثیر قرار می‌دهد. از طرفی سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی یکی پیش‌ران اصلی توسعه اقتصادی است و جریان آن تاثیرات قوی بر اقتصاد کشور دارد. فعالیت‌های تروریستی امنیت را کاهش می‌دهند و اعتماد سرمایه‌گذاران به کشورهای در معرض فعالیت‌های تروریستی را کاهش می‌دهند که منجر به کاهش جریان سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی می‌شود.

برای تبیین چرایی استفاده از رگرسیون فضایی در این تحقیق می‌توان اضافه کرد که متغیر فعالیت‌های تروریستی در منطقه j تنها تحت تاثیر عوامل درونی آن منطقه نخواهد بود. زمانی‌که در کشور همسایه تعداد فعالیت‌های تروریسم افزایش یابد بر رشد اقتصادی کشورهای مجاور تاثیری منفی دارد (اثرات سرریز) و همچنین اگر فعالیت‌های تروریسم در منطقه j اثر گذار باشد، بیانگر پدیده وابستگی فضایی است که اقتصادسنجی مرسوم امکان برآورد و شناسایی این اثرات و عوامل را ندارد.

لذا با توجه به اهمیت این موضوع در ایران و کشورهاي مجاور، مطالعه فوق به بررسی اثر تروریسم بر رشد اقتصادی در منطقه پرتنش خاورمیانه و با آمار بالای فعالیت‌های تروریستی برای بازه زمانی ۱۹۸۰-۲۰۱۹ با رویکرد اقتصادسنجی فضایی تابلویی پرداخته شد. ابتدا جهت بررسی تشخیص وابستگی فضایی از آزمون موران و جری سی، وابستگی فضایی کشورها مورد تایید قرار گرفت و بر اساس معنی‌داری آزمون موران، الگوی پژوهش در چارچوب فضایی تابلویی برآورد گردید. با توجه به نتایج تحقیق، فعالیت‌های تروریستی، اثرات منفی و مخرب بر رشد اقتصادی این کشورها را نشان می‌دهد و این نتیجه سازگار با نتایج سایر مطالعات از جمله هامیدا (۲۰۱۸) و اسفندیاری (۱۳۹۷) می‌باشد. با عنایت به نتایج تحقیق، متغیرهای سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی، تجارت خارجی، اعتبارات بانکی دارای تاثیر معنی‌دار و مثبت بر توسعه اقتصادی کشورهای مورد مطالعه دارند که از این

میان سرمایه‌گذاری خارجی و تجارت خارجی بیشترین تاثیر در رشد اقتصادی دارند و همچنین نرخ تورم دارای تاثیر منفی و معنی‌دار بر روی رشد اقتصادی کشورهای فوق دارد و این نتایج سازگار با نتایج سایر مطالعات از جمله کواه (۲۰۰۷)، خان (۲۰۱۹)، حیدر و همکاران (۲۰۱۵) و سانا و شافی (۲۰۱۸) می‌باشد. از سوی دیگر به خطر افتادن امنیت منطقه سبب عقب ماندگی کشورها از لحاظ رشد و توسعه اقتصادی شده و اثر سریز فضایی آن به کشورهای مجاور بازگردانده می‌شود. از آنجا که بر اساس ادبیات تحقیق، بخشی از اثرات حوادث تروریستی از طریق کانال‌های مختلف مانند سرمایه‌گذاری خارجی، صادرات، فعالیت بورس اوراق بهادار و غیره به رشد منتقل می‌شود، پیشنهاد می‌شود استفاده از مجامع بین‌المللی جهت رایزنی و تبادل نظرات جهت جلوگیری از ایجاد حملات تروریستی، ثبات حاکمیت‌ها و سیاست‌های تنظیمی و اصلاحی یا به‌عبارتی دیگر اصلاح درک قانون از حکومت قانون در کشور و تکیه بر قواعد منجسم مقابله با اثرات تروریستی، کشورهای دارای حملات تروریستی بالا روابط اجتماعی، اقتصادی و سیاسی منطقه‌ای را تقویت نموده و موجب همبستگی هر چه بیشتر جهت برطرف نمودن و کنترل اثرات فعالیت‌های تروریستی.

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

Abadie, A., & Gardeazabal, J. (2003). The economic costs of conflict: A case study of the Basque Country. *American economic review*, *93*(1), 113-132.

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

Akbari, N. (2005). The concept of space and how to measure it in regional studies, Iranian Economic Research Quarterly, Volume 7, Number 23, pp. 39-68 (In Persian).

Al-Ghafoor, S, M & Sadeghian, R. (1). Modernity, Globalization and the phenomenon of modern and postmodern terrorism, Quarterly Journal

of Politics, Journal of the Faculty of Law and Political Science, Volume 48, Number 3, Fall 1397, 589-608 (In Persian).

Alsarayreh, M, N, Jawabreh, O, A, A, & Helalat, S.S. (2010). “The influence of terrorism on the international tourism activities” European Journal of Social Sciences 13 (1).

Anwar, M. A., Rafique, Z., & Joiya, S. A. (2012). Defense spending-economic growth nexus: A case study of Pakistan. *Pakistan Economic and Social Review*, 163-182.

Asgharpour, H, Ahmadian, K & Maniei, O. (2013). The effect of political instability on Iran's economic growth; APARCH Nonlinear Approach, Quarterly Journal of Economic Research and Policy, Volume 21, Number 68, 175-194 (In Persian).

Atkinson, S. E., Sandler, T., & Tschirhart, J. (1987). Terrorism in a bargaining framework. *the Journal of Law and Economics*, *30*(1), 1-21.

Baltagi, B. H. (2005). Econometric Analysis of Panel Data, John Wiley&Sons Ltd. *West Sussex, England*.

Bandyopadhyay, S., & Younas, J. (2014). Terrorism: A threat to foreign direct investment. *Doing Business Abroad Policy Report*, 25-50.

Blomberg, S. B., Hess, G. D., & Weerapana, A. (2004). Economic conditions and terrorism. *European Journal of Political Economy*, *20*(2), 463-478.

Carter, A., Deutch, J., & Zelikow, P. (1998). Catastrophic Terrorism-Tackling the new danger. *Foreign Aff.*, *77*, 80.

Çinar, M. (2017). The effects of terrorism on economic growth: Panel data approach. *Zbornik radova Ekonomskog fakulteta u Rijeci: časopis za ekonomsku teoriju i praksu*, *35*(1), 97-131.

Dombusch, R & Stanley, F. (1995). 'Moderate Inflation', World flank Economic Observer, 7, I (Jan), 1-44.

Ekhtiari Amiri, R. (2017). The Impact of the Syrian Government's Fragility in Changing Middle East Security Interactions, Quarterly Journal of Political Research in the Islamic World. Volume 3, Number 7, 155-188 (In Persian).

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

Enders, W., & Sandler, T. (2002). The effectiveness of antiterrorism policies: A vector-autoregression-intervention analysis. *American political science review*, *87*(4), 829-844.

Esfandiari. (2015). Analysis of the effects of spatial overflow of military expenditures in the face of crime and trans-regional forces of terrorism in Mena countries, Quarterly Journal of Political Research of the Islamic World, Year 8, Number 2, Summer 2016, 143-167 (In Persian).

Farahmand. (2017). Spatial analysis of the impact of socio-economic factors on the occurrence of crime in the provinces of Iran with emphasis on migration, Economic Research, Volume 52, Number 1, Spring 1996, 117-138 (In Persian).

Fehqh Majidi, A, Salami, F & Zarouni, Z. (2017). A Study of the Effect of Democracy on Economic Growth in Developing Countries, Journal of Political Science, Volume 12, Number 4, 137-164 (In Persian).

Firuznia, Q, Jasemi, E & Qarni Arai, B. (2016). The Effect of Imposed War on the Growth and Economic Development of Rural Settlements (Case Study: Qasr Shirin County), Human Settlement Planning Studies, Volume 11, Number 37, 103-118 (In Persian).

Gaibulloev, K., & Sandler, T. (2008). Growth consequences of terrorism in Western Europe. *Kyklos*, *61*(3), 411-424.

Getis, A., & Ord, J. K. (1992). The analysis of spatial association by use of distance statistics. *Geographical analysis*, *24*(3), 189-206.

Global Terrorism Index. (GTI), 2018. http://economicsandpeace.org/reports/.

Golkhandan, A. (2014). A comparative study of the effect of military spending on the economic growth of selected developing and underdeveloped countries: Systematic GMM approach, Quarterly Journal of Economic Development Research, Volume 4, Number 15, 23-43 (In Persian).

Gupta, S., Clements, B., Bhattacharya, R., & Chakravarti, S. (2004). Fiscal consequences of armed conflict and terrorism in low-and middle-income countries. *European journal of political economy*, *20*(2), 403-421.

Holmann, F., Rivas, L., Urbina, N., Rivera, B., Giraldo, L. A., Guzman, S., ... & Ramirez, G. (2005). The role of livestock in poverty alleviation: An analysis of Colombia. *Forest*, *3*, 0-9.

Hyder, S., Akram, N., & Padda, I. U. H. (2015). Impact of terrorism on economic development in Pakistan. *Pakistan business review*, *839*(1), 704-722.

Ismail Nia, A, A, & Wesfi Esfestani, S. (2016). The effect of security on economic growth in Iran and some selected countries, Quarterly Journal of Economic Research, Volume 16, Number 61, pp. 127-154 (In Persian).

Jani, S, Nikpey pesyan, V, & Safizadeh, S. (2020). Investigating the Impact of Tourism Industry on Employment in the Provinces of the Country with the Approach of Spatial Econometrics, Research and Economic Policies, No. 93, Year 20 Eighth, Spring 99, 233-266 (In Persian).

Karimi, M, S, Heidarian, M & Dorbash, M. (2016). The effect of internal and external conflicts on economic growth in the Middle East, Scientific Quarterly Journal of Economic Growth and Development Research, Year 10, Issue 39, Summer 2016, 113-132 (In Persian).

Khan, A., Estrada, M. A. R., & Yusof, Z. (2016). How terrorism affects the economic performance? The case of Pakistan. *Quality & Quantity*, *50*, 867-883.

Koh, W. T. (2007). Terrorism and its impact on economic growth and technological innovation. *Technological forecasting and social change*, *74*(2), 129-138.

LeSage, J. P. (1999). The theory and practice of spatial econometrics. *University of Toledo. Toledo, Ohio*, *28*(11), 1-39.

Liu, A., & Pratt, S. (2017). Tourism's vulnerability and resilience to terrorism. *Tourism Management*, *60*, 404-417.

Lucas Jr, R. E. (1988). On the mechanics of economic development. *Journal of monetary economics*, *22*(1), 3-42.

M. Lutz, & jams. (2014), Globalization and Terrorism in the Middle East, Department of Political Science Indiana University.

Michael, S. (2007). Terrorism a socio-economic and political phenomenon with special reference to Pakistan. *Journal of management and social sciences*, *3*(1), 35-46.

Mubashra, S. (2018). The impact of counter-terrorism effectiveness on economic growth of Pakistan: An econometric analysis.

Neumayer, E., & Plümper, T. (2010). Galton's problem and contagion in international terrorism along civilizational lines. *Conflict management and peace science*, *27*(4), 308-325.

Nonjad, M & Roshan Ghiyas, M. (2010). The effect of exchange relationship and its turbulence on economic growth in Iran, Quarterly Journal of

Economic Research (Islamic-Iranian approach), 12 (46):183-200 (In Persian).

Nikpey Pesyan, V., & Shahbazi, K. (2023). Spatial analysis of the effect of terrorism on attracting foreign direct investment in the middle east. *Quarterly Journal of Quantitative Economics (JQE)*, *20*(2), 129-164. doi: 10.22055/jqe.2022.37973.2392 (In Persian).

Pfaffermayr, M. (2009). Conditional β-and σ-convergence in space: A maximum likelihood approach. *Regional Science and Urban Economics*, *39*(1), 63-78.

Pizam, A., & Fleischer, A. (2002). Severity versus frequency of acts of terrorism: Which has a larger impact on tourism demand? *Journal of Travel research*, *40*(3), 337-339.

Saeedi Kia, M, Dehmardeh Ghaleh No, N & Keshavarz Haddad, Gh, Esfandiari, M. (2015). The Relationship between Public Expenditure and Terrorism and Crime in MENA Region Countries, Panel Vector Regression Approach (p-var), Journal of Applied Theories of Economics (In Persian).

Samadi, S & Bayani, A. (2011). Investigating the Relationship between Macroeconomic Variables and Stock Returns in Tehran Stock Exchange, Quarterly Journal of Economic Sciences, Year 5, Issue 16, Fall 2011 (In Persian).

Sevll F. S. (1995). Tourism, terrorism, and pollitical instabilly Annals of Tourism Research, Vol. 25, No. 2, pp. 416-456.

Shahabadi, A & Bahari, Z. (2013). A Study of Political Stability and Economic Freedom on Economic Growth in Selected Developed and Developing Countries, Quarterly Journal of Economic Growth and Development Research, Volume 4, Number 16, 54 -72 (In Persian).

Stecklov, G., & Goldstein, J. R. (2004). Terror attacks influence driving behavior in Israel. *Proceedings of the National Academy of Sciences*, *101*(40), 14551-14556.

Tavares, J. (2004). The open society assesses its enemies: shocks, disasters and terrorist attacks. *Journal of monetary economics*, *51*(5), 1039-1070.

Zolfaghari M, & Omrani A. (2017). The Impact of the Rise of ISIS on the National Security of the Islamic Republic of Iran, Quarterly Journal of Political Research in the Islamic World. Volume 2, Number 7, 169-195 (In Persian).

فصلنامه‌ی اقتصاد مقداری (بررسی‌های اقتصادی سابق) زمستان ۱۴۰۲ ۲۰(۴) ۲۱۴-۱۸۰

فصلنامه‌ی اقتصاد مقداری

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

ارزیابی عملکرد بانکداری اسلامی در مقایسه با بانکداری متعارف در کشورهای منتخب

اصغر ابوالحسنی هستیانی*، مینو امینی میلانی**، علیرضا شریف مقدسی***، رحیم بیات****

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

اطلاعات مقاله

تاریخ دریافت: *۱۴ شهریور ۱۴۰۱*
تاریخ بازنگری: *۱۴ مهر ۱۴۰۱*
تاریخ پذیرش: *۰۳ آذر ۱۴۰۱*

طبقه‌بندی JEL: G21،G15 ،G11،C61،C13

واژگان کلیدی:
بانکداری اسلامی، بانکداری متعارف، کارآیی، ریسک سیستماتیک، ریسک غیرسیستماتیک

ارتباط با نویسنده (گان) مسئول:
ایمیل:
rahimbayat@student.pnu.ac.ir
0000-0001-6683-4831

آدرس پستی:
تهران، بزرگراه امام علی، شمال- بلوار ارتش شرقی محله سوهانک، دانشکده حسابداری و اقتصاد، گروه اقتصاد، کد پستی: ۱۹۵۵۸۴۷۸۸۱

اطلاعات تکمیلی:

این مقاله برگرفته از پایان نامه‌ی دکتری آقای رحیم بیات در رشته اقتصاد پولی به راهنمایی آقای دکتر اصغر ابوالحسنی هستیانی در دانشگاه پیام نور است.

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

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

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

چکیده

در این تحقیق، به منظور بررسی عملکرد بانکداری اسلامی در مقایسه با بانکداری متعارف، چهار رویکرد متفاوت تحلیل پوششی داده‌ها (DEA)، تحلیل مرزی تصادفی (SFA)، مدل مارکویتز و مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای(CAPM) مورد استفاده گرفت. میانگین کارآیی بانک‌های اسلامی در مدل‌های تحلیل پوششی داده‌ها و تحلیل مرزی تصادفی به ترتیب ۷۴ و ۵۶/۱۵ درصد و برای بانک‌های متعارف به ترتیب ۶۹/۵ و ۴۸/۱۳ درصد ارزیابی شد. با اجرای مدل مارکویتز طی سال‌های ۲۰۱۲ تا ۲۰۲۰، میانگین و انحراف معیار نرخ بازده سهام بانک-های اسلامی به ترتیب ۰/۷۶ و ۴/۰۹ درصد و برای بانک‌های متعارف به ترتیب ۰/۶۸ و ۶/۳۵ درصد به دست آمد. میانگین ضرایب همبستگی نرخ‌های بازده سهام برای دو نظام بانکی اسلامی و متعارف نیز به ترتیب ۴۰/۴ و ۴۴/۱ درصد محاسبه شد. با اجرای مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای نیز ضریب بتا برای بانک‌های منتخب اسلامی ۰/۲۸ و برای بانک‌های متعارف ۰/۵۸ به دست آمد. بدین ترتیب ملاحظه می‌شود که ریسک سیستماتیک مربوط به سهام بانک‌های منتخب اسلامی در مقایسه با بانک‌های منتخب متعارف کمتر می‌باشد. با محاسبه ضرایب بتای هر کدام از بانک‌ها نیز مشخص شد بانک‌های الدوحه قطر و بانک توسعه اسلامی از نظام بانکی اسلامی و بانک اچ‌اس‌بی‌سی انگلستان از نظام بانکی متعارف دارای کمترین ریسک‌های سیستماتیک و بانک‌های دویچه‌بانک آلمان، اینتساسانپائولوی ایتالیا و بی‌پی‌ام ایتالیا که هر سه متعلق به نظام بانکی متعارف هستند، دارای بیشترین مقادیر ریسک سیستماتیک برآورد شده در بین بانک‌های منتخب مورد بررسی می‌باشند.

ارجاع به مقاله:

ابوالحسنی هستیانی، اصغر.، امینی میلانی، مینو.، شریف مقدسی، علیرضا و بیات، رحیم. (۱٤۰۲). ارزیابی عملکرد بانکداری اسلامی در مقایسه با بانکداری متعارف در کشورهای منتخب. *فصلنامه‌ی اقتصاد مقداری (بررسی‌های اقتصادی سابق)*، ۲۰ (۴)، ۲۱۴-۱۸۰.

10.22055/jqe.2022.41810.2512

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

۱- مقدمه

تأسیس اولین بانک بدون ربا در مصر در سال ۱۹۶۳ به عنوان سرآغازی برای بانکداری اسلامی تلقی می‌شود (Ahmad, 2014). از آن زمان تاکنون، بانکداری اسلامی با سرعت قابل توجهی رشد یافته و مطالعات دانشگاهی زیادی درباره این سیستم بانکداری صورت گرفته است. بر اساس گزارش سال ۲۰۱۹ صندوق بین‌المللی پول، تعداد موسسات مالی اسلامی از ۷۵ موسسه در سال ۱۹۷۵ به بیش از ۳۰۰ موسسه در بیش از ۷۵ کشور در سال ۲۰۱۹ افزایش یافته است. مجموع دارایی‌های اسلامی نیز به افزون بر دو تریلیون دلار در سال ۲۰۱۹ رسیده که به طور متوسط از رشد سالانه ۱۵ درصدی برخوردار بوده است که سه برابر سرعت افزایش دارایی‌های بانک‌های متعارف می‌باشد، هر چند که هنوز سهم پایینی از دارایی‌های کل بانکی در سطح جهان را دارا هستند (Russo, 2017). برخلاف بانکداری متعارف که هدف اصلی در آن حداکثر سازی سود بر اساس تسهیلات ارائه شده می‌باشد، بانک‌های اسلامی بر اساس قوانین و قواعد فقه اسلامی که در آن استفاده از بهره تحریم شده است، عمل می‌کنند. دقیقا به خاطر همین ویژگی بانکداری اسلامی بود که بسیاری از صاحبنظران هنگامی که اولین بانک اسلامی تأسیس شد،نسبت به ادامه حیات آن مردد بوده و پیش‌بینی می‌کردند که بانکداری بدون ربا مدت زیادی دوام نخواهد آورد. با وجود این تردیدها، بانک‌های اسلامی هم‌اکنون سریع‌ترین صنعت گردش مالی از نظر رشد و توسعه را به خود اختصاص داده‌اند (Cerović, Suljić Nikolaj, & Maradin, 2017). با وجود رشد بانکداری اسلامی در طول سه دهه گذشته، هنوز هم بانکداری اسلامی به جایگاه شایسته خود دست نیافته است. شاید بتوان دلایل آن را در وجود برخی مطالب غیرعلمی، ابهام نسبت به نظریه مالی اسلامی در بین عموم و اندیشمندان و انتقادهایی دانست که بر مفاهیم و روش بانکداری اسلامی وارد است (Taghi Nazarpour, Mousavian, & Khazaei, 2017). قانون عملیات بانکی بدون ربا در ایران، پس از تصویب لایحه در سال ۱۳۶۱ توسط هیأت وزیران و تقدیم به مجلس شورای اسلامی و تصویب توسط مجلس و سپس شورای نگهبان، از ابتدای سال ۱۳۶۳ در کلیه بانک‌های کشور به مرحله اجرا در آمد (Mousaviyan, 2004). لفظی بودن تغییرات بانکداری کنونی نسبت به قانون بانکداری سابق، لفظی بودن تغییر تسهیلات تحت عنوان عقود اسلامی در مقایسه با وام‌های سابق، لزوم آشنایی کامل کارکنان سیستم بانکی با

قانون مزبور، صوری عمل کردن بانک‌ها در برخی از تسهیلات اعطایی بانک‌ها، صورت‌سازی بانک‌ها در شیوه محاسبه سود، شراکت در سود و واگذاری زیان به عهده مشتری از جمله مشکلات مطرح شده در خصوص اجرای این قانون در کشور طی چهار دهه گذشته می‌باشد (Totunchian, 2006). همچنین از دیگر مشکلات و تنگناهای نظام بانکی ایران، می‌توان به این موارد اشاره کرد؛ مستقل نبودن بانک مرکزی، بانک‌محور بودن اقتصاد ایران، دستوری بودن نرخ سود سپرده‌ها و تسهیلات، مطالبات معوق و ناکارآمدی نهادهای نظارتی بانک‌ها، الزام بانک‌ها به پرداخت تسهیلات تکلیفی و تبصره‌ای، نبود تقسیم کار میان بانک‌های تجاری و تخصصی و ورود بانک‌ها به عرصه بنگاه‌داری و اولویت بخشیدن به نیازهای مالی شرکت‌های تابعه (Taghi Nazarpour et al., 2017). دوگانگی عملیات حسابداری، عدم پرداخت سود واقعی به سپرده‌گذاران، شناسایی نکردن سهم سود واقعی، تناسب نداشتن برخی از روش‌های تخصیص منابع با ماهیت بانک‌های تجاری، جامع نبودن سپرده‌ها با اهداف و سلیقه‌های سپرده‌گذاران، فقدان روش مناسبی برای استمهال تسهیلات بانکی، هزینه بالای اجرای صحیح برخی از عقدها در بانک‌ها، اجتناب بانک‌ها از مقابله جدی با صوری بودن عملیات بانکی، افزایش ریسک و هزینه عملیات اعتباری، پیچیده بودن قوانین و مقررات، نبود نظارت و بازرسی کارآمد، فقدان بنیه کارشناسی قوی در بانک‌ها، آموزش ناکافی کارکنان بانک‌ها، فقدان برنامه‌ریزی لازم برای توسعه بانکداری اسلامی و فقدان تلقی مردم از اسلامی بودن بانک‌ها از جمله چالش‌های اساسی مطرح‌شده در بانکداری بدون ربای ایران می باشد (Taghi Nazarpour et al., 2017).

با توجه به موارد مطرح‌شده، سوال اساسی در اینجا این است که آیا با وجود بانکداری متعارف، بانکداری اسلامی می‌تواند به نیازهای پولی و بانکی اقتصاد پاسخ دهد یا نه؟ آیا بانک‌های اسلامی از ثبات و کارآیی لازم برخوردار هستند؟ به طور کلی عواملی همچون سقف تسهیلات اعطا شده، نرخ بازده دارایی‌ها، نرخ بازده سهام، ارزش دارایی‌های بانکی، انواع هزینه‌های بانکی و عوامل مختلف دیگر می‌تواند سبب ایجاد تفاوت در کارآیی و عملکرد بانک‌ها شود. پاسخ به این سوالات مستلزم بررسی عملکرد بانکداری اسلامی در مقایسه با بانکداری متعارف می‌باشد.

به منظور بررسی عملکرد بانکداری اسلامی در مقایسه با بانکداری متعارف، از چهار رویکرد متفاوت تحلیل پوششی داده‌ها (DEA)[1]، تحلیل مرزی تصادفی (SFA)[2]، مدل مارکویتز[3] و مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای(CAPM)[4] استفاده شده است. رویکرد تحلیل پوششی داده‌ها، یکی از روش‌های ناپارامتری و مبتنی بر روش‌های ریاضی و برنامه‌ریزی خطی برای اندازه‌گیری کارآیی واحدهای تصمیم‌گیری می‌باشد. در مقابل، تحلیل مرزی تصادفی، روشی پارامتری و مبتنی بر اقتصادسنجی و تخمین تابع تولید برای برآورد کارآیی واحدهای تصمیم‌گیری است. از مدل مارکویتز برای به دست آوردن نرخ بازده بهینه سهام بانکی و ریسک غیرسیستماتیک[5] و از مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای نیز برای یافتن نرخ بازده بهینه سهام بانکی و ریسک سیستماتیک[6] استفاده شده است.

ریسک کلی یک ورقه بهادار را می‌توان به دو بخش تقسیم کرد؛ ریسک سیستماتیک و ریسک غیرسیستماتیک. ریسک غیرسیستماتیک بیانگر آن قسمت از ریسک دارایی است که مربوط به عوامل تصادفی بوده و از طریق متنوع سازی اجزای پرتفوی قابل حذف است. این ریسک، محدود به عواملی می‌شود که مختص شرکت هستند، نظیر اعتصاب کارکنان شرکت، دعاوی حقوقی و قانونی مطرح شده در خصوص شرکت و از دست دادن یک مدیر کلیدی و مهم شرکت. ریسک سیستماتیک، مربوط به عوامل بازار است که بر تمام شرکت‌ها تأثیر می‌گذارد و از طریق متنوع سازی قابل حذف نیست. عواملی نظیر جنگ، تورم غیرمنتظره، حوادث بین‌المللی و رویدادهای سیاسی از جمله ریسک‌های سیستماتیک هستند (Norosh & Dianti-Dilmi, 2004).

در ادامه پس از بیان مقدمه، مروری بر ادبیات تحقیق و پیشینه پژوهش داشته و سپس در بخش روش‌شناسی، هر کدام از مدل‌های چهارگانه مورد استفاده در تحقیق را

---

[1] Data Envelopment Analysis

[2] Stochastic Frontier Analysis

[3] Markowitz Model

[4] Capital Asset Pricing Model

[5] No diversifiable risk or systematic risk

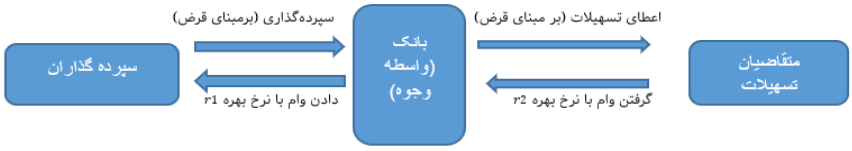
[6] Diversifiable risk or nonsystematic risk

معرفی می‌کنیم. معرفی جامعه آماری و متغیرها و تجزیه و تحلیل داده‌ها موضوع بخش بعدی را تشکیل داده و در نهایت به جمع‌بندی و نتیجه‌گیری خواهیم پرداخت.

۲- ادبیات تحقیق

۲-۱- مبانی نظری بانکداری متعارف

در بانکداری متعارف، بانک‌ها در تجهیز و تخصیص منابع پولی خود بر اساس قرض با بهره عمل می‌کنند که نرخ آن دربازار و از برآیند عرضه و تقاضای وجوه به دست می‌آید. بانک‌ها با تعهد پرداخت بهره، انگیزه لازم را برای صاحبان وجوه ایجاد می‌کنند و از طرف دیگر با هدف دریافت بهره، وجوه خود را وام می‌دهند یا در اوراق قرضه سرمایه‌گذاری می‌کنند. لذا اگر بهره حذف شود، عملکرد بانک‌ها و به طور کلی واسطه‌های مالی در نظام سرمایه‌داری مختل می‌شود و قسمتی از بازارهای مالی موسوم به بازار بدهی، حذف می‌شود (Taghi Nazarpour et al., 2017). در **نمودار۱** ماهیت بانکداری متعارف به اختصار ترسیم شده است.



نمودار۱. فرایند مبادله وجوه در بانکداری متعارف
مأخذ: توتونچیان، ۱۳۸۴

Figure1. The process of exchanging funds in conventional banking
Sourse: (Totunchian, 2006)

همانطور که ملاحظه می‌شود بانک متعارف از طریق دریافت وام‌های کوچک ولی متعدد و دادن نرخ بهره r_1 از یک طرف و دادن وام‌های بزرگ ولی در تعداد کم و دریافت نرخ بهره r_2 ارتزاق می‌کند. بنابراین درآمد ربوی بانک را می‌توان به صورت زیر نوشت:

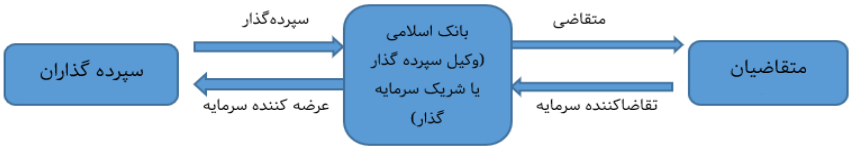
$$R_t(r) = M_1(r_2 - r_1) + \Delta M(r_2 - r_1) \quad (۱)$$

که در این رابطه، $R_t(r)$ درآمد ربوی بانک متعارف، M_1 مقدار سپرده اولیه، ΔM قدرت پول‌آفرینی بانک متعارف و r_1 و r_2 به ترتیب بهره پرداختی به سپرده‌گذاران و دریافتی از

وام‌گیرندگان توسط بانک می‌باشد. یعنی درآمد ربوی بانک متعارف، تابع دو عامل است؛ یکی نرخ ذخیره قانونی که براساس آن، بانک‌ها خلق پول می‌کنند ($\Delta M > 0$) و دیگری تفاضل بین بهره پرداختی به سپرده‌گذاران و بهره دریافتی از وام‌گیرندگان (Totunchian, 2006)

۲-۲- مبانی نظری بانکداری اسلامی

بانکداری متعارف در تأمین مالی و وام‌دهی از قرارداد بهره‌محور که سابقه طولانی هم دارد، استفاده می‌کند. بنابراین بانکداری متعارف بر رابطه بدهکار-بستانکار بین سپرده‌گذار و بانک از یک طرف و وام‌گیرنده و بانک از طرف دیگر، استوار است (Parashar, 2010)؛ اما در بانکداری اسلامی روابط به گونه‌ای دیگر تعریف می‌شود. در این نظام، بانک به عنوان وکیل سپرده‌گذاران وجوه آن‌ها را در قالب عقدهای مبادله‌ای و مشارکتی به متقاضیان سرمایه می‌پردازد. در پاره‌ای مواقع میان سپرده‌گذار و گیرنده تسهیلات رابطه شراکت برقرار می‌شود و در مواردی رابطه موجر و مستأجر. این رابطه بسته به نوع قرارداد می‌تواند تغییر کند؛ اما هرچه باشد، رابطه قرض‌دهنده و قرض‌گیرنده پدید نمی‌آید مگر آنکه قرض، مصداق قرض الحسنه باشد که در این صورت، زیاده‌ای به آن تعلق نمی‌گیرد (Taghi Nazarpour et al., 2017). با توضیحات فوق می‌توان نحوه عمل بانکداری اسلامی را به صورت **نمودار۲** در نظر گرفت.



نمودار۲. وظیفه و موقعیت حقوقی بانک اسلامی
مأخذ: توتونچیان، ۱۳۸۴
Figure2. The duty and legal status of Islamic Bank
Sourse: (Totunchian, 2006)

سمت چپ **نمودار۲** که ارتباط بانک اسلامی با سپرده‌گذاران را نشان می‌دهد، بیانگر تجهیز منابع بانکی شامل سپرده‌های قرض‌الحسنه جاری، سپرده‌های قرض‌الحسنه پس‌انداز و

سپرده‌های سرمایه‌گذاری مدت‌دار می‌باشد (Totunchian, 2006). سمت راست این نمودار نیز که بانک با متقاضی سروکار دارد، بیانگر تخصیص منابع بانکی است که شامل سه دسته از عقود و قراردادهای اسلامی است؛ دسته اول قراردادهای مبادله‌ای است که در این شیوه، بانک‌ها با استفاده از منابع سپرده‌های سرمایه‌گذاری و دیگر منابع بانک، بامتقاضیان تسهیلات وارد قراردادهایی نظیر فروش اقساطی (مرابحه)، اجاره به شرط تملیک، سلف، استصناع، خرید دین و جعاله می‌شوند. دسته دوم شامل قراردادهایی مانند مشارکت مدنی، مشارکت حقوقی، مضاربه، مزارعه و مساقات می‌باشد. دسته سوم نیز، مشتمل بر اعطای تسهیلات قرض‌الحسنه به شرکت‌های تولیدی و خدماتی در فعالیت‌های اشتغال‌زا و در جهت تأمین مایحتاج ضروری جامعه، افرادی که مستقیما به امور کشاورزی و دامپروری مبادرت نموده و برای رفع نیازهای افراد در مواردی مانند هزینه‌های ازدواج، تهیه جهیزیه، درمان بیماری، تعمیرات مسکن، کمک هزینه تحصیلی و کمک به ساخت مسکن در روستاها می‌باشد (Taghi Nazarpour et al., 2017).

۳-۲- مروری بر پیشینه پژوهش

ژو (۲۰۲۲)، در پژوهش خود با هدف معرفی رویکرد جدیدی از مدل مارکویتز و مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای، با توجه به اهمیت تخمین ماتریس کوواریانس به عنوان یکی از مهمترین مراحل برآورد ریسک و بازده در این مدل، روش لدویت-ولف[7] را به کار می‌گیرد که می‌تواند تخمین قوی و بهتری از ماتریس کوواریانس را ارائه دهد. وی برای این منظور از قیمت‌های سهام روزانه پنج شرکت BYD، تسلا، اپل، بیلی‌بیلی و دیزلی‌لند از مارس ۲۰۲۰ تا مارس ۲۰۲۱ استفاده کرده و ضمن استخراج منحنی مرز کارای مارکویتز، شرکت تسلا را به عنوان نزدیک‌ترین شرکت مناسب برای سرمایه‌گذاری توسط متقاضیان سرمایه‌گذاری معرفی می‌کند (Zhou, 2022).

علی اف (۲۰۱۸)، مدل CAPM را بر روی سهام بانک‌های منتخبی از بورس استانبول مورد آزمایش قرار داد. وی در این تحقیق، تلاش کرد تا با استفاده از شاخص

[7] Ledoit-Wolf

بورس استانبول، نرخ بازده بهینه دارایی‌های مالی بانک‌های منتخب را با توجه به ریسک آنها تعیین کند. او برای این منظور از نرخ بازده ماهانه ۱۲ بانک منتخب بر اساس داده‌های سال‌های ۲۰۰۱ تا ۲۰۱۰ استفاده کرده و اعتبار مدل CAPM را در تعیین نرخ بازده مورد انتظار دارایی‌های مورد بررسی تأیید کرده و به این نتیجه رسید که این مدل می‌تواند بازده کل پرتفوی مربوط به سهام بانک‌های منتخب را پیش‌بینی کند (Aliyev & Soltanli, 2018).

بسری و همکارانش (۲۰۱۸)، در تحقیقی با عنوان کارآیی بانکهای اسلامی در مالزی مبتنی بر روش تحلیل پوششی داده‌ها و شاخص بهره‌وری مالم کوئیست، تأثیر سیاست آزادسازی اجرا شده توسط بانک مرکزی این کشور را بر روی کارآیی بانک‌های اسلامی داخلی و خارجی این کشور بررسی کردند. آنها برای این منظور با استفاده از داده-های مربوط به سال‌های ۲۰۰۸ تا ۲۰۱۵ روش تحلیل پوششی داده‌ها را برای اندازه‌گیری کارآیی ۱۶ بانک اسلامی فعال در این کشور به کار بردند. نتایج بررسی آنها نشان داد که بانک‌های اسلامی داخلی کشور مالزی نسبت به بانک‌های اسلامی خارجی فعال در این کشور کاراتر عمل کرده‌اند. بر این اساس بانک‌هایی مثل بانک اسلامی لئونگ هانگف، می بانک، بانک دولتی اسلامی و بانک اسلامی RHB، کاراترین بانک‌ها در بین بانک‌های مورد بررسی بوده‌اند (Basri, Muhamat, & Jaafar, 2018).

سیمپسون و آیسولا (۲۰۱۸) با استفاده از دو رویکرد DEA و SFA به اندازه‌گیری و برآورد کارآیی فنی و تغییرات بهره‌وری عوامل تولید کل در بخش بانکداری کشور نیجریه طی سال‌های ۲۰۰۵ تا ۲۰۱٤ بعد از انجام اصلاحات نظام بانکی این کشور در پی بحران مالی جهانی که با هدف ایجاد ثبات در نظام بانکداری اجرا شده بود، پرداختند. یافته‌های این تحقیق نشان داد، هر چه سیستم بانکی به سمت بانکداری بدون بهره و کسب درآمد از طریق کارمزد بانکی حرکت کند، هم شاخص بهره‌وری کل عوامل تولید مبتنی بر مدل SFA و هم شاخص کارآیی فنی مبتنی بر مدل DEA افزایش می‌یابد (Osuagwu, Isola, & Nwaogwugwu, 2018).

روسو (۲۰۱۶)، با استفاده از دو مدل مارکویتز و قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه-ای، به مقایسه عملکرد سه سبد دارایی شامل ۲۲ بانک اسلامی، ۲۲ بانک اروپایی و ۲۲ بانک ایتالیایی پرداخت. بررسی‌های وی نشان داد عملکرد بانک‌های اسلامی از نظر منحنی

مرز کارا به مراتب بهتر از بانک‌های متعارف بوده و این منحنی برای بانک‌های اسلامی همواره بالاتر از دو گروه دیگر قرار دارد. همچنین با محاسبه ضرایب بتای مربوط به ریسک سیستماتیک هر کدام از سبدهای دارایی مذکور، این ضریب برای بانک‌های اسلامی پایین-تر از سایر بانک‌ها بوده که به معنای کمتر بودن ریسک سیستماتیک مربوط به بانک‌های اسلامی در مقایسه با بانک‌های متعارف می‌باشد (Russo, 2017).

نزشتی (۱۴۰۰) با استفاده از داده‌های مربوط به ۳۰ شرکت فعال در قلمرو زمانی ابتدای فروردین سال ۱۳۸۹ تا اسفند ۱۳۹۹، به بررسی پویایی انتخاب بهینه پرتفوی سرمایه‌گذاری بر اساس شاخص نقدشوندگی دارایی‌ها پرداخت. نتایج بررسی وی نشان داد که استفاده از شاخص نقدشوندگی دارایی‌ها برای بهینه‌سازی پرتفوی، تفاوت معنی‌داری را در وزن، بازده و ریسک پرتفوی نسبت به مدل مارکویتز ایجاد می‌کند (Nazashti, 2021).

مشهدی یان ملکی و همکاران (۱۳۹۹) در تحقیق خود به دنبال یافتن پاسخ برای این سوال بودند که آیا بانک‌ها در شرایط مختلف اقتصادی دچار چسبندگی سبد دارایی بوده و واکنش چندانی نشان نمی‌دهند یا این که از انعطاف لازم برخوردار هستند. بدین منظور، با استفاده از داده‌های ترازنامه بانک تجارت طی سال‌های ۱۳۸۰ تا ۱۳۹۷ و با به کارگیری مدل مارکویتز به بررسی این موضوع پرداختند. یافته‌های تحقیق نشان داد که سبد دارایی بانک تجارت طی دوره مورد بررسی به شرایط اقتصادی واکنش نشان داده و در دوره رشد بالای اقتصادی، سبد دارایی بانک در مقایسه با دوره رشد پایین اقتصادی، از ریسک کمتر و بازدهی بیشتری برخوردار بوده است (mashhadyanmaleki, souri, ebrahimi, mehrara, & Majed, 2020).

ابراهیمی و همکاران (۱۳۹۴)، با الهام گرفتن از مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای، تحلیل همبستگی در مورد بانک انصار و ترکیب شعب آن را به عنوان یک پرتفوی انجام دادند. آن‌ها بانک را به عنوان سبدی از دارایی‌های مختلف شعب فرض کرده و همبستگی هر شعبه با کل بانک را مورد آزمایش قرار دادند (Ebrahimi, Torabi, & Farabi, 2016).

مشایخ و اسفندی (۱۳۹۴)، با استفاده از اطلاعات ۱۳۲ شرکت پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار طی سال‌های ۱۳۸۵ تا ۱۳۹۰ به ارزیابی و مقایسه ۱۰ مدل معروف

قیمت‌گذاری دارایی‌ها پرداختند و به این نتیجه رسیدند که کارآیی مدل‌های مورد بررسی یکسان نبوده و مدل فاما فرنچ سه عاملی بهترین و مدل دو عاملی شامل نقدشوندگی ضعیف‌ترین کارآیی را دارند (mashayekh & esfandi, 2015).

۳- روش‌شناسی تحقیق

در این تحقیق، ابتدا به منظور ارزیابی کارآیی فنی بانک‌ها، دو رویکرد تحلیل پوششی داده‌ها و تحلیل مرزی تصادفی به کار گرفته می‌شود. از دیدگاه متدولوژیکی می‌توان روشهای اندازه‌گیری کارایی را به دو دسته تقسیم کرد. دسته اول روشهای پارامتریک هستند که مهمترین آنها روش تحلیل مرزی تصادفی است که مشابه رگرسیون بوده و دسته دوم روش غیرپارامتریک است که مهمترین آنها، روش تحلیلی پوششی داده‌ها است (TARKHANI, Nazari, & niloofar, 2020). مهمترین مزیت روشهای ناپارامتری در مقایسه با روشهای پارامتری عدم نیاز به فروض توزیع و نبود مدل درونزایی نهاده‌ها روی خروجی است. در مقابل، مزیت روشهای پارامتری این است که نه تنها ناکارایی را اندازه-گیری می‌کنند، بلکه مدلی را نیز برای تعیین کننده‌های ناکارایی در برمی‌گیرند (Vahabi, Baradaran Kazemzadeh, & Rastegar, 2021). در ادامه با اجرای مدل مارکویتز و با استفاده از داده‌های سری زمانی مربوط به نرخ بازده سهام هر کدام از بانک‌ها از سال ۲۰۱۲ تا ۲۰۲۰، میانگین و انحراف معیار مربوط به نرخ بازدهی دارایی‌های هر کدام از بانک‌ها در دو نظام بانکی اسلامی و متعارف اندازه‌گیری شده و منحنی مرز کارا برای مجموعه بانک‌های اسلامی و متعارف استخراج می‌گردد. در نهایت، برای به کارگیری مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای و محاسبه ریسک سیستماتیک بانک‌ها، از ارزش سهام بانک‌ها برای این منظور استفاده می‌شود. اکنون، این مدل‌ها معرفی می‌شوند.

۳-۱- تحلیل پوششی داده‌ها

تحلیل پوششی داده‌ها برای نخستین بار توسط چارنز، کوپر و رودز (۱۹۷۸) به صورت نهاده‌محور (حداقل سازی عوامل تولید) و با بازدهی ثابت نسبت به مقیاس ارائه گردید. آن‌ها با توجه به تعریف کارآیی به صورت نسبت مجموع وزنی ستاده‌ها به مجموع وزنی

نهاده‌ها، وزن‌هایی به هر یک از متغیرهای خروجی و ورودی در هرکدام از واحدهای تصمیم‌گیری تخصیص دادند که کارآیی هر واحد در مقایسه با کارآیی سایر واحدها، حداکثر شده و در ضمن مقادیر کارآیی هر کدام از واحدها نیز بزرگتر از یک نشود. بدین ترتیب مسأله برنامه‌ریزی غیرخطی زیر را ارائه کردند (Charnes, Cooper, & Rhodes, 1978):

$$\max w_0 = \frac{\sum_r^k u_r y_{rj_0}}{\sum_i^m v_r x_{ij_0}} \qquad s.t:$$

$$\frac{\sum_r^k u_r y_j}{\sum_i^m v_r x_i} \leq 1 \ . \ for\ each\ j = 1 \dots n \qquad (۲)$$
$$u_r . v_i \geq 0 \ . r = 1 \dots k \ . i = 1 \dots m$$

که در آن، w_0 کارآیی نسبی، $u_r . v_i$ اوزان متغیرهای ورودی و خروجی و x و y بردار مقادیر متغیرهای ورودی و خروجی و n و m و k به ترتیب تعداد واحدهای تصمیم‌گیری (DMU)[8] و متغیرهای ورودی و متغیرهای خروجی هستند.

مسأله فوق، یک مسأله برنامه‌ریزی غیرخطی است که برای تبدیل آن به یک مسأله برنامه‌ریزی خطی، می‌توان مخرج تابع هدف را برابر یک قرار داد. یعنی داریم:

$$\sum_i^m v_r x_{ij_0} = 1 \qquad (۳)$$

بدین ترتیب، مسأله فوق تبدیل به یک تکنیک برنامه‌ریزی خطی به صورت زیر می شود:

$$\max w_0 = \sum_r^k u_r y_{rj_0} \qquad s.t:$$

$$\sum_i^m v_r x_{ij_0} = 1$$

$$\sum_r^k u_r y_j - \sum_i^m v_r x_i \leq 0 \ \ for\ j = 1 \dots n \qquad (۴)$$
$$u_r \geq 0 \quad for \quad r = 1 \dots k$$

$$v_i \geq 0 \quad for \quad i = 1 \dots m$$

[8] Decision Making Unit

این مسأله، موسوم به مدل CCR[9] اولیه می‌باشد.
به منظور کاهش تعداد محدودیت‌های مسأله، می‌توان دوگان مربوط به برنامه‌ریزی خطی (۴) را به صورت زیر در نظر گرفت:

$$\min \theta_j$$

$$s.t:\ \theta x_{ij} - s_{\bar{\imath}} - \sum_{j=1}^{n} x_{ij}\lambda_j = 0 \ \ for\ i = 1 \dots m \qquad (۵)$$
$$s_{\bar{\imath}} . s_{\hat{r}} . \lambda_j \ \geq 0 \ \ . \ \ j = 1 \dots n$$

که در آن، θ_j کارآیی واحد تصمیم‌گیری j (DMU_j)، y_{rj} مقدار ستانده تولید شده توسط واحد تصمیم‌گیری j با استفاده از x_{ij} مقدار نهاده‌های آن و $s_{\bar{\imath}} . s_{\hat{r}}$ متغیرهای کمکی ستانده و نهاده‌های مدل هستند. مقدار کارآیی هر یک از واحدها، با تکرار حل این مسأله‌ها برای هر کدام از n واحد تصمیم‌گیری به دست می‌آید (Charnes et al., 1978).

مدل اولیه CCR فرض می‌کند که تمام واحدهای تصمیم‌گیری مورد نظر در یک مقیاس بهینه فعالیت می‌کنند. بانک‌ها به دلیل ساختار رقابت ناقص، الزامات محتاطانه و ... با شرایط بازدهی متغیر نسبت به مقیاس روبه‌رو هستند. از این رو، بانکر، چارنز و کوپر (۱۹۸۴) با اضافه کردن محدودیت $\sum \lambda = 1$ به مدل اولیه CCR، فرض بازدهی متغیر نسبت به مقیاس را بر این مدل تحمیل کردند که به مدل BCC[10] شهرت یافته و به صورت زیر نوشته می‌شود:

$$\min z_0 = \theta - \varepsilon \sum_i s_{\bar{\imath}} - \varepsilon \sum_r s_{\hat{r}}$$

$$\theta x_{j_0} - s_{\bar{\imath}} - \sum_{j=1}^{n} x_{ij}\lambda_j = 0 \ \ for\ \ i = 1 \dots m$$

$$-s_{\hat{r}} + \sum_{j=1}^{n} y_{rj}\lambda_j = y_{rj_0} \ \ for \ \ r = 1 \dots k \qquad (۶)$$
$$\sum \lambda_j = 1 . s_{\bar{\imath}} . s_{\hat{r}} . \lambda_j \ \geq 0$$

---

[9] Charnes, Cooper and Rhodes

[10] Banker, Charnes and Cooper

بدین ترتیب با حل مدل‌های CCR و BCC واحدهای دارای کارآیی کمتر از یک به عنوان واحدهای ناکارا و واحدهای دارای کارآیی برابر یک به عنوان واحدهای کارا معرفی شده و روی منحنی مرز کارا قرار می‌گیرند.

۲-۳- تحلیل مرزی تصادفی

روش تحلیل مرزی تصادفی (SFA) یک روش آماری و مبتنی بر اقتصادسنجی برای تخمین مرز کارآیی می‌باشد. برخلاف روش‌های ناپارامتری که مبتنی بر تکنیک برنامه‌ریزی خطی است، روش SFA مشتمل بر یک فرم تبعی خاصی برای بیان رابطه بین نهاده‌ها و ستاده‌ها است. این روش برای اولین بار همزمان توسط ایگنر، لوول و اسمیت[11] (۱۹۹۷) و میسن و وان دن بروک[12] (۱۹۷۷) در دو قاره جهان به ادبیات اقتصادی اضافه گردید (Andrieş & Cocriş, 2010).

در روش SFA، تابع مرزی تصادفی تولید را به روش‌های اقتصادسنجی با استفاده از نظریه اقتصاد خرد تعیین می‌کنیم. این تابع، رویه‌ای در فضای n بعدی خواهد بود. سپس با توجه به تابع تولید مرزی تصادفی به دست آمده، کارآیی دیگر بنگاه‌ها را تعیین می‌کنیم. برتری روش SFA نسبت به روش‌های معمولی اقتصادسنجی در این است که در برازش تابع، نقاط متوسط در نظر گرفته نمی‌شود بلکه فقط نقاط مرزی لحاظ می‌شود. معادله این تابع به این صورت است:

$$y = f(X) + V - U$$

$$V \sim N(0.1) \qquad (۷)$$
$$U \sim |N \sim (0.1)|$$

که در آن V همان جزء تصادفی (جمله اخلال) در اقتصادسنجی است و دارای توزیع نرمال و U معرف عدم کارآیی است که عموما دارای توزیع نرمال در نظر گرفته می‌شود. تابع f(X) تابع تولید و معمولا به شکل تابع کاب-داگلاس یا از نوع ترانسلوگ در نظر گرفته می‌شود (Pourkazmi, 2006).

---

[11] Aigner, Lovell and Schmidt

[12] meeusen and van den broeck

۳-۳- مدل مارکویتز

هری مارکویتز طی سالهای دهه ۱۹۵۰ اولین اقتصاددانی بود که مدلی را به منظور به دست آوردن نرخ بازده انتظاری برای سبدی از دارایی‌ها و اندازه ریسک مورد انتظار توسعه داد (Russo, 2017). وی به همراه مرتون میلر و ویلیام شارپ به خاطر پیشگامی در تئوری مدرن سهام و بررسی تأثیرات ریسک سرمایه، موفق به دریافت جایزه نوبل اقتصاد در سال ۱۹۹۰ شد. بر اساس نظریه مارکویتز یک دارایی یا ترکیبی از دارایی‌های مختلف، کارا هستند اگر هیچ دارایی یا ترکیبی از چند دارایی مختلف وجود نداشته باشند که به ازای سطح یکسانی از ریسک، بازده انتظاری بالاتری از آن داشته باشند و یا به ازای بازدهی یکسانی برای آن‌ها، دارای ریسک کمتری از آن باشند.

برای رسیدن به فرایند بهینه‌یابی مارکویتز، ابتدا لازم است فرمول میانگین و واریانس یک سبد دارایی توضیح داده شود.

$$E(R_{port}) = \sum_{i=1}^{n} w_i E(R_i) \quad (۸)$$

یا فرم ماتریسی آن به صورت:

$$E(R_{port}) = w^T E \quad (۹)$$

که در آن w_i درصد سهم دارایی i در سبد معین بوده یا در فرم ماتریسی یک بردار n×1 از وزنهای سبد به صورت $[w_1 w_2 \dots w_n]$ و $E(R_i)$ نرخ بازده انتظاری برای دارایی i یا در فرم ماتریسی یک بردار n×1 از بازدهی‌های انتظاری به صورت $E = [E(R_1) \dots E(R_n)]$ می‌باشد.

واریانس، اندازه پراکندگی نرخ بازده ممکن حول نرخ بازده انتظاری را نشان می‌دهد که عموما به عنوان ریسک مربوط به درآمدهای آتی در نظر گرفته می‌شود.

$$\sigma_{port} = \sqrt{\sum_{i=1}^{n}\sum_{j=1}^{n} w_i w_j Cov_{ij}} \quad (۱۰)$$

یا در فرم ماتریسی:

$$\sigma_{port}^2 = w^T V w \quad (۱۱)$$

که در آن σ انحراف معیار سبد دارایی یا مجذور آن واریانس سبد ، Cov و V کوواریانس‌های بین نرخ‌های بازدهی دارایی‌های i و j می‌باشد که در آن $Cov_{ij} = r_{ij}\sigma_i\sigma_j$ بوده و r ضریب همبستگی بین دارایی‌های سبد می‌باشد. بنابراین، فرمول انحراف معیار بیان می‌کند که هرچه همبستگی بین دارایی‌ها کم باشد، کوواریانس سبد دارایی کم بوده و بنابراین ریسک سبد دارایی‌ها کم خواهد بود. هدف این مدل، رسیدن به مرز کارآیی بوده و با توجه به تعریف مارکویتز از کارآیی، مرز کارآیی مجموعه‌ای از سبدهای دارایی با نرخ بازدهی حداکثر به ازای هر سطح معینی از ریسک یا حداقل ریسک برای هر سطحی از بازدهی می‌باشد. مسأله بهینه‌یابی سبد دارایی که سبدی از دارایی‌ها را به دست می‌دهد که واریانس را برای سطح معینی از بازده انتظاری μ حداقل می‌کند، به صورت زیر می‌باشد:

$$\min_w \frac{1}{2} w^T V w = \min_w \sigma^2$$
$$s.t. w^T = \mu$$
$$w^T = 1$$

(۱۲)

محدودیت اول در مسأله فوق، بیانگر سطح هدف بازده انتظاری و محدودیت دوم بیانگر مجموع اوزان برابر با یک می‌باشد.

اوزان سبدهای دارایی به دست آمده از حل مسأله بهینه‌یابی فوق، واریانس را به ازای هر سطح معینی از بازدهی انتظاری حداقل می‌کند و علاوه بر آن، مقدار واریانس حداقل شده مربوط به سبد دارایی بهینه را نیز می‌توان از طریق فرمول زیر به دست آورد که تابع درجه دومی از بازده انتظاری سبد دارایی می‌باشد:

$$Variance(R_{port}) = a\mu^2 + b\mu + c \quad (۱۳)$$

بر اساس این تابع درجه دوم، منحنی مرز کارای مارکویتز به دست می‌آید (H. Markowitz, 1952; H. M. Markowitz, 1999).

۴-۳- مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای (*CAPM*)

مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای نظریه مارکویتز را با قیمت‌گذاری دارایی‌های ریسکی توسعه می‌دهد و در نهایت نرخ بازده مورد نیاز برای هر دارایی ریسکی را تعیین کرده و به طور خاص در آن ریسک سیستماتیک یعنی هر نوع ریسک اقتصاد کلان که هر سبد دارایی را تحت تأثیر قرار می‌دهد، اندازه‌گیری می‌شود.

همانند هر نوع بازدهی مورد انتظار برای یک سبد از دو نوع دارایی ریسکی و دارایی بدون ریسک، نرخ بازدهی مورد انتظار برای آن، به سادگی از میانگین وزنی بازدهی‌های دو دارایی به دست می‌آید:

$$E(R_{port}) = w_{RF}RFR + (1 - w_{RF})E(R_i) \quad (۱۴)$$

که در آن w_{RF}، سهم سبد دارایی سرمایه‌گذاری شده در دارایی بدون ریسک و $E(R_i)$، نرخ بازدهی مورد انتظار دارایی i می‌باشد.

با در نظر گرفتن فرمول واریانس برای یک سبد دارایی متشکل از دو دارایی به صورت

$$\sigma_{port}^2 = w_1^2\sigma_1^2 + w_2^2\sigma_2^2 + 2w_1w_2r_{1.2}\sigma_1\sigma_2 \quad (۱۵)$$

و با قرار دادن دارایی بدون ریسک به جای دارایی شماره ۱ و دارایی‌های ریسکی به جای دارایی شماره ۲، فرمول به صورت زیر در می‌آید:

$$\sigma_{port}^2 = w_{RF}^2\sigma_{RF}^2 + (1 - w_{RF})^2\sigma_i^2 + 2w_{RF}(1 - w_{RF})r_{RF.i}\sigma_{RF}\sigma_i \quad (۱۶)$$

از آن جایی که می‌دانیم واریانس دارایی بدون ریسک برابر صفر است، لذا فرمول به صورت زیر تعدیل می‌شود:

$$\sigma_{port}^2 = (1 - w_{RF})^2\sigma_i^2 \quad (۱۷)$$

که در آن، انحراف معیار سبد دارایی‌ها، جذر واریانس فوق می‌باشد. از این رو، انحراف معیار سبد دارایی‌ها، یک تابع خطی از انحراف معیار یک دارایی همراه با ریسک می‌باشد.

اکنون با جایگذاری دارایی i با سبد دارایی‌های بازار M که شامل تمام فرصت‌های سرمایه‌گذاری در دسترس می‌باشد و با انجام چند عملیات ریاضی ساده، بازدهی سبد دارایی‌ها به صورت زیر اندازه‌گیری می‌شود:

$$E(R_{port}) = RFR + \sigma_{port}\left[\frac{E(R_M)-RFR}{\sigma_M}\right] \quad (۱۸)$$

همانگونه که ویلیام شارپ (۱۹۶۴) در مقاله اصلی مربوط به این موضوع توضیح داده است، در حالت تعادل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای به گونه‌ای تعدیل می‌شود که سرمایه‌گذار قادر است هر نقطه مطلوب بر روی خط بازاری سرمایه را به دست آورد؛ به گونه‌ای که دستیابی به نرخ بازدهی بالاتر، صرفا با پذیرش ریسک اضافی امکان‌پذیر باشد (Sharpe, 1964).

واریانس بازدهی‌ها برای یک دارایی ریسکی به سادگی به صورت زیر توضیح داده می‌شود:

$$Var(R_{it}) = Var(a_i + b_i R_{Mt} + \varepsilon) = 0 + Var(b_i R_{Mt}) + Var(\varepsilon) \quad (۱۹)$$

که در آن، $Var(b_i R_{Mt})$، واریانس بازدهی برای یک دارایی در ارتباط با واریانس بازدهی بازار یا ریسک سیستماتیک دارایی‌ها بوده و قابل رفع از طریق تنوع‌سازی نیست. به علاوه، $Var(\varepsilon)$ ، واریانس جزء پسماند بازدهی برای دارایی انفرادی است که مستقل از سبد دارایی بازار بوده و همچنین ریسک غیرسیستماتیک نامیده می‌شود که با تنوع‌سازی قابل حذف می‌باشد. بدین ترتیب، انحراف معیار بازدهی دارایی i، به طور مستقیم با ریسک‌های اقتصادی کلان یا ریسک‌های بازار مرتبط است.

گام ریاضی یا منطقی برای به دست آوردن مدل CAPM این است که σ_{port}، با انحراف معیار دارایی ساده جایگزین شود تا هرگونه تفسیری از دارایی ریسکی انفرادی را بتواند ارزیابی کند. اما، برای این منظور، بخشی از ریسک که از طریق تنوع‌سازی قابل حذف است، نباید در نظر گرفته شود. یک راه برای رسیدن به این هدف، این است که حاصلضرب σ_i در ضریب همبستگی بین بازدهی‌های دارایی i و نرخ بازدهی سبد دارایی ($r_{i.m}$)، به جای انحراف معیار سبد دارایی در فرمول وارد شود. بدین ترتیب خواهیم داشت:

$$E(R_{port}) = RFR + \left(\frac{\sigma_i r_{i.m}}{\sigma_M}\right)[E(R_M) - RFR] \quad (۲۰)$$

که در آن، $(\frac{\sigma_i r_{i.m}}{\sigma_M})$، همان ضریب بتا ($\beta$) می‌باشد. هرچه ضریب بتا، بزرگتر باشد، ریسک سیستماتیک در مقایسه با بازار نیز بزرگتر بوده و همچنین ضریب همبستگی بین دارایی i و بازار نیز بزرگتر خواهد بود. اگر β = 1 باشد، دارایی i به طور کامل ریسک بازار را جذب می‌کند. اگر β = 0 باشد، به معنای این است که بین دارایی i و بازار همبستگی وجود ندارد و بنابراین مدل CAPM سرمایه‌گذاری را توجیه نمی‌کند.

متغیر ریسک سیستماتیک یک دارایی انفرادی را می‌توان از طریق یک مدل رگرسیون به دست آورد که با استفاده از هر نرم‌افزار مالی قابل محاسبه است (Russo, 2017):

$$R_{i.t} = \alpha_i + \beta_i R_{Mt} + \varepsilon \quad (۲۱)$$

که در آن $R_{i.t}$، نرخ بازدهی هر دارایی i در دوره t، R_{Mt} نرخ بازده سبد بازاری M در دوره t، α_i (بازده اضافی) بیانگر تفاوت بین بازده برآورد شده و بازده مورد انتظار و β_i ضریب بتا و ε متغیر تصادفی خطا می‌باشد.

عبارت فوق، معمولا موسوم به مدل قیمت‌گذاری β بوده که در آن R_{Mt} مستقل از دارایی i بوده و به میزان انعطاف‌پذیری بازار بستگی دارد و قیمت بازاری ریسک نامیده می‌شود. β_i بیانگر مقدار ریسک می‌باشد (Russo, 2017).

۴- معرفی جامعه آماری و تجزیه و تحلیل داده‌ها و نتایج

در این پژوهش، ابتدا داده‌های مربوط به ۲۰ بانک اسلامی و ۲۰ بانک متعارف طی سال‌های ۲۰۱۴ تا ۲۰۲۰ گردآوری شد. سپس با در نظر گرفتن سه متغیر حقوق صاحبان سهام، دارایی کل بانک‌ها و هزینه‌های عملیاتی به عنوان متغیرهای ورودی و متغیرهای نرخ بازده دارایی‌ها (ROA)، نرخ بازده سهام (ROE) و ارزش تسهیلات ارائه شده به عنوان سه متغیر خروجی در روش DEA و در ادامه با در نظر گرفتن سه متغیر حقوق صاحبان سهام، دارایی کل بانک‌ها و هزینه‌های عملیاتی به عنوان متغیرهای ورودی و متغیر ارزش تسهیلات ارائه شده به عنوان تنها متغیر خروجی در روش SFA، کارآیی نسبی بانک‌ها تخمین زده می شود که نتایج آن در **جدول۱** گردآوری شده است.

جدول۱. کارآیی فنی بانک‌های اسلامی و متعارف: DEA و SFA با فرض بازدهی متغیر و نهاده‌محور
مأخذ: نتایج پژوهش

Table1. Technical efficiency of Islamic and conventional banks: DEA and SFA assuming variable and input-oriented returns
Source: Research results

ردیف	بانکداری متعارف	کارآیی فنی مبتنی بر DEA (درصد)	کارآیی فنی مبتنی بر SFA (درصد)	ردیف	بانکداری اسلامی	کارآیی فنی مبتنی بر DEA (درصد)	کارآیی فنی مبتنی بر SFA (درصد)
۱	الاید آیریش	۷۴/۱	۸۷/۶	۲۱	بانک رفاه کارگران	۱۰۰/۰	۷۶/۵
۲	بانک ایرلند	۸۹/۳	۳۵/۶	۲۲	بانک خاورمیانه	۱۰۰/۰	۷۱/۸
۳	دویچه بانک آلمان	۷۸/۵	۲۶/۵	۲۳	بانک تجارت	۴۳/۴	۲۹/۲
۴	بانک سوئد	۸۳/۴	۶۳/۰	۲۴	بانک ملت	۱۰۰/۰	۵۶/۸
۵	بانک بی ان پی پارینا	۱۰/۳	۴۳/۶	۲۵	بانک کارآفرین	۶۸/۴	۵۳/۳
۶	کردیت اگریکول	۴۱/۰	۲۵/۳	۲۶	بانک سامان	۱۰۰/۰	۳۹/۷
۷	بانک للویدز انگلستان	۱۰۰/۰	۴۸/۶	۲۷	بانک پاسارگاد	۹۸/۷	۲۸/۷
۸	بانک بارکلی انگلستان	۱۰۰/۰	۹۱/۶	۲۸	بانک اقتصاد نوین	۷۸/۷	۳۹/۷
۹	اینتسا سانپائولوی ایتالیا	۵۳/۹	۲۲/۰	۲۹	بانک اسلامی بین‌المللی قطر	۴۶/۶	۷۰/۱
۱۰	پاپولار دی	۶۷/۷	۴۴/۸	۳۰	بانک	۵۸/۹	۶۵/۶

	ساندریو				اسلامی دوبی		
۱۱	پروفیل دی جیستون	۲/۶	۶۸/۸	۳۱	بانک البرکه عربستان	۶۲/۹	۹۹/۹
۱۲	بانک دسیو	۸۷/۰	۴۴/۴	۳۲	بانک ملی پاکستان	۱۰۰/۰	۱۰/۵
۱۳	بانک مدیولانوم	۴۷/۴	۲۳/۱	۳۳	بانک سمبای عربستان	۶۴/۶	۴۷/۸
۱۴	بانک یونی کردیت	۶۲/۵	۲۵/۶	۳۴	بانک راجحی عربستان	۱۰۰/۰	۹۹/۹
۱۵	بانک بی پی ای آر ایتالیا	۹۲/۶	۲۲/۱	۳۵	بانک اسلامی خلیج	۳۶/۵	۲۷/۰
۱۶	بانک بی پی ام ایتالیا	۷۰/۲	۲۴/۶	۳۶	بانک توسعه اسلامی	۱۱/۱	۴۴/۳
۱۷	بانک آی اف آی اس	۵۹/۵	۳۵/۲	۳۷	بانک الأهلی کویت	۷۱/۷	۶۱/۰
۱۸	بانک مونته دی پاچی	۱۰۰/۰	۴۲/۴	۳۸	بانک الدوحه قطر	۷۹/۶	۹۳/۶
۱۹	بانک اچ اس بی سی	۱۰۰/۰	۴۰/۵	۳۹	بانک اسلامی الرایان	۵۹/۲	۱۹/۹
۲۰	رویال بانک اسکاتلند	۷۰/۰	۴۸/۲	۴۰	بانک اسلامی AFFIN مالزی	۱۰۰/۰	۸۷/۶

میانگین کارآیی بانکداری متعارف	۶۹/۵	۴۳/۱۸	میانگین کارآیی بانکداری اسلامی	۷۴	۵۶/۱۵
			میانگین کارآیی کل بانک‌ها در DEA		۷۱/۸
			میانگین کارآیی کل بانک‌ها در SFA		۳۷/۸

بر اساس نتایج حاصل از بررسی دو مدل DEA و SFA در ارزیابی کارآیی بانک‌های منتخب از دو نظام بانکی اسلامی و متعارف، ملاحظه می‌شود میانگین کارآیی بانک‌های اسلامی در مدل تحلیل پوششی داده‌ها و مدل تحلیل مرزی تصادفی به ترتیب ۷۴ و ۵۶/۱۵ درصد و برای بانک‌های متعارف به ترتیب ۶۹/۵ و ۴۸/۱۳ درصد به دست آمده است. بنابراین مقدار کارآیی بانک‌های اسلامی در مقایسه با بانک‌های نظام بانکی متعارف هم از نظر تحلیل پوششی داده‌ها و هم از نظر تحلیل مرزی تصافی بیشتر می‌باشد.

در ادامه با در نظر گرفتن نتایج مندرج در **جدول۱** و با توجه به محدویت‌های آماری، تعداد ۵ بانک از هر کدام از نظام‌های بانکی اسلامی و متعارف انتخاب شده و با جمع‌آوری اطلاعات مربوط به قیمت سهام آن‌ها به صورت داده‌های ماهانه از ابتدای سال ۲۰۱۲ تا انتهای سال ۲۰۲۰، نرخ تغییرات رشد ماهانه آنها به تعداد ۱۰۷ مشاهده به منظور بررسی عملکرد بانک‌ها بر اساس مدل‌های مارکویتز و قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای محاسبه می‌شود که لیست اسامی آنها در

جدول۲ گردآوری شده است.

جدول۲. بانک‌های منتخب مورد بررسی بر اساس مدل‌های مارکویتز و CAPM
مأخذ: نتایج پژوهش

Table2. Selected banks investigated based on Markowitz and CAPM models
Source: Research results

بانک‌های متعارف		بانک‌های اسلامی	
ردیف	نام بانک	ردیف	نام بانک
۱	بی پی ام ایتالیا	۱	البرکه عربستان
۲	دویچه بانک آلمان	۲	بانک توسعه اسلامی

۳	اچ اس بی سی انگلستان	۳	بانک الدوحه قطر
۴	اینتسا سانپائولوی ایتالیا	۴	بانک الراجحی عربستان
۵	بانک سوئد	۵	بانک OFFIN مالزی

در این بخش، برای انجام و اجرای فرآیند بهینه‌سازی مدل مارکویتز، مراحل زیر دنبال می‌شود:

۱) مجموعه‌هایی از دارایی‌های در نظر گرفته شده برای سرمایه‌گذاری باید انتخاب شده و با توجه به محدودیت‌های مدل مارکویتز و ملاحظات مربوط به انتخاب متغیرها و جمع‌آوری نمونه آماری تحقیق، ضمن تشکیل مدل ریاضی و آماری مناسب، فرآیند بهینه‌سازی انجام می‌گیرد.

۲) بازده‌های مورد انتظار برای هر مجموعه‌ای از دارایی‌ها تخمین و برآورد می‌گردد.

۳) ریسک هر کدام از مجموعه دارایی‌ها برآورد می‌شود.

۴) فرآیند بهینه‌یابی و ساختار نموداری برای یافتن مرز کارآیی انجام شده و بر همین اساس مجموعه دارایی‌های کارا و سودآور تعیین می‌گردد (روسو، ۲۰۱۶).

با اجرای مراحل ذکر شده و با استفاده از داده‌های سری زمانی مربوط به نرخ بازده سهام هر کدام از بانک‌ها از سال ۲۰۱۲ تا ۲۰۲۰، میانگین و انحراف معیار مربوط به نرخ بازدهی دارایی‌های هر کدام از بانک‌ها در دو نظام بانکی اسلامی و متعارف اندازه‌گیری شد که نتیجه آن در **جدول۳** گردآوری شده است.

جدول۳. میانگین و انحراف معیار (ریسک) بازده بانک‌های منتخب
مأخذ: نتایج پژوهش

Table3. Average and standard deviation (risk) of returns of selected banks
Source: Research results

انحراف معیار (ریسک)	میانگین (نرخ بازدهی)	
۴/۰۹ درصد	۰/۷۶ درصد	نرخ بازده بانک‌های اسلامی
۶/۳۵ درصد	۰/۶۸ درصد	نرخ بازده بانک‌های متعارف

بر اساس نتایج مندرج در **جدول۳**، مشخص می‌شود که بازده سهام مربوط به بانک‌های اسلامی در مقایسه با بانک‌های متعارف از نرخ بالاتری برخوردار بوده و برعکس انحراف معیار مربوط به بازده سهام بانک‌های اسلامی نسبت به بانک‌های متعارف پایین‌تر می‌باشد که نشان دهنده ریسک پایین‌تر سهام بانک‌های اسلامی در مقایسه با بانک‌های متعارف می‌باشد.

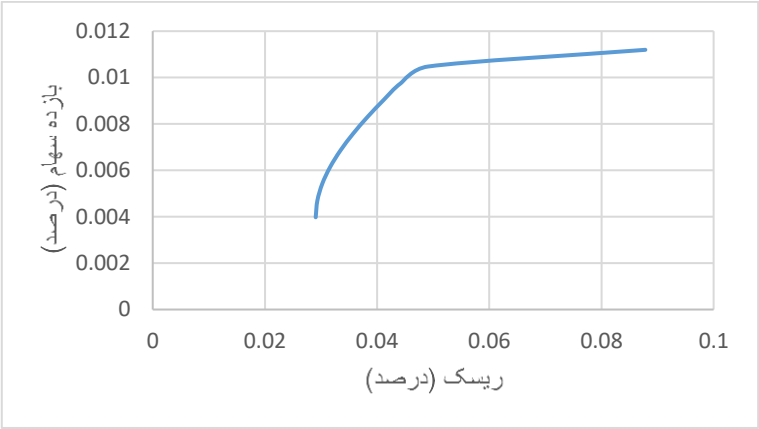
در ادامه، به منظور استخراج منحنی مرز کارا برای هر کدام از مجموعه بانک‌های مورد بررسی برای دو نظام بانکی اسلامی و متعارف، از طریق دستورات لازم در برنامه اکسل و تشکیل ده مسأله بهینه‌سازی، به ازای هر سطحی از نرخ بازده سهام، ریسک مربوط به هر کدام از آن‌ها اندازه‌گیری شده است. بر این اساس، ده زوج مرتب از نرخ‌های بازده بهینه و نرخ ریسک مربوط به آن‌ها به دست آمد که نتایج حاصل از این محاسبات در **جدول۴** به تفکیک هر کدام از نظام‌های بانکی درج گردیده است.

جدول۴. ریسک و بازدهی سهام بانک‌های منتخب
مأخذ: نتایج پژوهش

Table4. Risk and returns of selected banks' stocks
Source: Research results

بانک‌های متعارف	ریسک	۰٫۰۴۵	۰٫۰۴۵	۰٫۰۴۵	۰٫۰۴٦	۰٫۰۴۸	۰٫۰۵۱	۰٫۰۵۳	۰٫۰۵۷	۰٫۰۵۸	۰٫۰۹۱
	بازدهی	۰٫۰۰٤	۰٫۰۰٤	۰٫۰۰۵	۰٫۰۰٦	۰٫۰۰٦	۰٫۰۰۷	۰٫۰۰۸	۰٫۰۰٦	۰٫۰۰۸	۰٫۰۱۰
بانک‌های اسلامی	ریسک	۰٫۰۲۹	۰٫۰۲۹	۰٫۰۳۰	۰٫۰۳۲	۰٫۰۳٤	۰٫۰۳٦	۰٫۰۳۸	۰٫۰٤۱	۰٫۰٤٤	۰٫۰۸۸
	بازدهی	۰٫۰۰٤	۰٫۰۰۵	۰٫۰۰۵	۰٫۰۰٦	۰٫۰۰۷	۰٫۰۰۸	۰٫۰۰۸	۰٫۰۰۹	۰٫۰۱۰	۰٫۰۱۰

اکنون می‌توان با استفاده از نتایج **جدول۴** منحنی مرز کارای مارکویتز را برای هر کدام از نظام‌های بانکی رسم کرد.

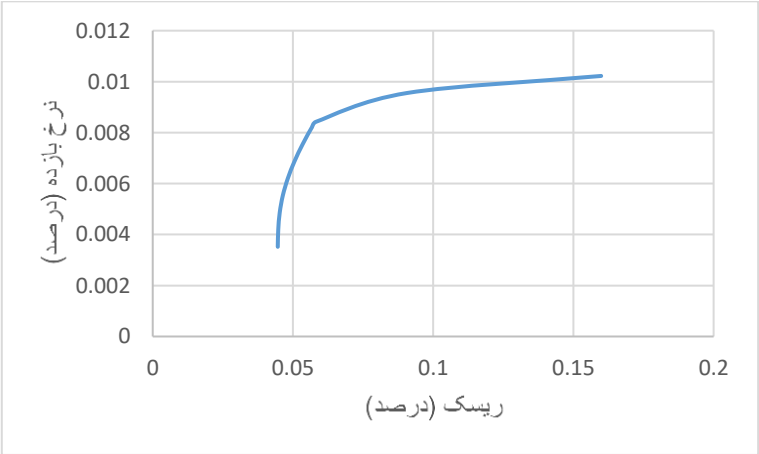


نمودار۳. منحنی مرز کارای بانکهای اسلامی

مأخذ: نتایج تحقیق

Figure3. Efficiency frontier curve of Islamic banks

Source: Research results



نمودار۴. منحنی مرز کارای بانکهای متعارف

مأخذ: نتایج تحقیق

Figure4. Efficiency frontier curve of conventional banks

Source: Research results

نمودار۳ منحنی مرز کارای مارکویتز مربوط به بانک‌های اسلامی و **نمودار۴** منحنی مربوط به بانک‌های متعارف را نشان می‌دهد. همان‌گونه که ملاحظه می‌شود این منحنی از هزاران نمونه ترکیب بهینه دارایی‌ها تشکیل شده که ده زوج مرتب محاسبه شده در **جدول۴** تنها نمونه‌ای از آن‌ها بوده و به تدریج به یک مرز تبدیل شده‌اند. محور x در نمودارهای مورد نظر، انحراف معیار بازده است که ما آن را به عنوان معیاری از ریسک در نظر گرفتیم. محور y نیز بازده مورد انتظار سهام سبد دارایی‌های بانکی را نشان می‌دهد. رابطه بین ریسک و بازده مورد انتظار مثبت است، به این معنی که افزایش ریسک منجر به افزایش بازده مورد انتظار خواهد شد.

با مقایسه دو نمودار، مشخص است که در هر سطح مشخصی از ریسک محاسبه شده، نرخ بازدهی مربوط به سهام بانک‌های اسلامی بیشتر از بانک‌های متعارف بوده و برعکس، در هر سطح مشخصی از نرخ بازده سهام، نرخ ریسک مربوط به بانک‌های اسلامی کمتر از بانک‌های متعارف می‌باشد. به عنوان مثال، در مقایسه دو نمودار فوق ملاحظه می‌شود در سطح ریسک ۰/۰۶ درصد، بانک‌های اسلامی از میانگین نرخ بازده ۰/۰۱۱۲ درصدی برخوردار هستند در حالی که بانک‌های متعارف در همین سطح ریسک، به طور متوسط دارای نرخ بازده ۰/۰۰۹۴ درصدی می‌باشند. بر اساس مدل مارکویتز، یکی از دلایل این موضوع به میزان تنوع در ترکیب سبد دارایی‌های دو نظام بانکی مربوط می‌شود. بر اساس دیدگاه بلک و لیترمن (۱۹۹۲)، از آن جایی که ترکیب دارایی‌های کارا در هر سبد دارایی بستگی زیادی به میزان تنوع دارایی‌ها در آن سبد داشته و بالاتر بودن میزان تنوع دارایی‌ها در هر سبد دارایی، به معنای پایین بودن همبستگی بین اجزای دارایی‌ها در هر سبد می‌باشد، بنابراین پرتفوهای بسیار تنوع یافته از نظر بهینه‌سازی مبتنی بر مدل مارکویتز به نتایج بهتری از نظر پایین بودن میزان ضریب همبستگی بین اجزای تشکیل دهنده آن دست یافته و کارآیی و سودآوری بالاتری را ارائه می‌کنند. برای این منظور، ما نیز در این جا از شاخص ضرایب همبستگی دارایی‌های هر کدام از سیستم‌های بانکی برای بررسی میزان تنوع آنها در سبد دارایی‌های بانکی استفاده می‌کنیم که نتایج حاصل از اندازه‌گیری میانگین این ضرایب در دوره مورد بررسی (سال ۲۰۱۲ تا ۲۰۲۰) در جدول شماره ۵ گردآوری شده است.

جدول۵. میانگین ضرایب همبستگی دارایی‌ها
مأخذ: نتایج پژوهش

Table5. Average correlation coefficients of assets
Source: Research results

بانک‌های متعارف	بانک‌های اسلامی	
۴۴/۱ درصد	۴۰/۴ درصد	میانگین ضرایب همبستگی

ریسک برآورد شده بر مبنای مدل مارکویتز مربوط به ریسک غیرسیستماتیک می‌باشد که از طریق تنوع بخشیدن به دارایی‌های پرتفوهای مورد نظر قابل حذف یا کاهش یافتن است. اما در مقابل آن، ریسک‌های سیستماتیک وجود دارد که مربوط به کل بازار بوده و شامل مواردی همچون تغییرات نرخ ارز، تحریم‌ها، بحران‌های اقتصادی و مانند اینها می‌باشد که از طریق متنوع‌سازی سبدهای دارایی، قابل مدیریت نیستند. برای اندازه‌گیری ریسک سیستماتیک از مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای (CAPM) استفاده می‌کنیم. برای این منظور، رابطه (۲۱) یعنی مدل قیمت‌گذاری β را در نظر گرفته و آن را تخمین می‌زنیم.

در انجام رگرسیون فوق برای بانک‌های منتخب اشاره شده در **جدول۲**، برای متغیر R_{Mt} از نرخ‌های بازدهی ماهانه شاخص جهانی MSCI از ابتدای سال ۲۰۱۲ تا انتهای سال ۲۰۲۰ به تعداد ۱۰۷ مشاهده و برای متغیر $R_{i.t}$ نیز از نرخ-های بازدهی ماهانه سهام هر کدام از بانک‌ها در همان بازه زمانی استفاده شده است. ابتدا این رگرسیون را با استفاده از روش OLS برای مجموعه بانک‌های اسلامی و بانک‌های متعارف اجرا می‌کنیم که نتایج آن در **جدول۶** گردآوری شده است.

جدول۶. برآورد ضریب بتا برای پرتفوهای اسلامی و متعارف
مأخذ: نتایج پژوهش

Table6. Beta coefficient estimation for Islamic and conventional portfolios
Source: Research results

پرتفوهای اسلامی و متعارف n=107	β	α	R^2 (درصد)
پرتفوی بانک‌های اسلامی	۰/۲۸	۰/۰۰۷	۲۹/۲
پرتفوی بانک‌های متعارف	۰/۵۸	۰/۰۲۲	۳۷/۵

ضریب بتا (β) معادل ($\frac{\sigma i r_{i.m}}{\sigma_M}$)، می‌باشد. لذا هرچه ضریب بتا، بزرگتر باشد، ریسک سیستماتیک در مقایسه با بازار نیز بزرگتر بوده و همچنین ضریب همبستگی بین دارایی i و بازار نیز بزرگتر خواهد بود. اگر β = 1 باشد، دارایی i به طور کامل ریسک بازار را جذب می‌کند. ضریب بتای بزرگتر از یک، مثلا ۲ یا ۳، به معنای این است که انحراف معیار سهام i دو یا سه برابر بزرگتر از انحراف معیار بازار بوده و همبستگی بالای خطی بین سهام پرتفوی مورد نظر و بازار را نشان داده و بنابراین به معنای داشتن ریسک سیستماتیک دو یا سه برابری نسبت به ریسک بازار می‌باشد. برعکس اگر ضریب بتا کوچکتر از یک باشد، این ریسک کمتر خواهد بود (Russo, 2017). بدین ترتیب با مقایسه ضرایب بتای به دست آمده برای هر کدام از دو نظام بانکی، ملاحظه می‌شود که ریسک سیستماتیک مربوط به سهام بانک‌های منتخب اسلامی در مقایسه با بانک‌های منتخب متعارف کمتر می‌باشد.

با انجام رگرسیون مشابه برای هر کدام از بازده سهام بانک‌های منتخب مورد بررسی در مقایسه با شاخص جهانی MSCI می‌توان ضرایب بتای هرکدام از بانک‌ها را نیز برآورد کرد که نتیجه حاصل از آن، در **جدول۷** گردآوری شده است.

جدول۷. ضرایب بتای بانک‌های اسلامی و متعارف
مأخذ: نتایج پژوهش

Table7. Beta coefficients of Islamic and conventional banks
Source: Research results

	نام بانک	β	α	R^2 (درصد)
بانک‌های اسلامی	البرکه عربستان	۰/۴۵	۰/۰۲	۱۶/۷
	بانک توسعه اسلامی	۰/۱۸	۰/۰۱	۴۳/۶
	الدوحه قطر	۰/۱۶	۰/۰۰۵	۶۰/۷
	OFFIN مالزی	۰/۳۷	۰/۰۱	۲۵/۴
	الراجحی عربستان	۰/۱۳۵	۰/۰۰۴	۲۹/۷
بانک‌های متعارف	Bpm	۰/۵۷	-۰/۰۲.	۶۲/۹
	دویچه بانک	۰/۷۳	-۰/۰۰۸	۲۲/۵
	HSBC	۰/۲۳	۰/۰۰۳	۷۸/۷
	اینتسا سانپائولو	۰/۷۲	-۰/۰۰۴	۲۷/۰۱
	سوئد بانک	۰/۳۴	-۰/۰۰۱	۱۱/۲

بر اساس ضرایب بتای به دست آمده برای هر کدام از بانک‌ها، مشخص می‌شود بانک‌های الدوحه قطر و بانک توسعه اسلامی از نظام بانکی اسلامی و بانک اچ اس بی سی انگلستان از نظام بانکی متعارف دارای کمترین ریسک‌های سیستماتیک برآورد شده و بانک‌های دویچه‌بانک آلمان، اینتسا سانپائولوی ایتالیا و بی پی ام ایتالیا که هر سه متعلق به نظام بانکی متعارف هستند، دارای بیشترین مقادیر ریسک سیستماتیک برآورد شده در بین بانک‌های منتخب مورد بررسی می‌باشند.

از روی جدول فراوانی مربوط به ضرایب همبستگی بازدهی ماهانه سهام هر کدام از بانک‌های متعلق به دو نظام بانکی اسلامی و متعارف از ابتدای سال ۲۰۱۲ تا انتهای سال ۲۰۲۰ به تعداد ۱۰۷ مشاهده نیز می‌توان به پایین بودن ضرایب همبستگی تعداد بیشتری از بانک‌های اسلامی و بالا بودن این ضریب برای تعداد بیشتری از بانک‌های متعارف پی برد.

جدول۸، فراوانی ضرایب همبستگی برای هر کدام از بانک‌های مورد بررسی در دوره زمانی فوق را به تفکیک هر کدام از نظام‌های بانکی نشان می‌دهد.

جدول۸. فراوانی ضرایب همبستگی بازده سهام بانک‌های اسلامی و متعارف
مأخذ: نتایج پژوهش

Table8. Frequency of correlation coefficients of stock returns of Islamic and conventional banks
Source: Research results

فراوانی بازدهی بانکهای متعارف	فراوانی بازدهی بانکهای اسلامی	حد بالای دامنه ضرایب همبستگی
۰	۳۴	۰/۱
۱	۱۷	۰/۲
۲	۱۶	۰/۳
۱۰	۱۴	۰/۴
۲۰	۸	۰/۵
۳۴	۳	۰/۶
۳۳	۱۱	۰/۸
۷	۴	۱/۰

با توجه به **جدول۸** مشخص است که در سمت بانکداری اسلامی، از کل ۱۰۷ مشاهده تعداد ۳۴ مشاهده دارای ضریب همبستگی بین صفر تا ۰/۱ می‌باشند در حالی که هیچ‌کدام از مشاهدات بانکداری متعارف در این دامنه پایین از ضرایب همبستگی قرار ندارند. برعکس، حدود ۹۰ درصد از مشاهدات مربوط به بانکداری متعارف دارای ضرایب همبستگی بالایی بین ۰/۵ تا ۰/۸ هستند در حالی که تنها حدود ۲۰ درصد از مشاهدات مربوط به بانکداری اسلامی در این دامنه بالا از ضرایب همبستگی قرار دارند. بنابراین نتایج این بررسی نیز نشان می‌دهد که نرخ‌های بازده سهام مربوط به بانک‌های اسلامی در طول این دوره مورد بررسی در مقایسه با بانک‌های نظام متعارف، سطوح پایین‌تری از ضرایب همبستگی را تجربه کرده‌اند.

۵- جمع‌بندی و نتیجه‌گیری

در این پژوهش عملکرد نظام بانکداری اسلامی در مقایسه با نظام بانکداری متعارف بر اساس چهار مدل شامل مدل‌های تحلیل پوششی داده‌ها، تحلیل مرزی تصادفی، مدل مارکویتز و مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای مورد بررسی قرار گرفته است. برای این منظور، ابتدا نمونه آماری تحقیق متشکل از تعداد بیست بانک فعال در نظام بانکداری

اسلامی و بیست بانک فعال در نظام بانکداری متعارف از کشورهای مختلف جهان انتخاب شده و با استفاده از دو مدل DEA و SFA کارآیی آن‌ها اندازه‌گیری شده است. بر این اساس میانگین کارآیی بانک‌های اسلامی در این دو مدل به ترتیب ۷۴ و ۵۶/۱۵ درصد و برای بانک‌های متعارف به ترتیب ۶۹/۵ و ۴۸/۱۳ درصد به دست آمد. در ادامه با استفاده از نتایج حاصل از اندازه‌گیری کارآیی بر اساس دو مدل فوق، تعداد بانک‌های منتخب از هر نظام بانکی به ۵ بانک تقلیل یافته و عملکرد این بانکها بر اساس مدل مارکویتز و سپس مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای مورد بررسی قرار گرفت. داده‌های مورد استفاده عبارت از بازده ماهانه سهام هر کدام از بانک‌ها در مقایسه با بازده ماهانه شاخص جهانی MSCI بود که از ابتدای سال ۲۰۱۲ تا انتهای سال ۲۰۲۰ جمع‌آوری و مورد استفاده قرار گرفت. بر اساس یافته‌های مربوط به اجرای مدل مارکویتز در این بخش، میانگین و انحراف معیار نرخ بازده سهام بانک‌های اسلامی به ترتیب ۰/۷۶ و ۴/۰۹ درصد و برای بانک‌های متعارف به ترتیب ۰/۶۸ و ۶/۳۵ درصد ارزیابی شد. همچنین با استخراج منحنی‌های مرز کارا برای دو نظام بانکی، ملاحظه گردید که این منحنی برای بانک‌های اسلامی همواره در سطح بالاتری نسبت به بانک‌های متعارف قرار داشته و بنابراین مؤید نتیجه فوق می‌باشد. بر این اساس مشخص شد، نظام بانکداری اسلامی از نظر بالاتر بودن میزان بازدهی سهام و کم‌تر بودن ریسک مربوط به بازدهی سهام در دوره مورد بررسی نسبت به نظام بانکداری متعارف از عملکرد بهتری برخوردار بوده است. منحنی مرز کارای مارکویتز از هزاران نمونه ترکیب بهینه دارایی‌ها تشکیل شده که ده زوج مرتب محاسبه شده در جدول شماره ۴ تنها نمونه‌ای از آن‌ها بوده و به تدریج به یک مرز تبدیل شده‌اند. محور x در نمودارهای مورد نظر، انحراف معیار بازده است که ما آن را به عنوان معیاری از ریسک در نظر گرفتیم. محور y نیز بازده مورد انتظار سهام سبد دارایی‌های بانکی را نشان می‌دهد. رابطه بین ریسک و بازده مورد انتظار مثبت است، به این معنی که افزایش ریسک منجر به افزایش بازده مورد انتظار خواهد شد. در واقع، به ازای هرکدام از این ده زوج مرتب بهینه، یک مسأله بهینه‌یابی به صورت حداقل‌سازی ریسک با توجه به سطح مشخصی از بازده سهام حل شده و لذا تمام ترکیبات روی منحنی بیانگر ترکیبات بهینه‌ای از نرخ ریسک و نرخ بازدهی مورد انتظار سهام بانک‌های مورد بررسی می‌باشد. بدین ترتیب، ملاحظه گردید که در هر سطح مشخصی از ریسک محاسبه شده، نرخ بازدهی

مورد انتظار مربوط به سهام بانک‌های اسلامی بیشتر از بانک‌های متعارف بوده و برعکس، در هر سطح مشخصی از نرخ بازده سهام، نرخ ریسک مربوط به بانک‌های اسلامی کمتر از بانک‌های متعارف می‌باشد.در ادامه، میانگین ضرایب همبستگی نرخ‌های بازده سهام برای دو نظام بانکی اسلامی و متعارف به ترتیب ۴۰/۴ و ۴۴/۱ درصد محاسبه شد که حاکی از پایین بودن میزان آن برای نظام بانکی اسلامی می‌باشد. بنابراین نتیجه حاصله به معنای تنوع بیشتر دارایی‌های مورد بررسی در ترکیب سبد دارایی‌های بانک‌های اسلامی در مقایسه با بانک‌های متعارف می‌باشد. بررسی فراوانی ضرایب همبستگی بازده ماهانه دارایی‌های دو نظام بانکی در دوره مورد بررسی نیز نشان داد که نرخ‌های بازده سهام مربوط به بانک‌های اسلامی در طول دوره مورد بررسی، سطوح پایین‌تری از ضرایب همبستگی را تجربه کرده‌اند. نرخ‌های ریسک برآورد شده در مدل مارکویتز، مربوط به ریسک‌های غیرسیستماتیک می‌باشد که شامل ریسک‌های درون هر صنعتی بوده و از طریق تنوع‌سازی دارایی‌ها، قابل کنترل یا کاهش یافتن هستند. اما برای محاسبه ریسک سیستماتیک که در ارتباط با ریسک‌ها و نوسانات مربوط به بازار بوده و قابل حذف از طریق تنوع‌سازی نیستند، از مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای به منظور برآورد ضریب بتا استفاده شد. با توجه به ضریب بتای به دست آمده برای پرتفوی بانک‌های منتخب اسلامی که برابر ۰/۲۸ می باشد، این نتیجه حاصل شد که پرتفوی بانک‌های اسلامی دارای ریسکی معادل ۲۸ درصد ریسک بازار بوده و با توجه به ضریب ۰/۵۸ به دست آمده برای بانک‌های متعارف، ریسک مربوط به سهام پرتفوی بانک‌های متعارف نیز معادل ۵۸ درصد ریسک برآورد گردید. بدین ترتیب ملاحظه شد که ریسک سیستماتیک مربوط به سهام بانک‌های منتخب اسلامی در مقایسه با بانک‌های منتخب متعارف کمتر می‌باشد. با انجام رگرسیون مشابه برای هر کدام از بازده سهام بانک‌های منتخب مورد بررسی در مقایسه با شاخص جهانی MSCI ضرایب بتای هر کدام از بانک‌ها نیز برآورد گردید که بر این اساس مشخص شد بانک‌های الدوحه قطر و بانک توسعه اسلامی از نظام بانکی اسلامی و بانک اچ اس بی سی انگلستان از نظام بانکی متعارف دارای کمترین ریسک‌های سیستماتیک برآورد شده و بانک‌های دویچه بانک آلمان، اینتسا سانپائولوی ایتالیا و بی پی ام ایتالیا که هر سه متعلق به نظام بانکی متعارف هستند، دارای بیشترین مقادیر ریسک سیستماتیک برآورد شده در بین بانک‌های منتخب مورد بررسی می‌باشند.

Further Information:

The present article is taken from the doctoral dissertation of Rahim Bayat with supervisor of Ph.D. Asghar Abolhasani Hastiani at the University of Payam Noor.

Acknowledgments: Acknowledgments may be made to individuals or institutions that have made their 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

Ahmad, N. (2014). Islamic Banking System: Partnership in Sharing Business Risk. *Journal of Islamic Banking and Finance, 2*(1), 150-162.

Aliyev, D., & Soltanli, A. (2018). Empirical test of capital asset pricing model on selected banking shares from Borsa Istanbul. *Academic Journal of Economic Studies, 4*(1), 74-81.

Andrieş, A. M., & Cocriş, V. (2010). A comparative analysis of the efficiency of Romanian banks. *Romanian Journal of Economic Forecasting, 13*(4), 54-75.

Basri, M. F., Muhamat, A. A., & Jaafar, M. N. (2018). The efficiency of Islamic banks in Malaysia: Based on DEA and Malmquist productivity index. *Journal of Emerging Economies & Islamic Research, 6*(3), 1-14.

Cerović, L., Suljić Nikolaj, S., & Maradin, D. (2017). Comparative analysis of conventional and Islamic banking: Importance of market regulation. *Ekonomska misao i praksa*(1), 241-263.

Charnes, A., Cooper, W. W., & Rhodes, E. (1978). Measuring the efficiency of decision making units. *European journal of operational research, 2*(6), 429-444.

Ebrahimi, A., Torabi, O., & Farabi, H. (2016). Sensitivity Evaluation of Ansar Bank Branches to the Management of Total Bank Receivables using Extended Beta Factor (Case:Ansar Bank Branches). *Quarterly Journal of Islamic Finance and Banking Studies, 1*(2), 165-196. Retrieved from https://jifb.ibi.ac.ir/article_49412_ac7fe3bd3e0398d25826f909a0b50981.pdf (in persian)

IMF (2019), annual report of international monetary fund, 700 19th street NW, Washington, DC 20431 USA, (www.imf.org)

Markowitz, H. (1952). Portfolio Selection. *The Journal of Finance*, *7*(1), 77-91. doi:10.2307/2975974

Markowitz, H. M. (1999). The early history of portfolio theory: 1600–1960. *Financial analysts journal*, *55*(4), 5-16.

mashayekh, s., & esfandi, k. (2015). Evaluating and comparing asset pricing models based on different test portfolios. *financial accounting*, *7*(26), 52-81. Retrieved from http://qfaj.mobarakeh.iau.ir/article-1-470-en.html (in persian)

mashhadyanmaleki, m., souri, a., ebrahimi, M., mehrara, m., & Majed, V. (2020). Optimal Asset Allocation of Portfolio of Banking System in Different Conditions of Iranian Economy (Case Study of Tejarat Bank). *Journal of Applied Economics Studies in Iran*, *9*(35), 155-173. doi:10.22084/aes.2020.21499.3049 (in persian)

Mousaviyan, S. A. (2004). *Islamic Banking* (Vol. 2): Monetary and Banking Research Institute.

Nazashti, A. (2021). *Investigating the effectiveness of asset liquidity index for portfolio optimization based on the Markowitz model*. Paper presented at the The first international conference on management and industry. https://civilica.com/doc/1277859 (in persian)

Norosh, I., & Dianti-Dilmi, Z. (2004). *Financial management (1)*: University of Tehran, School of Management.

Osuagwu, E. S., Isola, W. A., & Nwaogwugwu, I. C. (2018). Measuring technical efficiency and productivity change in the Nigerian banking sector: A comparison of non-parametric and parametric techniques. *African Development Review*, *30*(4), 490-501.

Parashar, S. P. (2010). How did Islamic banks do during global financial crisis? *Banks and Bank systems*, *5*(4), 54-62.

Pourkazmi, M. H. (2006). Evaluating Efficiency In The Confederates of Iranian Petrochemical Industries by Using Data Envelopment Analysis. *Pik Noor - Humanities*, *4*(2). Retrieved from https://www.sid.ir/paper/128717/en (in persian)

Russo, R. (2017). Islamic finance: a Markowitz and a capital asset pricing model approach.

Sharpe, W. F. (1964). Capital asset prices: A theory of market equilibrium under conditions of risk. *The Journal of Finance*, *19*(3), 425-442.

Taghi Nazarpour, M., Mousavian, S. A., & Khazaei, A. (2017). *Islamic Banking* (Vol. 1): The Organization for Researching and Composing University Textbooks in the Islamic Sciences and the Humanities (SAMT), Humanities Research and Development Institute; Specialized Council for the Development and Promotion of Human Sciences.

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. doi:10.22055/jqe.2019.14838 (in persian)

Totunchian, I. (2006). *Islamic money and banking and its comparison with the capitalist system* (Vol. 2): Tawangaran.

Vahabi, M., Baradaran Kazemzadeh, R., & Rastegar, M. (2021). Three-stage evaluation of bank branch efficiency using bootstrap data envelopment analysis. *Quarterly Journal of Quantitative Economics*, *18*(3), 35-64. doi:10.22055/jqe.2020.28071.2008 (in persian)

Zhou, X. (2022). CAPM Model and Modern Portfolio Theory. *International Journal of Trade, Economics and Finance*, *13*(4). doi:doi.org/10.46609/IJSSER.2021.v06i05.003.

Quarterly Journal of Quantitative Economics (JQE)

Faculty of Economics and Social Sciences

Shahid Chamran University of Ahvaz

Vol. 20, No. 4, Winter 2024

(Serial number 79)

On 04/05/2008 and based on the approval No. 3/2602 of the Secretariat of the National Scientific Journals Commission, Quarterly Journal of Quantitative Economics(JQE) received a Scientific-Research rank. It is also indexed in the EBSCO, Directory of Open Access Journals (DOAJ), Islamic World Science Citation Centers (ISC), Jihad Scientific Information Database (SID), National Publications Database (Magiran), Noor Specialized Database, and Google Scholar scientific website.

The Quarterly Journal of Quantitative Economics(JQE) has signed a memorandum of cooperation with the Scientific Association of Regional Development Economics of Iran for some interactions and the use of existing capacities.

Quarterly Journal of Quantitative Economics

Abbreviated Title: JQE
Research Areas: Theoretical Economics and Applied Economics
Frequency: Quarterly
Publisher: Shahid Chamran University of Ahvaz, Iran
Publishing License: No. 124/720, dated: 2004/3/17, Language: Farsi-English
Address: Shahid Chamran University of Ahvaz, Golestan Street, Ahvaz, 61357-43337 Iran
Telefax: +986133335664
E-mails: JQE [at] scu.ac.ir
Website: http://jqe.scu.ac.ir
DOI: 10.22055/JQE
Open Access: Yes
Licenced by: CC BY-NC 4.0
Policy: Peer-Reviewed, Unspecified sides
Language: Persian
Abstracts Available in: English
Submission Fee: 1000000 Rials which will be taken after the approval of the article for submission to the judgment board.
Publication Fee: 250000 Rials which will be taken for publication after accepting the article.
Print ISSN: 2008-5850
Online ISSN: 2717-4271
Indexed and Abstracted in: Islamic World Science Citation Center (ISC) www.ISC.gov.ir & www.ricest.ac.ir
Copyright © 2023 Shahid Chamran University of Ahvaz.

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

Quarterly Journal of Quantitative Economics (JQE)

Faculty of Economics and Social Sciences

Shahid Chamran University of Ahvaz

Vol. 20, No. 4, Winter 2024

Publisher: Shahid Chamran University of Ahvaz, Iran
Director-in-Charged: Hasan Farazmand (Ph.D.)
Editor-in-Chief: Seyed Aziz Arman (Ph.D.)
Executive Director: Seyed Morteza Afghah (Ph.D.)
Administrative Assistant: Sayed Amin Mansouri (Ph.D.)
Technical and Layout Editor: Azadeh Badvi
Editor of the English article & abstracts: Amir Mashhadi (Ph.D.)

Editorial Board:

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

International Board:

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

Contents:

The Response of Iranian Economy to Monetary and Exchange Rate Policies Shocks Base on the Foreign Sector: A Dynamic Stochastic General Equilibrium Analysis ……..……...…1
Yousef Albaji, Karim Azarbayejani, Saeed Daei-Karimzadeh

Institutional Quality and Tax Evasion in Iran ……...…....7
Mahdieh Rezagholizadeh, Amirhossein Alami

The Effect of Liquidity Volume on Inflation in Iran with Time varying Parameter Model Approach ……...…….....…..…19
Seyed Ghorban Alizadeh Kolagar, Abolqasem Esnaashari Amiri, Mohammad Reza Pourghorban, Mohammad Hossein Ehsanfar

The Impact of Currency Fluctuations on the Effect of Monetary Policies on Iran's non-oil Trade Balance with an Emphasis on Regime Changes……...…..24
Leila Argha, Yousef Mehnatfar, Maysam Radpour, Delara Razeh

The effect of terrorism on economic growth in selected countries of the Middle East: a panel spatial econometric approach.....37
Mojtaba Kefayat, Mehrzad Ebrahimi, Hashem Zare, Abbas Amini Fard

Investigating the performance of Islamic banking compared to conventional banking in the selected countries……..…....45
Asghar Abolhasani Hastiani, Mino Amini Milani, Alireza Sharif Moghaddasi, Rahim Bayat

Quarterly Journal of Quantitative Economics(JQE) **(2024) 20(4) 1-37**

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 Response of Iranian Economy to Monetary and Exchange Rate Policies Shocks Base on the Foreign Sector: A Dynamic Stochastic General Equilibrium Analysis

Yousef Albaji *, Karim Azarbayejani **, Saeed Daei-Karimzadeh***

** PhD Student, Department of Economics, Isfahan (Khorasgan) Branch, Islamic Azad University, Isfahan, Iran.*
Email: *albaji2013@gmail.com*

*** Professor of Economics, Faculty of administrative science and Economics, University of Isfahan, Isfahan, Iran (Corresponding Author).*
Email: *k_azarbayjani@ase.ui.ac.ir*

0000-0002-6561-0809
Postal address*: Department of Economics, University of Isfahan, Azadi Square, Isfahan, Iran*

**** Associate Professor, Department of Economics, Isfahan (Khorasgan) Branch, Islamic Azad University, Isfahan,*
Email: *karimzadeh@khuisf.ac.ir*

ARTICLE HISTORY	JEL CLASSIFICATION	KEYWORDS
Received: 8 June 2020 ***revision: 20 February 2021*** ***acceptance: 25 February 2021***	***E52, E47, E61, F41***	***DSGE Model, Trade Balance, Managed Exchange Regime, Flexible Exchange Regime, Pegged Exchange Regime***

Further Information:
The present article is taken from the doctoral dissertation of *Yousef Albaji* with Supervisor of *Karim Azarbiejani* and advisor of *Saeed Daei*-Karimzadeh at the Islamic Azad University, Isfahan (Khorasgan) Branch.

Acknowledgments: Acknowledgments may be made to individuals or institutions that have made an important contribution.
Conflict of Interest: The authors declare no conflict of interest.
Funding: The authors received no financial support for the research, authorship, and publication of this article.

How to Cite:
Albaji, Yousef., Azarbiejani, Karim & Daei-Karimzadeh, Saeed. (2024). The Response of Iranian Economy to Monetary and Exchange Rate Policies Shocks Base on the Foreign Sector: A Dynamic Stochastic General Equilibrium Analysis. *Quarterly Journal of Quantitative Economics (JQE)*, 20(4), 1-37.
10.22055/jqe.2021.33852.2255

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

EXTENDED ABSTRACT

INTRODUCTION

Emergence of the new Keynesian School and its dramatic impact on the Dynamic Stochastic General Equilibrium (DSGE) models and integration with concepts such as nominal rigidity and monopoly competition, have made these models a central focus of the monetary economist and central banks. In the framework of this school and using the literature of such models, we built an estimable DSGE model for the Iranian economy. By simulating the effects of the implementation of monetary and foreign exchange policies through the policy instruments, bank interest rate, central banks international reserves and the nominal exchange rate, are measured on the macroeconomic variables, the real trade balance, production gap, inflation rate, real exchange rate and foreign assets.

METHODOLOGY

In order to formulate an appropriate model, first the behavioral equations of economic agents have been specified according to the realities of the Iranian economy. Traditionally, an inter-period utility function and a production and profit function have been considered to explain the behavior of consumers and producers, respectively. These agents want to maximize their benefits (utility – profit) or the goal function. The foreign sector is added to the model as a trade balance (net exports) which is the key function. Policy making is operated via the optimum simple rule and under three alternative currency regimes: Managed Exchange Rate (MER), Floating Exchange Rate (FER) and Pegged Exchange Rate (PER) regime. The monetary authority (central bank) has designed four methods for applying the mentioned policies: inflation target, production target, production and inflation targets and finally inflation, production and real exchange rate targets. The analyzed variables are production gap, country's trade balance (without oil), inflation rate and real exchange rate.

policy instruments also include bank interest rate, foreign reserves of the central bank and the rate of change in the nominal exchange rate. After designing and adjusting the model for the Iranian economy and determining the necessary dynamics, the linear equation system was prepared. The effects of monetary and exchange policies on foreign sector variables was analyzed according to the mass of this sector in production and employment and based on model's dynamic relations. Furthermore, the actions, reactions and influences of these policies on country's trade balance have been measured in the format of variable fluctuations. The model is simulated by using calibrated real data and Dynare software under MATLAB.

FINDINGS

The findings indicate that in all policy rules, the scenario of the intermediate currency system has superiority over other currency systems and causes less fluctuations in model's endogenous variables comparing to the other alternative currency systems.

CONCLUSION

The results show that Managed Exchange Rate (MER) for all four methods is optimum and the loss of central bank is minimized as much as possible and compared to other systems, it has caused the fluctuations of the external sector variables of Iran's economy to be minimized. Hence, it is necessary for the

Central Bank to strictly use the intermediate currency system as the dominant scenario when setting policy packages.

Refrence

Amato, J. D., & Laubach, T. (2003). Estimation and Control of and Optimization-based Model with Sticky Prices and Wages, *Journal of Economic Dynamic & Control*, 27(7), 1181-1215. https://doi.org/10.1016/S0165-1889(02)00021-0

Bahmani-Oskooee, M., & Kantipong, T. (2001). Bilateral J-curve between Thailand and her trading partners. *Journal of Economic Development*, 26(2), 107-118.

Bahrami, J., & Qureshi, N. (2011). Analyzing the Monetary Policy in Iran Economy by Using a Dynamic Stochastic General Equilibrium Model. *Economic Modeling*, *5*(13), 1-22. Retrieved from https://eco.firuzkuh.iau.ir/article_555543.html?lang=en [In Persian]

Christiano, L. J., Eichenbaum, M., & Evans, C. L. (2005). Nominal rigidities and the dynamic effects of a shock to monetary policy. *Journal of political Economy*, 113(1), 1-45.

Escudé, G. J. (2013). A DSGE model for a SOE with Systematic Interest and Foreign Exchange policies in which policymakers exploit the risk premium for stabilization purposes. *Economics*, *7*(1), 2013-2030.

Fuhrer, J., & Moore, G. (1995). Inflation persistence. *The Quarterly Journal of Economics*, 110(1), 127-159.

Gali, J. (1999). Technology, employment, and the business cycle: do technology shocks explain aggregate fluctuations?. *American economic review*, 89(1), 249-271.

Ghironi, F. (2000). Towards New Open Economy Macroeconometrics. *Boston College Department of Economics*.469(2), 234-265. Retrieved from https://econpapers.repec.org/paper/bocbocoec/469.htm

Goodfriend, M., & King, R. G. (1997). The new neoclassical synthesis and the role of monetary policy. *NBER macroeconomics annual*, 12, 231-283.

Khiabani, N., & Amiri, H.(2014). The Position of Monetary and fiscal Policies with emphasizing on Oil Sector with DSGE Models (the case of Iran). *Journal of Economic Research*, 54(14), 133-173. Retrieved from https://joer.atu.ac.ir/article_803_en.html?lang=fa [In Persian]

Kydland, F. E., & Prescott, E. C. (1982). Time to build and aggregate fluctuations. Econometrica. *Journal of the Econometric Society*, 1345-1370.

Levin, A., Wieland, V., & Williams, J. C. (2003). The performance of forecast-based monetary policy rules under model uncertainty. *American Economic Review*, 93(3), 622-645.

Malik, H. (2005). Monetary-Exchange Rate Policy and Current Account Dynamics. *MPRA paper*, 455, 1-32.

Mashhadizadeh, F., Piraee, Kh., Akbari Moghaddam, B & Zare, H. (2022). Monetary policy and commodity terms of trade shocks. *Quarterly Journal of Quantitative Economics(JQE)*, 19(1), 29-52. 10.22055/JQE.2019.28034.2003, [In Persian]

Medina, J. P., & Soto, C. (2005). Oil shocks and monetary policy in an estimated DSGE model for a small open economy. *Documento de Trabajo*, 353, Retrieved from https://dialnet.unirioja.es/descarga/articulo/1386765.pdf

Motavaseli, M., & Ebrahimi, I. (2010). Monetary Policy Role in Transmission of the Effects of Oil Shocks on Iran's Economy. *The Journal of Economic Studies and Policies*, *0*(18), 27-50. doi: 10.22096/esp.2010.26220

Motavaseli, M., & Ebrahimi, I.(2011). Monetary Policy Role in Transmission of the Effects of Oil Shocks on Iran's Economy. *Journal Nameh Mofeed*. *18, 7-50*. Retrieved from https://economic.mofidu.ac.ir/article_26220.html?lang=en#:~:text= 10.22096/esp.2010.26220 [In Persian]

Musil, K. (2009). International Growth Rule Model: New Approach to the Foreign Sector of the Open Economy. (Unpublished doctoral dissertation). Masaryk University, Faculty of Economics and Administration. Brno.

Nistico, Salvatore. (2010). Monetary Policy and Stock-Price Dynamics in a DSGE Framework. *Journal Macroeconomics*, 34(2012), 126-146.

Olivera, J. H. G. (1977). On Passive Money, *The Journal of Political Economy*, 78(4), Retrieved from http://dx.doi.org/10.1086/259678

Rotemberg, J. J., & Woodford, M. (1997). An optimization-based econometric framework for the evaluation of monetary policy. *NBER macroeconomics annual*, 12, 297-346.

Smets, F., & Wouters, R. (2005). Comparing shocks and frictions in US and euro area business cycles: a Bayesian DSGE approach. *Journal of Applied Econometrics*, 20(2), 161-183.

Smets, F., & Wouters, R. (2007). Shocks and frictions in US business cycles: A Bayesian DSGE approach. *American economic review*, 97(3), 586-606.

Taee, H. (2006). An Estimation of Labour Supply Function Using the Iranian Micro Data. *Iranian Journal of Economic Research*. 29, 93-112. Retrieved from https://ijer.atu.ac.ir/article_3675.html?lang=en [In Persian]

Tavakoliyan, H., & Komijan, A. (2012). Monetary policy under fiscal domination and implicit target inflation in the form of a stochastic dynamic general equilibrium model for the Iranian economy. *Journal of Economic Modeling Research*, 8, 88-117. Retrieved from http://qjerp.ir/article-1-2128-en.html [In Persian]

Taylor, J. B. (1993, December). Discretion versus policy rules in practice. *In Carnegie-Rochester conference series on public policy*, 39, 195-214. North-Holland.

Taylor, J. B., & Wieland, V. (2012). Surprising comparative properties of monetary models: results from a new model database. *Review of Economics and Statistics*, 94(3), 800-816.

Zare, R. (2022). Monetary Policy and Stock Market Cycles in Iran. *Quarterly Journal of Quantitative Economics(JQE)*, 19(1), 1-27. 10.22055/JQE.2020.25910.1880 [In Persian].

Quarterly Journal of Quantitative Economics(JQE) **(2024) 20(4) 38-86**

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

Institutional Quality and Tax Evasion in Iran

Mahdieh Rezagholizadeh *, Amirhossein Alami**

** Associate Professor of Economics, Faculty of Economics and Administrative Sciences, University of Mazandaran, Babolsar, Iran. (Corresponding Author).*
Email: *m.gholizadeh@umz.ac.ir*
0000-0003-1172-4824
Postal address*: Faculty of Economics and Administrative Sciences, University of Mazandaran, Babolsar, Iran*
*** Master of Economics, Faculty of Economics and Administrative Sciences, University of Mazandaran, Babolsar, Iran.*
Email: *amirhosseinalami@yahoo.com*

ARTICLE HISTORY	JEL CLASSIFICATION	KEYWORDS
Received: 12 October 2020 ***Revision: 11 January 2021*** ***Acceptance: 15 January 2021***	***E26, H26, O17***	***institutional quality, Tax Evasion, Underground Economy, Multiple Indicators - Multiple Causes (MIMIC), ARDL Bounding test.***

Acknowledgments: The authors would like to acknowledge the valuable comments and suggestions of the reviewers, which have improved the quality of this paper.
Conflict of Interest: The authors declare no conflict of interest.
Funding: The authors received no financial support for the research, authorship, and publication of this article.

How to Cite:
Rezagholizadeh, Mahdieh & Alami, Amirhossein. (2024). institutional quality and Tax Evasion in Iran. *Quarterly Journal of Quantitative Economics(JQE)*, 20(4), 38-86.
10.22055/JQE.2021.35404.2283

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

EXTENDED ABSTRACT

INTRODUCTION

Tax evasion is a major component of underground activities or the irregular sector of the economy, and economists are increasingly seeking to analyze this phenomenon. Given that the tax structure is highly dependent on the governance structure and improvements in governance and corruption control structures lead to public confidence in the government and can reduce the underground economy and tax evasion, examining the relationship between the quality of institutions and good governance with Tax evasion are also important. This study tries to answer this question by examining this relationship during the period 1978-2018, whether improving the quality of institutions in Iran can reduce tax evasion and the underground economy in the country or not? In order to achieve this goal, after identifying the factors causing tax evasion, in the first stage using the method of Multiple Indicators - Multiple Causes (MIMIC) to estimate the time series of relative and absolute size of tax evasion in Iran and investigate the causes and effects using Amos software and with maximum likelihood method. Then, in the second stage, after calculating the time series of the hidden variable of tax evasion, in order to study and empirically analyze the long-term and short-term impact of institutional quality and other related variables (inflation and GDP) on tax evasion in the Iranian economy in Time series, ARDL Bounding test method was used.

METHODOLOGY

As previously mentioned, in the first stage, the method of Multiple Indicators - Multiple Causes (MIMIC) method is employed to estimate the time series of relative and absolute tax evasion in Iran, and to investigate its causes and effects using the AMOS software package and the Maximum Likelihood method. After calculating the time series of tax evasion, the model concerning the relationship between institutional quality and tax evasion in Iran during the study period is formulated as follows:

LTE = f (LPR, LGDP, INF) (1)

Where: LTE: Logarithm of Tax Evasion (obtained in the first stage)
LPR: Logarithm of Institutional Quality
LGDP: Logarithm of Gross Domestic Product
INF: Inflation Rate

FINDINGS

After comparing the fit criteria and estimated results of the estimated models, a model was selected as the final model and basis for tax evasion calculations in which energy consumption growth, money demand growth and GDP growth as effects and inflation, unemployment rate, export-to-GDP ratio, official exchange rate, per capita income, capital asset acquisition ratio (construction cost) to GDP, and import tax ratio to total imports are considered as causes of tax evasion. This model is in a better position than other estimated models in terms of significance of coefficients of factors and effects of tax evasion. In this model, inflation, tax burden, per capita income and official exchange rate have a positive and significant effect on tax evasion, and economic openness index, government size and unemployment rate have a negative effect on tax evasion. It should be noted that in the selected model, the greatest effect of tax evasion is on the growth of money demand. Also, among the variables of causes, the most impact is related to per capita income. The results of estimating the second-stage model also indicate that the impact of institutional quality is significantly negative both in the short run and in the long run.

CONCLUSION

The results of calculating the relative size of tax evasion show that although the trend of tax evasion fluctuates in the desired period, but in general it has had an increasing trend over a period of 38 years, so that from 6.12% of official GDP in In 1978, it increased to its highest amount in 2000 (24.46% of GDP) and finally in 2016, it reached 11.33%. Also, the results of calculating the absolute size of tax evasion show that its amount increased from 63664 billion rials in 1978 to its highest amount in 2000 (290250 billion rials) and in 2018 equal to 89095 billion rials.

Based on the results, the sign of the coefficient for the institutional quality variable is negative and significant in both the short run and the long run. This

indicates that improvements in institutional quality in Iran during the study period decrease growth of underground economy and tax evasion. Specifically, a one percent improvement in institutional quality in the long run leads to a 0.62 percent reduction in tax evasion.

Furthermore, the findings indicate that an increase in inflation in the long run increase tax evasion in the country. Conversely, an increase in gross domestic product (GDP) serves as a factor in preventing further growth of the underground economy and tax evasion.

Reference

Abdollahmilani, M., & Akbarpourroshan, N. (2012). Tax Evasion from the Underground Economy in Iran. *Journal of Tax Research*, *20*(13), 141-168. Retrieved from http://taxjournal.ir/article-1-71-en.html (In Persian)

Abounoori, E., Nikpour, A. (2014). The Effect of Tax Burden Indicators on the Size of the Hidden Economy in Iran. *Quarterly Journal of Economic Growth and Development Research*, Volume 5, Issue 17 – Serial Number 17, 90-75. Retrieved from https://egdr.journals.pnu.ac.ir/article_1252.html?lang=en (In Persian)

Acemoglu, D.,& verdier, T. (2000). The choice between market failure and corruption. *American economic review, 90(1)*, 194-211. Retrieved from https://www.aeaweb.org/articles?id=10.1257/aer.90.1.194

Ahangari, A. A. M., & Saadatmehr, M. (2008). The Relationship between Risk and Private Investment in Iran. *Journal of Humanities and Social Sciences, 8(30)*. (In Persian)

Ajaz, T., & Ahmad, E. (2010). The effect of corruption and governance on tax revenues. *The Pakistan development review*, 49(4), 405-417. Retrieved from https://www.jstor.org/stable/41428665

Alizadeh, H., & Ghaffari, F. (2014). Estimating the size of the underground economy in Iran and examining the factors affecting it. *Journal of Financial Economics*, 7 (25), 31-69. https://www.sid.ir/paper/229299/fa (In Persian)

Arabmazar Yazdi, A. (2001). Black economy in Iran: its size, causes and effects in the last three decades. *Journal of Planning and Budgeting*, 6(2-3), 3-60. Available at: http://jpbud.ir/browse.php?a_code=A-10-4-418&slc_lang=fa&sid=1 (In Persian)

Ashrafzadeh, h., & Mehregan, N. (2000). Estimating the volume of underground economic activities in Iran using the demand method. *National conference on the phenomenon of goods smuggling*, 3. https://www.sid.ir/paper/473045/fa

Braun, M., & Ditella, R. (2004). Inflation, Inflation Variability, and Corruption. *Economic and Politics*, vol 16, No 1. https://www.hbs.edu/faculty/Pages/item.aspx?num=16570

Beck, T, Lin, C & Ma, Y. (2010). VOX, CEPR's Policy Portal.

Berger, M., Fellner-Rohing, G., & Sausruber, R. Traxler, c. (2016). Higher Taxes more evasion? Evidence from border differentials in TV license Fees. *journal of public economics*, *135 (C)*, 74-86. https://econpapers.repec.org/article/eeepubeco/v_3a135_3ay_3a2016_3ai_3ac_3ap_3a74-86.htm

Bird, A. & Stephan, A. (2017). Governance and taxes: evidence from regression discontinuity. *The Accounting Review*, *92(1)*, 29-50. https://www.jstor.org/stable/26550629

Bird, M., Martinez, J., & torgler, B. (2008). Tax effort in development countries and high income countries: the impact of corruption, voice and accountability. *Economic analysis and policy*, 38(1), 55-71. https://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0313592608500063

Bloomquist, K. (2003), Income Inequality and Tax evasion: A Synthesis. *Volume 3 of OECD papers. https://books.google.com/books/about/Income_Inequality_and_Tax_Evasion.html?id=vHBXnQAACAAJ*

Boussaidi, A., & 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. https://archive.aessweb.com/index.php/5006/article/view/4143

Braun, M., & Di tella, R. (2004). Inflation, Inflation variability, and corruption. *Economic and politics*, 16, 77-100. https://econpapers.repec.org/article/blaecopol/v_3a16_3ay_3a2004_3ai_3a1_3ap_3a77-100.htm

Cebula, R., & Feige, E. (2010). America underground economy: measuring the size, growth and Determinants of income Tax evasion in the US.

Law and social change, 57(3), 265-285. https://mpra.ub.uni-muenchen.de/29672/

Crane, S. E., & Nourzad, F. (1986). Inflation and Tax Evasion: An Empirical Analysis. *The Review of Economics and Statistics, 68(2),* 217-223. https://www.jstor.org/stable/1925500

Dadgar, Y., Nazari, R., & SiamiEraghi, E. (2013). Optimum government and tax in public sector economics and in Iran. *Quarterly Journal of Applied Economics Studies Iran (AESI)*, 2(5) - Serial Number 5, 1-27. https://aes.basu.ac.ir/article_389.html?lang=en (In Persian)

Dellanno, R. (2007). The Shadow Economy in Portugal: an Analysis with the Mimic Approach. *Journal of Applied Economics*.10, 253-277. https://econpapers.repec.org/article/cemjaecon/v_3a10_3ay_3a2007_3an_3a2_3ap_3a253-277.htm

Embaye, A., Tessema, M., & Yu W. C. (2010). Tax Evasion and Currency Ratio: Panel Evidence from Developing Countries. *Journal of Global Economics, Management and Business Research*, 7(3),195-203. https://www.ikprress.org/index.php/JGEMBR/article/view/3072

Erdinc, Z. (2012). Currency Demand modeling in Estimating the underground Economy in Turkey: an Error correction Framework. *International reaserch journal of financial and Economics*, 96, 15-27. https://avesis.anadolu.edu.tr/yayin/c6d38206-e343-4595-98c0-7c8790307b97/currency-demand-modeling-in-estimating-the-underground-economy-in-turkey-an-error-correction-framework

Faaljou, H., & Sadeghpour, A. (2015). The Study of the Effect of the Index of Country Risk on Tehran Stock Exchange returns. *Financial Management Strategy*, *3*(3), 49-78. doi: 10.22051/jfm.2015.2263 (In Persian)

Falahati, A., Nazifi, M. & Abbaspour, S. (2012). Modeling the shadow economy and estimating tax evasion in Iran using neural networks. *Economic Development Research Quarterly*. 2(6), 33-58. (In Persian)

Farzanegan, M.R. (2009). Illegal Trade in the Iranian Economy: Evidence from a Structural Model. *European Journal of Political Economy*,25(4),489-507. https://www.sciencedirect.com/science/article/abs/pii/S0176268009000159 (In Persian)

Ghani, Z. (2011). A cross country analysis of tax performance with special focus on Pakistans tax effort. *Journal of economic issues*, 11(1), 1-25.

Googerdchian, A., Fathi, S., Amiri, H., Saeidi Varnamkhasti, N. (2015). Comparing Analysis the Effect of Political Riske on Stock Market Developing in Selected Countries. Journal of Investment Knowledge, 4, 135-156. https://jik.srbiau.ac.ir/article_7751.html?lang=en (In Persian)

Gupta, A. (2007). Determinants of tax revenue effort in developing countries. IMF working paper, no. 07/184 Washington, dc: *International monetary fund*, Working Paper No. 2007/184, ISBN/ISSN: 9781451867480/1018-5941, 39. https://www.imf.org/en/Publications/WP/Issues/2016/12/31/Determinants-of-Tax-Revenue-Efforts-in-Developing-Countries-21040

Hadian, E., & Tahvili, A. (2013). Tax evasion and its determinants in the Iranian economy (1971-2007). *The Journal of Planning and Budgeting*, 18(2), 39-58. http://jpbud.ir/article-1-982-en.html (In Persian)

Heshmati Molaei, H. (2004). The role of financial institutions in the development of the underground economy and money laundering in the development of the underground economy and money laundering. *Proceedings of the 13th Annual Monetary and Foreign Exchange Policy Conference*.(In Persian)

Imam, P. A., & 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. https://econpapers.repec.org/article/bpjrmeecf/v_3a10_3ay_3a2014_3ai_3a1_3ap_3a24_3an_3a5.htm

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. https://ieda.alzahra.ac.ir/article_2778.html?lang=en (In Persian)

Johnson, H., Kaufmann, D,. & Lobaton, p. (1998). Regulatory discreation and the unofficial economy, *American economic Review*, 88(2), 387-392. https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=1116727

Joreskog, K & Goldberger, A, S (1975). Estimation of a model with multiple indicators and multiple cause of a single latent variable. *journal of the*

American statistical association,70(351), 631-639. https://www.jstor.org/stable/2285946

Karimi Potanlar, S., Gilak Hakimabadi, M., & Saber Nochamani, F. (2015). Investigation of Government Effectiveness Impact on Reducing Tax Evasion: The Case Study of Selected Countries. Journal of tax research, Scholary quarterly of Iranian National Tax Administration (INTA), 23(27), 63-90. http://taxjournal.ir/browse.php?a_id=709&sid=1&slc_lang=en (In Persian)

kazemi, M. (2015). The Political Risk and Its Effect on attract Foreign Direct Investment. *The Iranian Research letter of International Politics*, 3(1), 72-92. doi: 10.22067/jipr.v3i15.31554. https://irlip.um.ac.ir/article_27704.html (In Persian)

Khalilzadeh, M., Sedighezadeh, D., Vassie , D., Pashapour, M., & Shakeri, H. (2018). Investigating the Causal Relationships Between Critical Factors in Tax Fraud in Iran Using Group Anp and Fuzzy Dematel. *Journal of Development Evolution Management*, 9, special issue, 141-157. https://jdem.qazvin.iau.ir/m/article_671089.html?lang=en (In Persian)

Marjit, S., Ghosh, S., & Biswas, A. (2007). Informality, corruption and trade reform. *European Journal of Political Economy*, 23(3), 777-789. https://econpapers.repec.org/article/eeepoleco/v_3a23_3ay_3a2007_3ai_3a3_3ap_3a777-789.htm

Medina, L., & Schnieder, F. (2018). Shadow economies around the world. *International Monetary Fund*, Working Paper No. 2018/017. https://www.imf.org/en/Publications/WP/Issues/2018/01/25/Shadow-Economies-Around-the-World-What-Did-We-Learn-Over-the-Last-20-Years-45583

Motallebi, M., Alizadeh, M, & Faraji Dizaji, S. (2020). Estimating Shadow Economy and Tax Evasion using Governmental Financial Discipline Variables. *Quarterly Journal of Quantitative Economics*, 16(4) - Serial Number 63. https://jqe.scu.ac.ir/article_14499.html?lang=en (In Persian)

Mutascu, M. (2014). influence of climate conditions on Tax Revenues. *Contemporary Economics*, 8(3), 315-328. https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=2504438

Nadiri, M., & Mohammadi, T. (2011). Estimating an institutional structure in economic growth using GMM dynamic panel data method. *Quarterly Journal of Economic Modelling*, 5(15) - Serial Number 15 : 1-24. https://eco.firuzkuh.iau.ir/article_555516.html?lang=en (In Persian)

Narayan, P. K. (2005). The saving and investment nexus for China: evidence from cointegration tests. Applied economics, 37(17). https://www.tandfonline.com/doi/abs/10.1080/00036840500278103

Omidipour, R & Pajouyan, J. (2018). Tax evasion based on the income tax of legal entities in Iran. *Financial Economics, 11(39)* - Serial Number 39, P: 27-56. . (In Persian)

Pajouyan, J., Omidipour, R., Mohammadi, T., & Memarnejad, A. (2015). Estimating the volume of underground economy and tax evasion, experimental analysis in Iran. *Journal of Taxation in Iran*, 28, 69-94.(In Persian)

Pappa, E., Sajedi, R. & Vella, E. (2015), "Fiscal Consolidation with Tax Evasion and corruption", *journal of international economics*, 96(1), 56-75. https://econpapers.repec.org/article/eeeinecon/v_3a96_3ay_3a2015_3ai_3as1_3ap_3as56-s75.htm

Pesaran, H., Shin, Y & Smith, R. J (2001). Bounds testing approaches to the analysis of level relationships. *Journal of applied econometrics*, 16(3), 289-326. https://www.jstor.org/stable/2678547

Piraee, K., Rajaee, H. (2016). Estimate Size of Underground Economy in Iran and Investigation Causes and Effects. *The Macro and Strategic Policies*, 3(9), 21-42. https://www.jmsp.ir/article_10304.html (In Persian)

Rezagholizadeh, M., Elmi, Z, & Mohammadi Majd, S. (2023). The Effect of Financial Stress on the Stock Return of Accepted Industries in Tehran Stock Exchange. *Quarterly Journal of Quantitative Economics (JQE)*, 20(1), 32-73. https://jqe.scu.ac.ir/article_16698.html?lang=en (In Persian)

Sadeghi, S. K. (2012). The effects of control of corruption and government effectiveness indices on tax revenue: The case of upper middle income countries. *Journal of Tax Research, Scholarly quarterly of Iranian National Tax Administration (INTA)*, 20(14), 229-248.

https://taxjournal.ir/browse.php?a_id=62&slc_lang=en&sid=1&printcase=1&hbnr=1&hmb=1 (In Persian)

Salimifar, M., Keivanfar, M. (2011). Informal Economy in Iran and The Effect of Inflation on It. *Monetary & Financial Economics*, 17(33), -. doi: 10.22067/pm.v17i33.27301. https://danesh24.um.ac.ir/article/view/article_26711.html?lang=en (In Persian)

Samadi, A., & Tabande, R. (2013). Tax Evasion in Iran: its Causes, Effects and Estimation. *Journal of Tax Research, Scholarly quarterly of Iranian National Tax Administration*, 21(19), 77-106. http://taxjournal.ir/article-1-196-en.html (In Persian)

Sameti, M,. Sameti, M., & Dalali Milan, A. (2010). Estimating the Underground Economy in Iran (1965-2005): A MIMIC Approach. *International Economics Studies*, 35(2), 89-114. https://ies.ui.ac.ir/article_15520.html (In Persian)

Schaltegger, A., Torgler, B. (2007). Government Accountability and Fiscal Discipline: A Panel Analysis with Swiss Data. *Journal of Public Economics*,91,117-140. https://www.sciencedirect.com/science/article/abs/pii/S0047272706000855

Schneider, F. G., & Savasan, F. (2007). Dymimic Estimates of the Size of Shadow Economies of Turkey and of Her Neighbouring Countries. *International Research Journal of Finance and Economics*. *https://www.researchgate.net/publication/228346926_Dymimic_Estimates_of_the_Size_of_Shadow_Economies_of_Turkey_and_of_Her_Neighbouring_Countries*

Schneider, F., &Williams, C.C. (2013). The shadow economy. the institute of Economics Affairs. https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=2286334

Schneider, F., Buehn, A, & karmann. A. (2009). Size and development of the shadow economy and of do it yourself activities: the case of Germany; working paper no. 14. https://www.jstor.org/stable/40495346

Schneider, F ., & Buehn, A. (2017). Shadow economy: estimation methods, problems, Resaults and open questions. *Journal Open Economics*, 1(1). https://doi.org/10.1515/openec-2017-0001. https://www.degruyter.com/document/doi/10.1515/openec-2017-0001/html?lang=en

Schneider, F ., Raczkowski, k., & Mroz, B. (2015). Shadow economy and tax evasion in the EU. *journal of money laundering control*, 18(1), 34-51, https://doi.org/10.1108/JMLC-09-2014-0027. https://www.emerald.com/insight/content/doi/10.1108/JMLC-09-2014-0027/full/html

Schneider, F. (2010). THE influence of public institutions on the shadow Economics:an Empirical investigations for OECD Countries. *Review of law and economoics*, 6(3), 441-468. https://ideas.repec.org/a/bpj/rlecon/v6y2010i3n7.html

Schneider, F & Enste, D (2000). Shadow economics around the world Size, Causes, and Consequences. *Journal of Economic Literature*, 38(1), 77-114. https://www.aeaweb.org/articles?id=10.1257/jel.38.1.77

Sharif Azadeh, MR. & Hosseinzadeh Bahraini, M. (2003). The Impact of Private Investment in Iran on Economic Security Indicators (2000-2009). *Name mofid*. 38,192-159.(In Persian)

Sookram, S., & Watson, P. (2005). Tax evasion, growth and hidden economy in Trinidad nd Tobago. *institute of social and economic studies*, working paper 418, 1-18.

Taghineghad, V., & Nikpoor, M. (2014). Underground Economy and its causes: a Case Study of Iran. *Journal of Applied Economics Studies in Iran*, 2(8), 53-72. https://aes.basu.ac.ir/article_594.html (In Persian)

Tahseen, A, Eatzaz, A (2010). The Effect of Corruption and Governance on Tax Revenues. *The Pakistan Development Review*, 49(4), 405-417. https://ideas.repec.org/a/pid/journl/v49y2010i4p405-417.html

Tanzi, V. (1986). The Underground Economy in the United States: Reply to Comments by Feige, Thomas, & Zilberfarb. *eISBN: 9781451930696. https://www.elibrary.imf.org/view/journals/024/1986/004/article-A008-en.xml*

Tanzi, V., & zee, H. H. (2000). Tax policy for emerging markets: developing countries. *National Tax Journal*, 53(2), 299-322. https://www.journals.uchicago.edu/doi/abs/10.17310/ntj.2000.2.07

Torgler,B., schneider, F. (2007). Shadow economy, tax morale, governance and institutional quality: a panel analysis, *IZA Discussion Paper* No. 2563. CESifo Working Paper Series No. 1923. https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=960012

Williams, C.C., Schneider, F. (2016). Measuring the global shadow Economy. *ISBN: 9781784717988*. https://econpapers.repec.org/bookchap/elgeebook/16551.htm

Zarra-Nezhad, M., Ebrahimi, S., & Kiani, P. (2013). The Estimation of Smuggling Goods in Iran Using the MIMIC Approach. *The Journal of Economic Policy*, 5(9) - Serial Number 9, 81-109. https://ep.yazd.ac.ir/article_216.html?lang=en (In Persian)

Quarterly Journal of Quantitative Economics(JQE) **(2024) 20(4) 87-110**

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 Liquidity Volume on Inflation in Iran with Time varying Parameter Model Approach

Seyed Ghorban Alizadeh Kolagar *, Abolqasem Esnaashari Amiri**, Mohammad Reza Pourghorban***, Mohammad Hossein Ehsanfar****

** Assistant Professor of Economics, Department of Economics, Faculty of Management and Economics, Payame Noor University, Tehran, Iran. (Corresponding Author)*
***Email**: mgalizadehkolagar@pnu.ac.ir*
***Postal address**: Department of Economics, Faculty of Management and Economic, Payame Noor University, 17 Khodadad Alley , Keshvari Square, Babol, Iran, Postal Code: 4716654849.*
0000-0003-3171-5108

*** Associate Professor of Economics, Department of Economics, Payame Noor University, Tehran, Iran.*
***Email**: a.esnaashari@pnu.ac.ir*
**** Assistant Professor of Economics, Department of Economics, Payame Noor University, Tehran, Iran.*
***Email**: poorghorban@pnu.ac.ir*

***** Assistant Professor of Economics, Department of Economics, Payame Noor University, Tehran, Iran.*
***Email**: m.ehsanfar@pnu.ac.ir*

ARTICLE HISTORY	JEL CLASSIFICATION	KEYWORDS
Received: 28 November 2020 ***Revision: 8 March 2021*** ***Acceptance: 19 March 2021***	***E51 ،E31 ،C22***	***Liquidity volume, Inflation, Variable time regression***

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.

Shahid Chamran University of Ahvaz
Quarterly Journal of Quantitative Economics
(former Economic Studies)

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

How to Cite:
Alizadeh Kolagar, Seyed Ghorban., Esnaashari Amiri, Abolqasem., Pourghorban, Mohammad Reza & Ehsanfar, Mohammad Hossein. (2024). The Effect of Liquidity Volume on Inflation in Iran with Time varying Parameter Model Approach. *Quantitative Economics(JQE)*, 20(4), 87-110.
10.22055/jqe.2021.35882.2297

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

EXTENDED ABSTRACT

INTRODUCTION

In the field of the impact of monetary policy on inflation, much research has been done, in most of which structural failure has not been studied and the regression method with a fixed parameter has been used and reached different results. Lucas (1976) argues that any change in policy regime can lead to structural failures in inflation dynamics, and that any policy analysis that does not take these failures into account will naturally have little validity. Therefore, it is important to examine whether the volume of liquidity has a different effect on inflation over time and using new regression model methods with variable time parameters can lead to more accurate policy analysis and thus more accurate economic decisions.

METHODOLOGY

Given the importance of the relationship between liquidity and inflation in monetary policy, it is important to examine whether the volume of liquidity has a different effect on inflation over time and using new regression model methods with variable time parameters can lead to more accurate policy analysis and thus more accurate economic decisions.

Using a regression model with time varying parameter (TVP) and the Kalman filter approach the present study examines the reaction of the inflation rate over time to the influential variables such as the inflation rate of the previous period, the expected inflation rate, the imported inflation rate, the production gap and especially the volume of liquidity in the period under study in which

the application of time-varying parametric technique is considered as an innovation of this research and gives us more accurate results.

FINDINGS

Examining the changes in the growth rate of liquidity, inflation rate and GDP growth rate shows that in most years, the growth rate of liquidity has a positive effect on the inflation rate of the next period. But in some years, despite the increase in the growth rate of liquidity, the inflation rate of the next period has decreased. Also, in some other years, despite the decrease in the growth rate of liquidity, the inflation rate of the next period has increased. It can be said that in short term, inflation in Iran is not just a monetary phenomenon. Also, due to the fact that in some years the inflation rate was relatively high, but in the next period, the growth rate of liquidity increased or in some other years, the GDP growth rate was relatively low, but in the next period, the liquidity growth rate decreased. It can be said that the changes in the growth rate of liquidity in Iran were not commensurate with the changes in inflation rates and economic growth rates and this shows that monetary policy has been wrong.

CONCLUSION

In present study, the results of estimating the regression model as a variable time parameter and examining the trend of coefficients of explanatory variables over time in this study show that these coefficients have not been constant during the period under study and have changed over time due to external shocks such as revolution, war, oil price shocks, applied economic policies, structural changes, international political stances and economic sanctions. That is, in addition to the volume of liquidity, other variables such as delayed inflation rate, expected inflation rate, imported inflation rate and GDP gap also have a variable effect on inflation rate over time.

Reference

balaghi inalo, Y., & Jalaee Esfandabadi, S. A. (2023). Simulation of Nordhaus Model (1975) in the Economy of Iran: Optimal Control Approach. *Quarterly Journal of Quantitative Economics (JQE), 19*(4), 147-176 (In Persian). doi: 10.22055/jqe.2021.34975.2276

Bai, J., & Perron, P. (2003). Computation and Analysis of Multiple Structural Change Models. *Journal of Applied Econometrics*, 18, 1-22.

Berger, T., Everaert, G., & Vierke, H. (2016). Testing for time variation in an unobserved components model for the US economy. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 69, 179-208.

Bhattacharya, R., Chakravartti, P., & Mundle, S. (2019). Forecasting India's Economic Growth: a Time-Varying Parameter Regression Approach. *Macroeconomics and Finance in Emerging Market Economies*, 238, 1-24.

Friedman, M. (1956). The quantity theory of money: a restatement. *Studies in the quantity theory of money*, *5*, 3-31.

Friedman, M. (1970). The Counter-Revolution in Monetary Theory: First Wincott Memorial Lecture, Delivered at the Senate House, University of London, 16 September. *Institute of Economic Affairs: Occasional Paper*, *33*.

Hanisch, M. (2017). The effectiveness of conventional and unconventional monetary policy: Evidence from a structural dynamic factor model for Japan. *Journal of International Money and Finance*, *70*, 110-134.

Keyns, J. M. (1936). The General Theory of Employment, Interest and Money. *Ed: Macmillan London*.

Khezri, M., Sahabi, B., Yavari, K., & Heidari, H. (2015). Time-varying Effects of Inflation Determinants: State-space Models. *Economical Modeling*, 30, 25-46 (In Persian).

Kim, C. J., & Nelson, C. R. (1999). State-Space Models with Regime Switching: classical Gibbs-samplihg approaches with applications. *MIT Press Books*, 1, Cambridge/ London.

Komijani, A., & Naghdi, Y. (2009). An Analysis of the Inter-relationship between Production and Inflation in Iran (Emphasizing on Sectoral Production). *Iranian Economic Journal: Macroeconomics*, *9(32)*, 99-124 (In Persian).

Liu, O., & Adedeji, M. O. (2000). *Determinants of inflation in the Islamic republic of Iran-A Macroeconomic Analysis* (No. 0-127). International Monetary Fund.

Lucas, R. E. (1973). Some international evidence on output-inflation tradeoffs. *The American Economic Review*, 326-334

Lucas, R. E. Jr. (1976). Econometric Policy Evaluation: A Critique. *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 1, 19-46.

Maadelat, K. (2012). Study and Analysis of Non-linear Relationship between Production and Inflation in Iran. *Economic Strategy*, *1*(2), 127-157 (In Persian). Available at: https://econrahbord.csr.ir/article_103216.html?lang=en

Mc Connell, C., S. Brue, and T. Barbiero (1996), *Macroeconomics*,seventh Canadian edition, McGraw-Hill Ryerson printed and bound in Canada.

Mehrara, M. & Behzadi Soufiani, M. (2016). The Threshold and Nonlinear Effect of Real and Nominal Variables on Inflation: the TAR Approach. *Journal of Economics and Modelling* 7(27), 25-54 (In Persian).

Mehrara, M., & Ghobadzadeh, r. (2016). The Determinants of Inflation in Iran Based on : Bayesian Model Averaging(BA) and Weighted-Average Least Squares

(WALS). *Planning and Budgeting*, *21*(1), 57-82. Retrieved from http://jpbud.ir/article-1-993-en.html

Nakajima, J., Kasuya, M., & Watanabe, T. (2011). Bayesian analysis of time-varying parameter vector autoregressive model for the Japanese economy and monetary policy. *Journal of the Japanese and International Economies*, *25*(3), 225-245.

Omidi, V., & Shahabadi, A. (2022). The Impact of Monetary Policy on the GDP of Iran through Innovation Channel. *Quarterly Journal of Quantitative Economics(JQE)*, *18*(4), 37-65 (In Persian).
doi: 10.22055/jqe.2021.30903.2139

Primiceri, G. E. (2005). Time varying structural vector autoregressions and monetary policy. *The Review of Economic Studies*, *72(3)*, 821-852.

Sargent, T. J., & Wallace, N. (1976). Rational expectations and the theory of economic policy. *Journal of Monetary economics*, *2*(2), 169-183.

Shakeri, Abbas (2008), Theory and Policies of Macroeconomics, 2, Pars Nevisa Publications (In Persian).

Sirikanchanarak, D., Yamaka, W., Khiewgamdee, C., & Sriboonchitta, S. (2018). Time-varying threshold regression model using the Kalman filter method. *Thai Journal of Mathematics*, 74, 133-148.

Sohaili, Kiyomarth, Almasi, Mojtabi, & Saghaei, Maryam. (2012). Evaluating the effect of expected inflation, liquidity growth, imported inflation, production gap and exchange rate on the inflation rate in Iran. *Macroeconomics Research Letter*, 7(13), 39-60.

Tafazzoli, Fereydoun, (2009), History of Economic Thoughts, Tehran, Ney Publishing, ninth edition (In Persian).

Quarterly Journal of Quantitative Economics(JQE) **(2024) 20(4) 111-145**

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 Currency Fluctuations on the Effect of Monetary Policies on Iran's non-oil Trade Balance with an Emphasis on Regime Changes

Leila Argha *, Yousef Mehnatfar **, Maysam Radpour ***, Delara Razeh****

** Assistant Professor of Economics, Department of Economics, Faculty of Economics and Management, Lorestan University, Khoram Abad, Iran. (Corresponding Author)*
***Email**: argha.l@lu.ac.ir*
***Postal address**: Department of Economics, Faculty of Energy Economic and Management, Lorestan University, Khoram Abad, Lorestan, Iran, Postal Code: 68151-44316*
0000-0002-0137-443x
*** Associate Professor of Economics, Department of Economics, Faculty of Economics, Mazandaran University, Babolsar, Iran.*
***Email**: mehnatfar.y@gmail.com*

**** Masters in Finance Management, Department of Management, Faculty of Management, Shahid Beheshti University, Tehran, Iran.*
***Email**: maysam.radpour@gmail.com*
***** Masters in Financial Engineering, Department of Financial Engineering, Faculty of Management, Azad University of Tehran, Iran.*
***Email:** delararazeh71@gmail.com*

ARTICLE HISTORY	JEL CLASSIFICATION	KEYWORDS
Received: 15 February 2021 ***Revision: 10 October 2021*** ***Acceptance: 19 October 2021***	***C24, E42, F31***	***Real exchange rate, non-oil trade balance, monetary policies, currency fluctuations***

Acknowledgments: Acknowledgments may be made to individuals or institutions that have made an important contribution.
Conflict of Interest: The authors declare no conflict of interest.
Funding: The authors received no financial support for the research, authorship, and publication of this article.

How to Cite:

Argha, Leila., Mehnatfar, Yousef & Radpour, Maysam. (2024). The Impact of Currency Fluctuations on the Effect of Monetary Policies on Iran's non-oil Trade Balance with an **e** Emphasis on Regime Changes Emphasis on Regime Changes. *Quarterly Journal of Quantitative Economics(JQE)*, 20(4), 111-145.

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

EXTENDED ABSTRACT

INTRODUCTION

One of the most important challenges of Iran's economy in recent decades is its excessive reliance on oil revenues. According to the time series of the central bank, during the years after the Islamic revolution and especially the years after the imposed war, on average 80 to 90 percent of the export income, 40 to 50 percent of the government's annual budget and 20 percent of the country's total gross domestic product It is provided from the place of oil export. Based on this, the development of the export of non-oil products with a relative advantage in the world markets is considered an inevitable requirement for the country of Iran. In other words, due to the strong dependence of the country's economy on oil on the one hand and the instability and extreme fluctuations of oil prices in the world markets, as well as due to the dominance of a multilateral monopoly market on it on the other hand, many anomalies that rule this market It is transferred inside and causes economic activities to fluctuate according to the exchange rate (Maghdisi and Ali-Shahi, 2016). According to economic planners and policy makers; The only way to free the country from the single-product economy and dependence on foreign exchange income from the sale of oil, as well as to meet the country's ever-increasing foreign exchange needs, is to develop non-oil exports and access global markets. If the foreign currency demand for imports is met from the foreign exchange earnings of non-oil exports, the country's economy will not need oil export earnings and the direct injection of these oil foreign exchange resources into the domestic economy in the current form. For this reason, the economic policy makers in Iran have paid special attention to the improvement of the non-oil trade

balance in the medium-term (economic and social development programs) and long-term (Perspective Document of Iran 1404) programs of the country and mainly emphasized on The monetary and banking sector has been supported by granting facilities with lower interest than non-oil producers and exporters.

Due to the importance of this issue, in this study, the role of currency fluctuations in the impact of monetary policies on Iran's non-oil trade balance has been analyzed seasonally, with an emphasis on regime changes during the period of 1352-1396. In this regard, EGARCH regression has been used to model currency fluctuations and STAR regression has been used to investigate the role of these fluctuations in the impact of monetary policy on the non-oil trade balance.

METHODOLOGY

Following the empirical studies, the following model has been considered to achieve the goals of this study:

$$lxtm_t = c + \alpha(lxtm_{t-1}) + \beta(\mathrm{lrexch}_t) + \gamma(lmtgdp_t) + \delta(vrexch_t * lmtgdp_t) + \mu(loilx_t) + \theta(lopeness_t) + \varepsilon_t \quad (1)$$

where in,

$lxtm_t$: natural logarithm of the ratio of non-oil exports to total imports in year t;

$lrexch_t$: the natural logarithm of the real exchange rate (the product of the free market exchange rate by the global producer price index divided by the producer price index in Iran) in year t;

$vrexch_t$: currency volatility index (conditional variance of variable lrexch_t) in year t;

$lmtgdp_t$: the natural logarithm of the ratio of total liquidity to Iran's nominal GDP in year t;

$vrexch*lmtgdp_t$: the natural logarithm of the ratio of total liquidity to Iran's nominal GDP in the currency volatility index

$loilx_t$: natural logarithm of revenues from oil and gas exports in million dollars in year t;

$lopeness_t$: natural logarithm of trade openness index (ratio of total trade to nominal GDP) in year t;

ε_t: is the residual of the model in year t.

After estimating exchange rate fluctuations by EGARCH regression in the period of 1352-1996 on a seasonal basis, the STAR model was used to investigate the role of exchange rate fluctuations in the impact of monetary policies on Iran's non-oil trade balance, emphasizing regime changes in the period. The study is estimated. Also, all the data were obtained from the database of the Central Bank of the Islamic Republic of Iran and the World Bank.

FINDINGS

The results of STAR model estimation showed that there are two regimes including high and low regime with a threshold value of -4.055 for the trade balance variable in the studied time period. The results related to the low regime (trade balance less than -4.055) show that the variables of trade balance with one break, real exchange rate, currency volatility index with monetary policy, liquidity and trade openness index are respectively 980/ 13, -1.299, -0.462, -1.404 and -2.484 have an effect on the trade balance. In the above regime (trade balance more than 4.055), variables of trade balance with one break, real exchange rate, currency volatility index with monetary policy, liquidity and trade openness index are 25.601, 1.604, 562 respectively. 0.0, 2.177 and 3.158 have an effect on the trade balance. Therefore, in the low regime, the exchange rate fluctuation has a negative effect on the trade balance, and in the low regime, it has a positive effect. This result can be due to the severe exchange rate fluctuations in the post-revolution period, which caused domestic goods to become cheaper compared to foreign goods and increased non-oil exports due to the decrease in the value of the national currency. Although the increase in non-oil exports in the country is mainly in the form of raw materials and agricultural products, and industrial products have a very small share in the country's exports. The dependent variable coefficient with one break in both regimes has a positive effect on the trade balance in the current period, which is

consistent with empirical studies. Other variables have negative coefficients in the low regime and positive coefficients in the high regime, which shows that the real exchange rate, liquidity and trade openness had a negative effect on the trade balance in the period before and at the beginning of the revolution until the fourth quarter of 2012. But after 2012, the mentioned variables have had a positive effect on the trade balance. The reason for this can be due to the decreasing trend of the trade balance during the period of the low regime, which could not have a positive role on the trade balance due to the excess of imports and the lack of non-oil exports, the variable of trade openness, as well as the exchange rate and liquidity. But in the above regime, which lasts from the first quarter of 2013 to the fourth quarter of 2016, the trend of the trade balance is increasing in these years. Therefore, the aforementioned factors have also played a positive role in increasing the trade balance, although as it was said, most of the country's non-oil exports are from the raw materials of industrial production and agricultural products, and it cannot be said that the improvement of the trade balance during the high regime period is due to It has been an increase in the export of industrial products. The results obtained from this research are consistent with the results of the studies of Wong and Chong (2016), Gomez and Alvarez (2006). Also, the results of the research of Agbola (2005) and Gilfason and Risagar (1984) are in accordance with the results of this study in the low regime. From the point of view of the effect of liquidity on the trade balance, the results obtained are consistent with the research of Fitras et al. (2014).

CONCLUSION

The results of STAR model estimation showed that there are two regimes including high and low regime with a threshold value of -4.055 for the trade balance variable in the studied time period. The results related to the low regime (trade balance less than -4.055) show that the variables of trade balance with one break, real exchange rate, currency volatility index with monetary policy, liquidity and trade openness index are respectively 980/ 13, -1.299, -0.462, -1.404 and -2.484 have an effect on the trade balance. In the above regime (trade balance more than 4.055), variables of trade balance with one break, real exchange rate, currency volatility index with monetary policy, liquidity and trade openness index are 25.601, 1.604, 562 respectively. 0.0, 2.177 and 3.158 have an effect on the trade balance. Therefore, in the low regime, the exchange rate fluctuation has a negative

effect on the trade balance, and in the low regime, it has a positive effect. This result can be due to the severe exchange rate fluctuations in the post-revolution period, which caused domestic goods to become cheaper compared to foreign goods and increased non-oil exports due to the decrease in the value of the national currency. Although the increase in non-oil exports in the country is mainly in the form of raw materials and agricultural products, and industrial products have a very small share in the country's exports. The dependent variable coefficient with one break in both regimes has a positive effect on the trade balance in the current period, which is consistent with empirical studies. Other variables have negative coefficients in the low regime and positive coefficients in the high regime, which shows that the real exchange rate, liquidity and trade openness had a negative effect on the trade balance in the period before and at the beginning of the revolution until the fourth quarter of 2012. But after 2012, the mentioned variables have had a positive effect on the trade balance. The reason for this can be due to the decreasing trend of the trade balance during the period of the low regime, which could not have a positive role on the trade balance due to the excess of imports and the lack of non-oil exports, the variable of trade openness, as well as the exchange rate and liquidity. But in the above regime, which lasts from the first quarter of 2013 to the fourth quarter of 2016, the trend of the trade balance according to figure (2) is increasing in these years. Therefore, the aforementioned factors have also played a positive role in increasing the trade balance, although as it was said, most of the country's non-oil exports are from the raw materials of industrial production and agricultural products, and it cannot be said that the improvement of the trade balance during the high regime period is due to It has been an increase in the export of industrial products. The results obtained from this research are consistent with the results of the studies of Wong and Chong (2016), Gomez and Alvarez (2006). Also, the results of the research of Agbola (2005) and Gilfason and Risagar (1984) are in accordance with the results of this study in the low regime. From the point of view of the effect of liquidity on the trade balance, the results obtained are consistent with the research of Fitras et al. (2014)

Based on the above results, it is recommended that the monetary policy makers take into account the currency fluctuations in order to improve the non-oil trade balance through monetary policies. In other words, monetary policies should be used to improve the non-oil trade balance when the currency market is less volatile. Or at least, appropriate currency policies to reduce currency fluctuations along with monetary policy should be considered simultaneously in improving the trade balance. Based on this, if there are severe currency fluctuations, monetary policies in the country cannot improve the non-oil trade balance. This shows that the growth of liquidity in the country regardless of its origin, if the currency market in the country does not reach the necessary stability, it cannot be considered a powerful tool in improving the country's non-oil trade balance. Also, the export of the country should be shifted from the export of raw materials to the export of finished goods and industrial products. Because as the trend of the country's trade balance showed, the trade balance with non-oil exports has been negative in the entire time period studied, and for the trade balance with non-oil exports to be positive, industrial production must increase, which will ultimately bring economic growth and development.

Reference

Abounoori, E., & Erfani, A. (2008). Markov-Switching Model and the Probability of Prediction of the Liquidity Crisis Within OPEC Member Countries. *Economics Research*, *8*(30), 153-174. Availbale at: https://joer.atu.ac.ir/article_3209.html?lang=en (in persian)

Abonori, E., khanalipour, A., & Abasi, J. (2009). The Effect of News on Exchange Rate Volatility in Iran: An Application of ARCH Models. *Iranian Journal of Trade Studies*, *13*(50), 101-120. Available at: https://pajooheshnameh.itsr.ir/article_13766.html?lang=en (in persian)

Alavi Manesh, S.M. (2008). The Relationship Between Exchange Rate and Export and Import . *Report of the Economic Studies Office, Research Center of the Islamic Council*, 9747. Available at: https://rc.majlis.ir/fa/report/show/800166 (in Persian)

Albaji, Y., Azarbayjani, K., & Daei-Karimzadeh, S. (2020). The Response of Iranian Economy to Monetary and Exchange Rate Policies Shocks Base on the Foreign Sector: A Dynamic Stochastic General

Equilibrium Analysis. *Quarterly Journal of Quantitative Economics (JQE)*, Doi: 10.22055/JQE.2021.33852.2255 (in Persian)

Alberola, E., Cantu, C., Cavallino, P., & Mirkov, N. (2021). Fiscal Regimes and the Exchange Rate. *Monetary and Economic Department*. Availbale at: https://www.bis.org/

Alexander, S. S. (1952). Effects of a Devaluation on a Trade Balance. *International MonetaryFund Staff Papers*, 2(5), 78-263. Doi:10.5089/9781451949391.024

Ansarinasab, M., & Pas, P. (2022). Investigating he 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. Doi: 10.22055/jqe.2020.31521.2166 (in Persian)

Aslanidis, N., & Xepapadeas, A. (2008). Regime Switching and the Shape of the Emission-Income Relationship. *Economic Modelling*, 25(4), 731-739. Doi: 10.1016/J.ECONMOD.2007.11.002

Barbone, L., & Rivera-Batiz, F. (1987). Foreign Capital and the Contractionary Impact of Currency Devaluation with an Application to Jamaica. *Journal of Development Economics*, 26(11), 1–15. Doi: 10.1016/0304-3878(87)90047-2

Bass, T., & Belke, A. (2018). Oil Price Shokes, Monetory Policy and Current Account Imbalances Within a Currency Union. *Working Doucument*, 2018(01). Availbale at: www.ceps.eu.

Beck, T. (2003). Financial Dependence and International Trade. *Review of International Economics*, 11(2), 296-316. Doi: 10.1111/1467-9396.00384

Becker, B., & Greenberg, D. (2005). Financial Dependence and International Trade. *University of Illinois at Urbana-Champaign mimeo*.

Bruno, M. (1979). Stabilization and Stagflation in a Semi-Industrialized Economy, In R. Dornbusch & J. Frankel (Eds.). *International Economic Policy, Baltimore, MD: Johns Hopkins University Press*. Availbale at: https://www.econbiz.de/eb/en/hilfe-datenbanken

Clements, M.P., & Krolzig, H.M. (2002). Can an Oil Shocks Explain Asymmetries in the US Business Cycle?. Journal of Sppringer economics, 27(2), 185-204. Doi: 10.1007/978-3-642-51182-0_3

Delavari, M., & Karimi Kia, A. (2007). The Analysis of Fiscal Policy's Effects on Iran’s Trade Account with Emphasis on Government Expenditure. *Economics Research*. 4(43), 145-174. Availbale at: https://dorl.net/dor/20.1001.1.00398969.1387.43.4.6.9 (in Persian)

Derakhshan, M. (1995). Econometrics , First Volume: Single Equations with Classic Assumptions, Second Part. *Tehran, Samt Publications, Sixth Edition.* (in Persian)

Diaz-Alejandro, C. F. (1963). Note on the Effect of Devaluation and Redistributive Effect, *Journal of Political Economy*, 71(23), 577–580. Availbale at: https://www.journals.uchicago.edu/doi/abs/10.1086/258816

Dornbusch, R. (1988). Open Economy Macroeconomics, 2nd ed., *New York.*

Drama , B. (2010).The Effects of Real Exchange Rate on Trade Balance in Cote d,Ivoire: Evidence from the Cointegration Analysis and Error-Correction Models. *Shanghai University*, 218(10), 20-37. Available at: https://mpra.ub.uni-muenchen.de/21810/

Engle, R. (2004). Risk and Volatility: Econometric Models and Financial Practice, *American Economic Review*, 94(11), 405-420. Doi: 10.1257/0002828041464597

Fetros, M.H., Soheili, K., Timouri, B., & Heydari, S. (2014). Investigating the Impact of Monetary Policies on the Trade Balance in the Oil-Rich Countries of the Persian Gulf. *Journals of Economic Development Research*, 5 (17), 43-62. DOR: 20.1001.1.22287736.1401.22.66.6.1 (in Persian)

Fleming, J. M. (1962). Domestic Financial Policies under Fixed and under Floating Exchange Rates, *IMF Staff Papers*, 9(3), 369–379. Available at: https://www.elibrary.imf.org/view/journals/024/1962/003/article-A004-en.xml

Glosten, L. R., Jaganathan, R., & Runkle, D. (1993). On the Relation Between the Expected Value and the Volatility of the Nominal Excess Return on Stocks. *Journal of Finance*, 48(51), 1779–1801. Doi: 10.1111/j.1540-6261.1993.tb05128.x

Gomez, D. M., & Alvarez-Ude, G. F. (2006). Exchange Rate Policy and Trade Balance: A Cointegration Analysis of the Argentine. *Applied Economics, Taylor & Francis Journals*, 41(20), 2571-2582. Available at: https://mpra.ub.uni-muenchen.de/151/1/MPRA_paper_151.pdf

Guittian, M. (1976). The Effects of Changes in the Exchange Rate on Output, Prices and the Balance of Payments. *Journal of International Economics*, 6(3), 65–74. Available at:

https://www.elibrary.imf.org/downloadpdf/journals/001/2003/200/001.2003.issue-200-en.pdf

Gust, CH., & Nathan, SH. (2006). The Adjustment of Global External Imbalances: Does Partial Exchange Rate Pass-Through to Trade Prices Matter?, Board of Governors of the Federal Reserve System. *International Finance Discussion*, 11(23), 850-883. Available at: https://www.elibrary.imf.org/downloadpdf/journals/024/2009/002/024.2009.issue-002-en.xml

Gylfason, T., & Risager, O. (1984). Does Devaluation Improve the Current Accoount?. *European Economic Review*, 3(25), 37-64. Doi: 10.1016/0014-2921(84)90071-0

Gylfason, T., & Schmid, M. (1983). Does Devaluation Cause Stagflation?. *Canadian Journal of Economics*, 16(4), 641–654. Doi: 10.2307/135045

Hamilton, J.D. (1983). Oil and the Macroeconomy Since World War II. *Journal of Political Economy*. 91(8), 228–248. Doi: 10.1086/261140

Hamilton, J.D. (1996). What Happened to the Oil Price-Macro Economy Relationship?. *Journal of Monetary Economics*, 38(2), 215-220. Doi: 10.1016/S0304-3932(96)01282-2

Hamilton, J.D. (2003). What Is an Oil Shock?. *Journal of Economics*, 113(19), 363-398. Doi: 10.1016/S0304-4076(02)00207-5

Hamilton, J.D. (2005). Regime-Switching Models. Department of Economics. University of California, San Diego, La Jolla, CA, *Palgrave Dictionary of Economics.* Available at: https://econweb.ucsd.edu/~jhamilto/palgrav1.pdf

Hirschman, A. O. (1949). Devaluation and the Trade Balance: A Note. *Review of Economics and Statistics*, 31(9), 50–53. Doi: 10.2307/1927193

Hjortsoe, I., Weale, M., & Wieladek, T. (2018). How Does Financial Liberalisation Affect the Influence of Monetary Policy on the Current Account?. *Journal of International Money and Finance*, 85(14), 93-123. Doi: 10.1016/j.jimonfin.2018.03.015

Ito, K. (2010). The Impact of Oil Price Volatility on Macroeconomic Activity in Russia. *Economic Analysis Working Papers*, 9(13), 1-21. Available at: https://www.researchgate.net/publication/46542010_The_Impact_of_Oil_Price_Volatility_on_Macroeconomic_Activity_in_Russia

Ivrendi, M., & Guloglu, B. (2010). Monetary Shocks, Exchange Rates and Trade Balances: Evidence from Inflation Targeting Countries.

Economic Modelling, 20(27), 1144-1155. Doi: 10.1016/j.econmod.2010.03.005

Kandil, M., Berument, H., & Nergiz Dincer. N. (2007). The Effects of Exchange Rate Fluctuations on Economic Activity in Turkey. *Journal of Asian Economics*, 18(9), 466-489. Doi: 10.1016/j.asieco.2006.12.015

Kavand, A., & Hassanvand, D. (2012). Investigating the Effect of Financial Development on the Supply of Non-Oil Exports Using the ARDL Model: The Case of Iran. *Quarterly Journal of Applied Economic Studies Iran (AESI)*, 2 (7), 173-195. https://dorl.net/dor/20.1001.1.23222530.1392.2.7.9.0 (in Persian)

Kazeroni, A., & Mojiri, H. (2010). The Impact of Domestic Currency Depreciation on the Bilateral trade Balance of Iran whit Her Six Major Trading Partners. *Iranian Economic Research*, 15 (45), 77-102. Available at: https://www.sid.ir/paper/2761/fa (in Persian)

Khodavisi, H., Ezati Shorogli, A., & Najarghab, S. (2018). Investigating the Nature of Keynesian or Non-Keynesian Effect of Fiscal Policy on Private Consumption: An Application of the Asymmetric-TVAR Model. *Quarterly of Applied Economics Studies of Iran*, 8 (29), 157-183. Doi: 10.22084/aes.2018.16638.2669 (in Persian)

Krugman, P., & Taylor, L. (1987). Contractionary Effects of Devaluation. *Journal of International Economics*, 8(7), 445–456. Available at: https://www.semanticscholar.org/paper/Contractionary-effects-of-devaluation-Krugman-0Taylor/48f5900f925e61771eba41e9e981258e7f941543

Lane, P.R. (2001). The New Open Economy Macroeconomics: A Survey. *Journal of International Economics*, 19(54), 235–266.Doi: 10.1016/S0022-1996(00)00073-8

Lian Tan, A., Mooi Lim, SH., Shin Koong, S., & Yin Koay, Y. (2011). Exchange Rate Current Account: Are They Co-Integrated Symmetrically or Asymmetrically?. *Annual Summit on Business and Entrepreneurial Studies.*

Makyian, S. N., Samadi, A. H., Amareh, J. (2022). Investigating the Cyclical Status of Monetary and Financial Policies in Iran. *Quarterly Journal of Quantitative Economics (JQE)*, 18(4), 67-92. Doi: 10.22055/jqe.2020.31264.2157 (in Persian)

Ming Kuan, Ch. (2002). Lecture on the Markov Switching Model. *Institute of Economics*, Academia Sinica, Taipei 115, Taiwan.

Moghadasi, R., & Alishahi, M. (2006). A Study of Factors Affecting Iran's Share in the Global Market of Agricultural Products (A Case Study of Pistachios and Raisins). *Quarterly Journal of Agricultural Sciences*, 1(13), 21-37. Available at: https://www.sid.ir/paper/7699/fa (in Persian)

Mundell, R. A (1962). Capital Mobility and Stabilisation Policy under Fixed and Flexible Exchange Rates. *Canadian Journal of Economic and Political Science*, 29(4), 475-485. Available at: http://links.jstor.org/sici?sici=0315-4890%28196311%2929%3A4%3C475%3ACMASPU%3E2.0.CO%3B2-I

Nizamani, A., Abdul Karim, Z., Zaidi, M.A.S., & Khalid, N. (2016). The Effects of Monetary Policy Shocks & Exchange Rate on the Trade Balance of Pakistan. *Prosiding Perkem Ke*, 11(2), 606 – 615. Available at: https://publisher.unimas.my/ojs/index.php/IJBS/article/view/3148/1123

Osisanwo, B.G., Tella, SH.A., & Adesoye, B,A. (2019). The Empirical Analysis of Monetary Policy on Balance of Payments Adjustments in Nigeria: A Bound Testing Approach. *Iranian Economic Reviwe*, 23(1), 129-147. Available at: https://ier.ut.ac.ir/article_69102_d480ea96c1e0ea74a967590ba33c495a.pdf

Saadati, A., Honarmandi, Z., & Zarei, S. (2020). Real Exchange Rate Shocks and Export-Oriented Businesses in Iran: An Empirical Analysis Using NARDL Model. *Munich Personal Repec Archive*, 101(554): 222-251. http://dorl.net/dor/20.1001.1.17356768.1397.18.4.2.5 (in Persian)

Shajari, H., Tayebi, S.K., & Jalai, A. (2006) Exchange Rate Transition and Its Relationship with Monetary Policies and the Degree of Openness of the Economy in Iran Using Neutral Fuzzy Systems Method. *Economics Research*, 8(26), 153-179. Available at: https://www.sid.ir/paper/2669/fa (in Persian)

Shirin Bakhsh, S. (1996). Effects of Monetary Policy on Investment and Employment. *Journal of Economic Research (JOER)*, 5(4), 263-273. Available at: https://www.sid.ir/paper/66955/fa (In Persian)

Souri, A. (2015), Advanced Econometrics. second volume. *Cultural Studies Publication*. (in Persian)

Sugiharti, L., Esquivias, M., A., & Setyorani, B. (2020). The Impact of Exchange Rate Volatility on Indonesia's Top Exports to the Five Main Export Markets. *Journal of Heliyon*. 6(1), 31-41. Doi: 10.1016/j.heliyon.2019.e03141

Syarifuddin, F., Achsani. N.Z., Hakim, D.B., & Bakhtiar. T. (2014). Monetary Policy Response on Exchange Rate Volatility in Indonesia. *Journal of Contemporary Economic and Business Issues*, 1(2), 35-54. Available at: http://hdl.handle.net/10419/147457

Tayeb Nia, A., & Fouladi, M. (2009). The Effects of Increases in Word Prices on Domestic Price Level, Current Account and Exchange Rate, A CGE Model Approach. *Journal of Economic Research (JOER)*,, 89(5), 157-184. Available at: https://dorl.net/dor/20.1001.1.00398969.1388.44.4.7.7 (in Persian)

Valibeigi, H., Yavari, K., Ebrahimi, E., Sahabi, B. (2016). Analyzing the Effect of Monetary and Financial Policies on Iran's Foreign Trade Using DSGE Approach. *Iranian Journal of Trade Studies*, 21(83), 1-34. https://dorl.net/dor/20.1001.1.17350794.1396.21.83.1.7 (in Persian)

Van Wijnbergen, S. (1989). Exchange Rate Management and Stabilization Policies in Developing Countries. *Journal of Development Economics*, 23(5), 227–247. Doi: 10.5089/9781557753649.071

Wong, K. M., & Chong, T. T. L. (2016). Does Monetary Policy Matter for Trade?. *International Economics*, 147(34), 107-125. Available at: https://scholars.hkbu.edu.hk/en/publications/does-monetary-policy-matter-for-trade-2

Yavari, K., & Mozayani, A.H. (2004). Monetary Overshooting of Exchange Rate: Case of Iran Aazem. *Journal of Economic Studies and Policies*, 35(3), 99-128. Available at: https://economic.mofidu.ac.ir/article_47898.html (in Persian)

Quarterly Journal of Quantitative Economics(JQE) **(2024) 20(4) 146-179**

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 terrorism on economic growth in selected countries of the Middle East: a panel spatial econometric approach

Mojtaba Kefayat *, Mehrzad Ebrahimi,** Hashem Zare**, Abbas Amini Fard**

** PhD student of Department of Economics, Shiraz Branch, Islamic Azad University, Shiraz, Iran.*
Email: *kf_mojtaba@yahoo.com*

*** Assistant Professor, Department of Economics, Shiraz Branch, Islamic Azad University, Shiraz, Iran. (Corresponding Author)*
Email: *ebrahimi@iaushiraz.ac.ir*

0000-0002-0986-509X

******** *Assistant Prof., Department of Economics, Faculty of Economic, Islamic Azad University, Shiraz, Iran.*
Email: *hashem.zare@Gmail.com*
********** *Assistant Prof., Department of Economics, Faculty of Economic, Islamic Azad University, Shiraz, Iran.*
Email: *aaminifard@yahoo.com*

ARTICLE HISTORY	JEL CLASSIFICATION	KEYWORDS
Received: 28 February 2021 ***revision: 21 August 2021*** ***acceptance: 25 September 2021***	**C23, F52, H1, O4**	**Terrorism, economic growth, Middle East, spatial econometrics.**

Further information:
This article is taken from the Ms.c thesis of Mr. Mojtabi Kefayat in the field of economics under the supervisor of Dr. Mehrzad Ebrahimi at the Islamic Azad University of Shiraz.

Acknowledgments: Acknowledgments may be made to individuals or institutions that have made an important contribution.
Conflict Of Interest: The authors declare no conflict of interest.
Funding: The authors received no financial support for the research, authorship, and publication of this article.

How to Cite:
Kefayat, Mojtaba., Ebrahimi, Mehrzad., Zare, Hashem & Amini Fard, Abbas. (2024). The effect of terrorism on economic growth in selected countries of the Middle East: a panel spatial econometric approach. *Quarterly Journal of Quantitative Economics(JQE)*, 20(4), 146-179.
10.22055/jqe.2021.36790.2352

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

EXTENDED ABSTRACT

INTRODUCTION

In developing countries, economic growth is the main concern of policy makers and economic thinkers. Knowing the tools and factors affecting economic growth is essential and requires deeper investigations. The importance of knowing the effective factors in the growth and development of countries in today's growing world is undeniable. The degree of effectiveness and recognition of these factors can be an important step towards accelerating growth and development. Accelerating economic growth is a tendency in developing countries. Economists are looking for an answer to the main question, what are the reasons for the difference in the economic growth of the countries of the world? In examining the factors affecting economic growth, two groups of causes can be mentioned. The first group is related to direct factors such as the accumulation of human and physical capital, and the second group includes final factors such as institutions, social capital, etc. In relation to political factors, the situation of developing countries is slightly different from their situation and performance regarding economic factors, especially, the internal economic structure of countries is very vulnerable to adverse factors. Political instability, as the most important internal factor, has the closest interaction with the concept of economic security in influencing the performance of macroeconomic variables, including production. The insecurities that arise in the atmosphere of political

instability and violent behavior (such as terrorist activities) in developing countries cause the country's inability to successfully attract foreign capital, capital flight and reduction of capital. Investments are made. Among the indicators of political instability, which has been raised as one of the sensitive issues of the international community, especially developing countries, and its effects on the developments of international economic and political relations, is the phenomenon of terrorism. In this context, Asimoglu (2001), believes that with more efficient and better institutions, more investment will be made in the field of physical and human capital, security, improvement in property rights and less deviations in policies. Among the variables affecting growth and investment, security is a key category. Security is a complex concept and due to the existence of constituent quality indicators and its complexity, both theoretically and empirically, it is a source of controversy. Terrorism is a fundamental factor disrupting economic and social security.

METHODOLOGY

The purpose of this research is to investigate the relationship between terrorism and economic growth in selected countries of the Middle East using the panel spatial econometric method during the period of 1980-2019 using the spatial Durbin model (SDM). Statistics and information required for variables of GDP per capita, foreign trade as a percentage of GDP, bank credits granted to the private sector, foreign direct investment as a percentage of GDP and inflation rate from the World Bank website and For the terrorism variable, it has been extracted from the global database of terrorism, separately for 9 selected countries in the Middle East region.

FINDINGS

First, in order to check the spatial dependence of the Moran and Jerry C test, the spatial dependence of the countries was confirmed and based on the significance of the Moran test, the research model was estimated in the spatial panel framework. According to the results of the research, terrorist activities show negative and destructive effects on the economic growth of these countries, and this result is consistent with the results of other studies such as Hamida (2018) and Sanafdiari (2017). According to the results of the research, the variables of foreign direct investment, foreign trade, and bank credits have a significant and positive effect on the economic development of the studied countries, of which foreign investment and foreign trade have the greatest impact on economic growth. Also, the inflation rate has a negative and significant effect on the economic growth of the above countries, and these results are consistent with the results of other studies such as Kavah (2007), Khan (2019), Haider et al. (2015) and Sana and Shafi (2018). Be

CONCLUSION

Terrorism and the increase in casualties caused by accidents have had a negative effect on economic growth. Terrorism affects economic growth through different channels. The increase in threats and terrorist incidents leads to insecurity in the country of origin and negatively affects the arrival of tourists. Terrorism also negatively affects investment in tourism-related fields by reducing the sense of security and prevents the strengthening of this sector. The direct effect of these terrorist incidents is to create an atmosphere of insecurity on the economy; Because it destroys and diverts productive economic resources. Scarce productive resources that could have been used to produce goods and services in society are now gone. Also, the resources and budgets allocated for other useful sectors of the economy, as a result of terrorist incidents, should now be used to strengthen the country's security. None of these changes, which are necessary to create security, will not create additional wealth for the society and will not raise the level of well-being, and will also negatively affect economic growth. On the other hand, foreign direct investment is one of the main drivers of economic development and its flow has strong effects on the country's economy. Terrorist activities reduce security and reduce investors' trust in countries exposed to terrorist activities, which leads to a decrease in the flow of foreign direct investment.

Reference

Abadie, A., & Gardeazabal, J. (2003). The economic costs of conflict: A case study of the Basque Country. *American economic review*, *93*(1), 113-132.

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

Akbari, N. (2005). The concept of space and how to measure it in regional studies, Iranian Economic Research Quarterly, Volume 7, Number 23, pp. 39-68 (In Persian).

Al-Ghafoor, S, M & Sadeghian, R. (1). Modernity, Globalization and the phenomenon of modern and postmodern terrorism, Quarterly Journal of Politics, Journal of the Faculty of Law and Political Science, Volume 48, Number 3, Fall 1397, 589-608 (In Persian).

Alsarayreh, M, N, Jawabreh, O, A, A, & Helalat, S.S. (2010). “The influence of terrorism on the international tourism activities” European Journal of Social Sciences 13 (1).

Anwar, M. A., Rafique, Z., & Joiya, S. A. (2012). Defense spending-economic growth nexus: A case study of Pakistan. *Pakistan Economic and Social Review*, 163-182.

Asgharpour, H, Ahmadian, K & Maniei, O. (2013). The effect of political instability on Iran's economic growth; APARCH Nonlinear Approach, Quarterly Journal of Economic Research and Policy, Volume 21, Number 68, 175-194 (In Persian).

Atkinson, S. E., Sandler, T., & Tschirhart, J. (1987). Terrorism in a bargaining framework. *the Journal of Law and Economics*, *30*(1), 1-21.

Baltagi, B. H. (2005). Econometric Analysis of Panel Data, John Wiley&Sons Ltd. *West Sussex, England*.

Bandyopadhyay, S., & Younas, J. (2014). Terrorism: A threat to foreign direct investment. *Doing Business Abroad Policy Report*, 25-50.

Blomberg, S. B., Hess, G. D., & Weerapana, A. (2004). Economic conditions and terrorism. *European Journal of Political Economy*, *20*(2), 463-478.

Carter, A., Deutch, J., & Zelikow, P. (1998). Catastrophic Terrorism-Tackling the new danger. *Foreign Aff.*, *77*, 80.

Çinar, M. (2017). The effects of terrorism on economic growth: Panel data approach. *Zbornik radova Ekonomskog fakulteta u Rijeci: časopis za ekonomsku teoriju i praksu*, *35*(1), 97-131.

Dombusch, R & Stanley, F. (1995). 'Moderate Inflation', World flank Economic Observer, 7, I (Jan), 1-44.

Ekhtiari Amiri, R. (2017). The Impact of the Syrian Government's Fragility in Changing Middle East Security Interactions, Quarterly Journal of Political Research in the Islamic World. Volume 3, Number 7, 155-188 (In Persian).

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

Enders, W., & Sandler, T. (2002). The effectiveness of antiterrorism policies: A vector-autoregression-intervention analysis. *American political science review*, *87*(4), 829-844.

Esfandiari. (2015). Analysis of the effects of spatial overflow of military expenditures in the face of crime and trans-regional forces of terrorism in Mena countries, Quarterly Journal of Political Research of the Islamic World, Year 8, Number 2, Summer 2016, 143-167 (In Persian).

Farahmand. (2017). Spatial analysis of the impact of socio-economic factors on the occurrence of crime in the provinces of Iran with emphasis on migration, Economic Research, Volume 52, Number 1, Spring 1996, 117-138 (In Persian).

Fehqh Majidi, A, Salami, F & Zarouni, Z. (2017). A Study of the Effect of Democracy on Economic Growth in Developing Countries, Journal of Political Science, Volume 12, Number 4, 137-164 (In Persian).

Firuznia, Q, Jasemi, E & Qarni Arai, B. (2016). The Effect of Imposed War on the Growth and Economic Development of Rural Settlements (Case Study: Qasr Shirin County), Human Settlement Planning Studies, Volume 11, Number 37, 103-118 (In Persian).

Gaibulloev, K., & Sandler, T. (2008). Growth consequences of terrorism in Western Europe. *Kyklos*, *61*(3), 411-424.

Getis, A., & Ord, J. K. (1992). The analysis of spatial association by use of distance statistics. *Geographical analysis*, *24*(3), 189-206.

Global Terrorism Index. (GTI), 2018. http://economicsandpeace.org/reports/.

Golkhandan, A. (2014). A comparative study of the effect of military spending on the economic growth of selected developing and underdeveloped countries: Systematic GMM approach, Quarterly Journal of Economic Development Research, Volume 4, Number 15, 23-43 (In Persian).

Gupta, S., Clements, B., Bhattacharya, R., & Chakravarti, S. (2004). Fiscal consequences of armed conflict and terrorism in low-and middle-income countries. *European journal of political economy*, *20*(2), 403-421.

Holmann, F., Rivas, L., Urbina, N., Rivera, B., Giraldo, L. A., Guzman, S., ... & Ramirez, G. (2005). The role of livestock in poverty alleviation: An analysis of Colombia. *Forest*, *3*, 0-9.

Hyder, S., Akram, N., & Padda, I. U. H. (2015). Impact of terrorism on economic development in Pakistan. *Pakistan business review*, *839*(1), 704-722.

Ismail Nia, A, A, & Wesfi Esfestani, S. (2016). The effect of security on economic growth in Iran and some selected countries, Quarterly Journal of Economic Research, Volume 16, Number 61, pp. 127-154 (In Persian).

Jani, S, Nikpey pesyan, V, & Safizadeh, S. (2020). Investigating the Impact of Tourism Industry on Employment in the Provinces of the Country

with the Approach of Spatial Econometrics, Research and Economic Policies, No. 93, Year 20 Eighth, Spring 99, 233-266 (In Persian).

Karimi, M, S, Heidarian, M & Dorbash, M. (2016). The effect of internal and external conflicts on economic growth in the Middle East, Scientific Quarterly Journal of Economic Growth and Development Research, Year 10, Issue 39, Summer 2016, 113-132 (In Persian).

Khan, A., Estrada, M. A. R., & Yusof, Z. (2016). How terrorism affects the economic performance? The case of Pakistan. *Quality & Quantity*, *50*, 867-883.

Koh, W. T. (2007). Terrorism and its impact on economic growth and technological innovation. *Technological forecasting and social change*, *74*(2), 129-138.

LeSage, J. P. (1999). The theory and practice of spatial econometrics. *University of Toledo. Toledo, Ohio*, *28*(11), 1-39.

Liu, A., & Pratt, S. (2017). Tourism's vulnerability and resilience to terrorism. *Tourism Management*, *60*, 404-417.

Lucas Jr, R. E. (1988). On the mechanics of economic development. *Journal of monetary economics*, *22*(1), 3-42.

M. Lutz, & jams. (2014), Globalization and Terrorism in the Middle East, Department of Political Science Indiana University.

Michael, S. (2007). Terrorism a socio-economic and political phenomenon with special reference to Pakistan. *Journal of management and social sciences*, *3*(1), 35-46.

Mubashra, S. (2018). The impact of counter-terrorism effectiveness on economic growth of Pakistan: An econometric analysis.

Neumayer, E., & Plümper, T. (2010). Galton's problem and contagion in international terrorism along civilizational lines. *Conflict management and peace science*, *27*(4), 308-325.

Nonjad, M & Roshan Ghiyas, M. (2010). The effect of exchange relationship and its turbulence on economic growth in Iran, Quarterly Journal of Economic Research (Islamic-Iranian approach), 12 (46):183-200 (In Persian).

Nikpey Pesyan, V., & Shahbazi, K. (2023). Spatial analysis of the effect of terrorism on attracting foreign direct investment in the middle east. *Quarterly Journal of Quantitative Economics (JQE)*, *20*(2), 129-164. doi: 10.22055/jqe.2022.37973.2392 (In Persian).

Pfaffermayr, M. (2009). Conditional β-and σ-convergence in space: A maximum likelihood approach. *Regional Science and Urban Economics*, *39*(1), 63-78.

Pizam, A., & Fleischer, A. (2002). Severity versus frequency of acts of terrorism: Which has a larger impact on tourism demand? *Journal of Travel research*, *40*(3), 337-339.

Saeedi Kia, M, Dehmardeh Ghaleh No, N & Keshavarz Haddad, Gh, Esfandiari, M. (2015). The Relationship between Public Expenditure and Terrorism and Crime in MENA Region Countries, Panel Vector Regression Approach (p-var), Journal of Applied Theories of Economics (In Persian).

Samadi, S & Bayani, A. (2011). Investigating the Relationship between Macroeconomic Variables and Stock Returns in Tehran Stock Exchange, Quarterly Journal of Economic Sciences, Year 5, Issue 16, Fall 2011 (In Persian).

Sevll F. S. (1995). Tourism, terrorism, and pollitical instabilly Annals of Tourism Research, Vol. 25, No. 2, pp. 416-456.

Shahabadi, A & Bahari, Z. (2013). A Study of Political Stability and Economic Freedom on Economic Growth in Selected Developed and Developing Countries, Quarterly Journal of Economic Growth and Development Research, Volume 4, Number 16, 54 -72 (In Persian).

Stecklov, G., & Goldstein, J. R. (2004). Terror attacks influence driving behavior in Israel. *Proceedings of the National Academy of Sciences*, *101*(40), 14551-14556.

Tavares, J. (2004). The open society assesses its enemies: shocks, disasters and terrorist attacks. *Journal of monetary economics*, *51*(5), 1039-1070.

Zolfaghari M, & Omrani A. (2017). The Impact of the Rise of ISIS on the National Security of the Islamic Republic of Iran, Quarterly Journal of Political Research in the Islamic World. Volume 2, Number 7, 169-195 (In Persian).

Quarterly Journal of Quantitative Economics(JQE) **(2024) 20(4) 180-214**

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 performance of Islamic banking compared to conventional banking in the selected countries

Asghar Abolhasani Hastiani*, Mino Amini Milani**, Alireza Sharif Moghaddasi***, Rahim Bayat*****

** Professor of Economics, Department of Economics, Faculty of Economics, Management and Accounting, Payam Noor University, Tehran, Iran.*
Email: ***a.abolhasani@pnu.ac.ir***
0000-0002-9986-4735
Postal address*: Iran, Tehran, Farmaniyeh, North Dibaji St., postal code 1953633511*
***Assistant Professor of Economics, Department of Economics, Faculty of Economics, Management and Accounting, Payam Noor University, Tehran, Iran.*
Email: ***m.amini@pnu.ac.ir***
****Assistant Professor of Economics, Department of Economics, Faculty of Economics, Management and Accounting, Payam Noor University, Tehran, Iran.*
Email: ***a.sharifmoghaddasi@pnu.ac.ir***
*****Ph.D.student of Economics, Department of Economics, Faculty of Economics, Management and Accounting, Payam Noor University, Tehran, Iran. (Corresponding author)*
Email: ***rahimbayat@student.pnu.ac.ir***

ARTICLE HISTORY	JEL CLASSIFICATION	KEYWORDS
Received: 05 September 2022 ***Revision: 06 October 2022*** ***Acceptance: 24 November 2022***	***C13،C61،G11 ،G15،G21***	***Islamic banks*** ***Conventional banks*** ***Efficiency*** ***Systematic risk*** ***Unsystematic risk***

Further Information:
The present article is taken from the doctoral dissertation of Rahim Bayat with supervisor of Ph.D. Asghar Abolhasani Hastiani at the University of Payam Noor.

Shahid Chamran University of Ahvaz
Quarterly Journal of Quantitative Economics
(former Economic Studies)

Acknowledgments: Acknowledgments may be made to individuals or institutions that have made their important contribution.
Conflict Of Interest: The authors declare no conflict of interest.
Funding: The authors received no financial support for the research, authorship, and publication of this article.

How to Cite:
Abolhasani Hastiani, Asghar., Amini Milani, Mino., Sharif Moghaddasi, Alireza., & Bayat, Rahim. (2024). Investigating the performance of Islamic banking compared to conventional banking in the selected countries. *Quarterly Journal of Quantitative Economics(JQE)*, 20(4), 180-214.
10.22055/jqe.2022.41810.2512

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

EXTENDED ABSTRACT

INTRODUCTION

Unlike conventional banking, whose the main goal is to maximize profits based on the loans granted, Islamic banks operate based on the laws and rules of Islamic jurisprudence, in which the use of interest is prohibited. It was precisely due to this characteristic of Islamic banking that many experts were hesitant about its continued existence when the first Islamic bank was established in 1963 and predicted that interest-free banking would not last long. Despite these doubts, Islamic banks are now the fastest growing and developing financial industry in the world.

The basic question here is whether Islamic banking can meet the monetary and banking needs of the economy despite conventional banking? Do Islamic banks have the necessary stability and efficiency? In general, factors such as the ceiling of granted loans, rate of return on assets, rate of return on shares, value of bank assets,diferent types of bank expenses and various other factors can cause differences in the efficiency and performance of banks. Answering to these questions requires investigating the performance of Islamic banking compared to conventional banking.

In order to investigate the performance of Islamic banking compared to conventional banking, we used four different approaches: Data Envelopment Analysis (DEA), Stochastic Frontier Analysis (SFA), Markowitz Model, and Capital Asset Pricing Model (CAPM). DEA approach is one of the non-parametric methods based on mathematical methods and linear programming to measure the efficiency of decision-making units. In contrast, SFA is a parametric method based on econometrics and production function estimation to evaulate the efficiency of decision making units. Then we used the Markowitz model to obtain the optimal rate of return of banking stocks and unsystematic risk, as well as CAPM to find the optimal rate of return of banking stocks and systematic risk.

METHODOLOGY

In order to evaluate the technical efficiency of banks based on DEA and SFA methods, the input and output variables of each model have been introduced, which include three input variables and three output variables in DEA method and three input variables with an output variable in SFA method. In the next stage, the following steps were taken to perform the Markowitz model optimization process:

1) Some classes of the assets that are considered to be invested must be selected and according to the limitations of the Markowitz model and considerations related to the selection of variables, and collection of the research statistical sample, during developing the appropriate mathematical and statistical model, the optimization process is performed.
2) Expected returns are estimated for each class of assets.
3) The risk of each class of assets is estimated.
4) The process of optimization and graphical structure are performed to find the efficient frontier, based on which, the set of efficient and profitable assets is determined.

By implementing the mentioned steps and using the time series data related to the rate of return on shares of each of the banks from 2012 to 2020, the average and standard deviation related to the rate of return on the assets of each of the banks in both Islamic and conventional banking systems was measured and then the efficient frontier curve was extracted for Islamic and conventional banks. Finally, to apply the CAPM and calculate the systematic risk of banks, the value of bank shares was used for this purpose. Due to the statistical limitations in this field where the necessary data was not available

for all 40 investigated banks, and on the other hand it was necessary to use the monthly return rates of these data, therefore subject to the DEA and SFA results, 5 banks from the Islamic banking system and 5 banks from the conventional banking system were selected. Then, according to the data of the monthly stock returns of each of these 10 banks since the second month of 2012 through the end of 2020 with 107 observations, the performance of both banking systems based on the CAPM and estimating the systematic risk rate for each bank was compared. For this purpose, we considered the regression model as $\boldsymbol{R_{i.t} = \alpha_i + \beta_i R_{Mt} + \varepsilon}$ Where $R_{i.t}$ is the rate of return for asset *i* during period *t*, R_{Mt} is the rate of return for the market portfolio M during *t*, α_i (also called excess return) is the difference between estimated return and expected return, β_i is the beta coefficient and ε is the error term. To estimate above regression for the selected banks, we used the monthly return rates of the MSCI global index as R_{Mt}, since the beginning of 2012 through the end of 2020 and the monthly stock return rates as $R_{i.t}$ for each of the banks. First, this regression was performed for the portfolio of Islamic banks and conventional banks, and then we repeated it for each selected bank, and accordingly, the beta coefficients related to the stock portfolio of conventional and Islamic banks, as well as each of the selected banks, were calculated.

FINDINGS

The average efficiency of Islamic banks in data DEA and SFA models was evaluated as 74% and 56.15% respectively, and for conventional banks as 69.5% and 48.13% respectively. By implementing the Markowitz model during the period 2012-2020, the average and standard deviation of Islamic banks' stock returns were calculated as 0.76% and 4.09% respectively, and for conventional banks as 0.68% and 6.35% respectively. Next, by developing ten optimization problems, ten pairs of optimal stock returns and their corresponding risk rates were calculated for each of the two Islamic and conventional banking systems, and accordingly, the efficient frontier curve for each of these two systems was extracted. The average correlation coefficients of stock return rates for two Islamic and conventional banking systems were calculated as 40.4% and 44.1%, respectively, which indicates the lower amount for the Islamic banking system compared to conventional one. Finally, so as to implement the CAPM for measuring the beta coefficient for Islamic and conventional portfolios, firstly this regression was estimated

for the portfolios of Islamic banks and conventional banks. The results are compiled in Table No. (1).

Table1. Beta coefficient estimation for Islamic and conventional portfolios

Source: Research results

Islamic and conventional portfolios n=107	β	α	$R^2(\%)$
The portfolio of Islamic banks	0.28	0.007	29.2
The portfolio of Convenyional banks	0.58	0.022	37.5

Then, by estimating similar regressions for each of the selected banks' stock returns based on the MSCI global index, the beta coefficients for each of the banks were also estimated, and the results are compiled in Table No. (2).

Table2. Beta coefficients for Islamic and conventional banks

Source: Research results

Name of the bank	β	α	$R^2(\%)$
Al Baraka	0.45	0.02	16.7
Islamic Development Bank	0.18	0.01	43.6
Al-Doha Bank	0.16	0.005	60.7
OFFIN BANK MALAYSIA	0.37	0.01	25.4
Al Rajhi Bank	0.135	0.004	29.7
BPM	0.57	-.0.02	62.9
Deutsche Bank	0.73	-0.008	22.5
HSBC	0.23	0.003	78.7
Intesa Sao Paulo	0.72	-0.004	27.01
Sweden Bank	0.34	-0.001	11.2
Source: research findings			

CONCLUSION

The findings related to the implementation of two models of DEA and SFA showed that based on both models the performance of Islamic banks is more efficient compared to the conventional banks. With regard to implementation of the Markowitz model, it was also determined that the Islamic banking system had a better performance than the conventional banking system in

terms of higher stock returns and less risk related to stock returns during the period under review. The calculation of the average correlation coefficients of stock return rates for two Islamic and conventional banking systems also indicates that its level is low for the Islamic banking system, and therefore means more diversity of the examined assets in the composition of the asset portfolio of Islamic banks compared to conventional banks. By calculating the beta coefficients related to the stock portfolio of each of the two banking systems based on the CAPM, it was observed that this coefficient is lower for Islamic banks than for conventional banks, and therefore, the shares of Islamic banks compared to conventional banks have lower systematic risk.

Reference

Ahmad, N. (2014). Islamic Banking System: Partnership in Sharing Business Risk. *Journal of Islamic Banking and Finance, 2*(1), 150-162.

Aliyev, D., & Soltanli, A. (2018). Empirical test of capital asset pricing model on selected banking shares from Borsa Istanbul. *Academic Journal of Economic Studies, 4*(1), 74-81.

Andrieş, A. M., & Cocriş, V. (2010). A comparative analysis of the efficiency of Romanian banks. *Romanian Journal of Economic Forecasting, 13*(4), 54-75.

Basri, M. F., Muhamat, A. A., & Jaafar, M. N. (2018). The efficiency of Islamic banks in Malaysia: Based on DEA and Malmquist productivity index. *Journal of Emerging Economies & Islamic Research, 6*(3), 1-14.

Cerović, L., Suljić Nikolaj, S., & Maradin, D. (2017). Comparative analysis of conventional and Islamic banking: Importance of market regulation. *Ekonomska misao i praksa*(1), 241-263.

Charnes, A., Cooper, W. W., & Rhodes, E. (1978). Measuring the efficiency of decision making units. *European journal of operational research, 2*(6), 429-444.

Ebrahimi, A., Torabi, O., & Farabi, H. (2016). Sensitivity Evaluation of Ansar Bank Branches to the Management of Total Bank Receivables using Extended Beta Factor (Case:Ansar Bank Branches). *Quarterly Journal of Islamic Finance and Banking Studies, 1*(2), 165-196. Retrieved from https://jifb.ibi.ac.ir/article_49412_ac7fe3bd3e0398d25826f909a0b50981.pdf (in persian)

IMF (2019), annual report of international monetary fund, 700 19th street NW, Washington, DC 20431 USA, (www.imf.org)

Markowitz, H. (1952). Portfolio Selection. *The Journal of Finance, 7*(1), 77-91. doi:10.2307/2975974

Markowitz, H. M. (1999). The early history of portfolio theory: 1600–1960. *Financial analysts journal, 55*(4), 5-16.

mashayekh, s., & esfandi, k. (2015). Evaluating and comparing asset pricing models based on different test portfolios. *financial accounting, 7*(26), 52-81. Retrieved from http://qfaj.mobarakeh.iau.ir/article-1-470-en.html (in persian)

mashhadyanmaleki, m., souri, a., ebrahimi, M., mehrara, m., & Majed, V. (2020). Optimal Asset Allocation of Portfolio of Banking System in Different Conditions of Iranian Economy (Case Study of Tejarat Bank). *Journal of Applied Economics Studies in Iran, 9*(35), 155-173. doi:10.22084/aes.2020.21499.3049 (in persian)

Mousaviyan, S. A. (2004). *Islamic Banking* (Vol. 2): Monetary and Banking Research Institute.

Nazashti, A. (2021). *Investigating the effectiveness of asset liquidity index for portfolio optimization based on the Markowitz model*. Paper presented at the The first international conference on management and industry. https://civilica.com/doc/1277859 (in persian)

Norosh, I., & Dianti-Dilmi, Z. (2004). *Financial management (1)*: University of Tehran, School of Management.

Osuagwu, E. S., Isola, W. A., & Nwaogwugwu, I. C. (2018). Measuring technical efficiency and productivity change in the Nigerian banking sector: A comparison of non-parametric and parametric techniques. *African Development Review, 30*(4), 490-501.

Parashar, S. P. (2010). How did Islamic banks do during global financial crisis? *Banks and Bank systems, 5*(4), 54-62.

Pourkazmi, M. H. (2006). Evaluating Efficiency In The Confederates of Iranian Petrochemical Industries by Using Data Envelopment Analysis. *Pik Noor - Humanities, 4*(2). Retrieved from https://www.sid.ir/paper/128717/en (in persian)

Russo, R. (2017). Islamic finance: a Markowitz and a capital asset pricing model approach.

Sharpe, W. F. (1964). Capital asset prices: A theory of market equilibrium under conditions of risk. *The Journal of Finance, 19*(3), 425-442.

Taghi Nazarpour, M., Mousavian, S. A., & Khazaei, A. (2017). *Islamic Banking* (Vol. 1): The Organization for Researching and Composing

University Textbooks in the Islamic Sciences and the Humanities (SAMT), Humanities Research and Development Institute; Specialized Council for the Development and Promotion of Human Sciences.

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. doi:10.22055/jqe.2019.14838 (in persian)

Totunchian, I. (2006). *Islamic money and banking and its comparison with the capitalist system* (Vol. 2): Tawangaran.

Vahabi, M., Baradaran Kazemzadeh, R., & Rastegar, M. (2021). Three-stage evaluation of bank branch efficiency using bootstrap data envelopment analysis. *Quarterly Journal of Quantitative Economics, 18*(3), 35-64. doi:10.22055/jqe.2020.28071.2008 (in persian)

Zhou, X. (2022). CAPM Model and Modern Portfolio Theory. *International Journal of Trade, Economics and Finance, 13*(4). doi:doi.org/10.46609/IJSSER.2021.v06i05.003.