فصلنامه علمی مطالعات اقتصادیِ کاربردی ایران
سال هشتم، شماره‌ی ۳۰، تابستان ۱۳۹۸
صفحات: ۵۷-۸۵
DOI: 10.22084/aes.2019.18607.2837

ارزیابی تأثیر شوک‌های ساختاری بر بی‌ثباتی تولید در اقتصاد ایران

داریوش حسنوند[1*]
سید پرویز جلیلی کامجو[2]

تاریخ دریافت: ۱۳۹۷/۱۲/۱۳ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۸/۰۳/۰۸

چکیده

در سه دهه اخیر جهان شاهد کاهش بی‌ثباتی اقتصادی و به‌ویژه بی‌ثباتی تولید ناخالص داخلی است که به‌نام تعدیل بزرگ شناخته می‌شود. در مورد علت این پدیده اتفاق‌نظر وجود ندارد و سه فرضیه شانس خوب، سیاست خوب و تغییرات ساختاری در مطالعات نظری و تجربی به‌عنوان علت آن بیان‌شده است. هدف این پژوهش ارزیابی این سه فرضیه فوق؛ به شکل رابطه بین بی‌ثباتی GDP حقیقی، شاخص سیاست پولی، شاخص آزادسازی مالی، نرخ ارز بازار آزاد، درآمدهای نفتی، وقوع انقلاب، جنگ و تحریم‌ها با استفاده از یک مدل خودرگرسیونی برداری ساختاری SVAR با اعمال محدودیت‌های بلانچارد – کو (B-Q)، در دوره ۱۳۹۶-۱۳۳۸برای اقتصاد ایران است. بر اساس نتایج مدل SVAR، بیشترین تکانه بی‌ثباتی تولید حقیقی ۰/۹۷۱ ناشی از تکانه شاخص سیاست پولی و کمترین تأثیر ۰/۱ ناشی از تکانه آزادسازی مالی است. در بین تمام عوامل، بیشترین تأثیر ناشی از تکانه انقلاب و جنگ ۰/۹۷۸ بر بی‌ثباتی تولید است. کمترین تأثیر نیز متعلق به تکانه درآمدهای نفتی بر تکانه‌های شاخص سیاست پولی با ضریب ۰/۰۰۲ است. از این‌رو، هر سه دسته از متغیرهای توضیح‌دهنده علل بی‌ثباتی در ایران حاکمیت دارند، اما اثر سیاست پولی در بی‌ثباتی تولید ۰/۹۷۱ بیشتر از دو عامل شانس خوب شامل نوسان درآمدهای نفتی ۰/۸۳۱ و نرخ ارز ۰/۵۸۷ و تغییرات ساختاری شامل جریان ورودی سرمایه به تولید، ۰/۰۰۲ است. به‌منظور کاهش بی‌ثباتی تولید پیشنهاد می‌گردد سیاست پولی قاعده‌مند توسط بانک مرکزی اجرا گرد. به‌جای تلاش برای جذب سرمایه‌گذاری خارجی که کمترین تأثیر را بر بی‌ثباتی تولید دارد، درآمدهای نفتی در راستای افزایش تولید ملی سرمایه‌گذاری گردد. همچنین سیاست ارزی شفاف و بلندمدت به‌منظور کاهش اثرات بی‌ثباتی نرخ ارز بر تولید ملی اجرا گردد.

کلید واژه‌ها: ایران، بی‌ثباتی GDP، سیاست پولی، تغییر ساختاری، تعدیل بزرگ.

طبقه‌بندی JEL: C15 ,C22 ,E24 ,E32 ,E47 ,E58.

۱. استادیار گروه اقتصاد دانشگاه آیت ا... العظمی بروجردی (ره) (*نویسنده مسئول) **Email:** d.hassanvand@abru.ac.ir
۲. استادیار گروه اقتصاد دانشگاه آیت ا... العظمی بروجردی (ره): **Email:** parviz.jalili@abru.ac.ir

۱. مقدمه

در اقتصاد کشورهای توسعه‌یافته، بی‌ثباتی رشد تولید ملی از نیمه ۱۹۸۰ به بعد کاهش یافته است که رفاه و وضعیت اقتصادی این‌گونه کشورها را تحت تأثیر قرار داده است. همچنین، بی‌ثباتی GDP واقعی در این دوران، به پایین‌ترین سطح مشاهده‌شده‌اش در طول تاریخ رسیده است (مک کونل و پریز کویروز[1]، ۲۰۰۰). آنچه در این دوران مشاهده شده، این است که مدت بهبودها طولانی‌تر و مقدار آن قوی‌تر و مدت رکودها کوچک‌تر و با دفعات کمتری اتفاق افتاده است (تیلور[2]، ۱۹۹۸). تیلور این مسئله را بهبود طولانی[3] نامید. مطالعه مک کونل، پریز کویروز (۲۰۰۰) نیز جزو اولین کارهایی که این کاهش در بی‌ثباتی را مستند کردند، کیم و نلسون[4] (۱۹۹۹) و بلانچارد و سیمون[5] (۲۰۰۱) بهبودهای رشد بلندمدت و کاهش رکودها و همچنین کاهش نوسان را "تعدیل بزرگ[6]" نامیدند، چرا که در دوره‌ی موردبررسی، بی‌ثباتی رشد تولید و نرخ تورم کاهش یافته است. در مورد علل تعدیل بزرگ توافق عمومی وجود ندارد، دلایل متفاوتی برای این پدیده بیان‌شده است که آن را در سه دسته از علل می‌توان خلاصه کرد. اولین استدلال، تعدیل بزرگ را ناشی از شوک‌های کوچک‌تر و کم‌تری می‌داند که در این مدت در اقتصاد کشورها اتفاق افتاده است و آن را "شانس خوب[7]" سیاست‌گذاران طی آن سال‌ها نامیده می‌شود (احمد[8] و همکاران، ۲۰۰۴). در مقابل برخی اقتصاددانان، علت پدیده "تعدیل بزرگ" را تغییرات ساختاری و تکنولوژیکی می‌دانند که نتیجه مستقیم و کنترل‌شده‌ای از سیاست‌های کلان اقتصادی نیست. پیشرفت مدیریت موجودی انبار (مک کونل و پریز کویرز[9]، ۲۰۰۰)، تجارت آزاد و تحولات بازار مالی از دلایل ایجاد تغییرات ساختاری است (کاوالو، ۲۰۰۷). آخرین دلیل نوع سیاست‌های پولی توسعه‌یافته است. این دیدگاه توسعه سیاست‌های پولی را باعث کاهش سطوح تورم و تغییرپذیری اقتصاد کشورها یا پدیده تعدیل بزرگ می‌داند. تیلور (۱۹۹۸) استدلال می‌کند که بهبود عملکرد می‌تواند با تغییراتی در سیاست پولی توضیح داده شود که در دهه ۱۹۸۰ و همزمان با تعدیل بزرگ اتفاق افتاده است. تعدیل بزرگ پدیده‌ای است که می‌توان آن را با تغییرات اساسی در رژیم سیاستی پولی و با نظریه پولی توضیح داد (تیلور، ۲۰۰۷، ۲۰۰۹ و ۲۰۱۰).

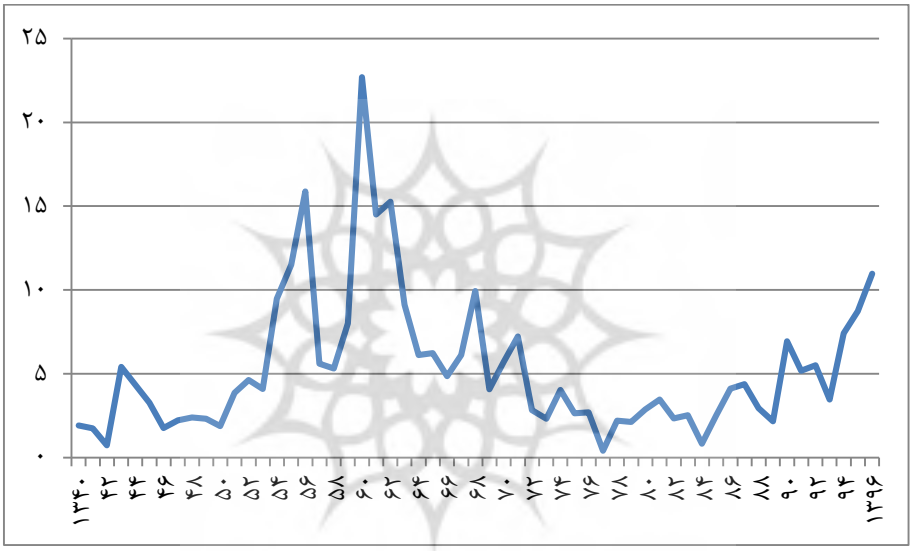
تعدیل بزرگ مختص به کشورهای توسعه‌یافته نیست و اثرات تغییرپذیری شدید ستاده بر رشد اقتصادی، رفاه و فقر به‌ویژه در کشورهای درحالی‌که توسعه را نشان می‌دهد (رامی و رامی[10]، ۱۹۹۵ و

1. McConnell and Perez Quiros
2. Taylor
3. Long Boom
4. Kim & Nelson.
5. Blanchard and Simon
6. Great Moderation
7. Good Lucky
8. Ahmed
9. McConnell and Perez Quiroz
10. Rameyand Ramey

کوریک[1]، ۲۰۱۱). هاکورا[2] (۲۰۰۹) معتقد به تفاوت زمانی بین کشورهای توسعه‌یافته و نیافته است و نشان داد که توسعه سیاست‌های پولی که باعث ایجاد پدیده تعدیل بزرگ شد، ابتدا در کشورهای توسعه‌یافته و پس‌ازآن در کشورهای توسعه‌نیافته، اتفاق افتاد. کاهش بی‌ثباتی کشورهای درحال‌توسعه در نیمه دوم دهه ۱۹۹۰ رخ داد، لذا کشورهای در حال‌توسعه یک دهه بعد از کشورهای توسعه‌یافته پدیده «تعدیل بزرگ» را تجربه نمودند. با توجه به مطالب بیان‌شده، سؤالات این پژوهش به این صورت است که آیا در ایران این پدیده اتفاق افتاده است؟ در صورت وجود این پدیده، علت آن چیست؟ بررسی روند تاریخی اقتصاد ایران نشان می‌دهد که رشد تولید ناخالص داخلی ایران دارای نوسانات زیادی است. به همین دلیل بی‌ثباتی تولید در ایران به روش GARCH (1, 1) برای سال‌های ۱۳۹۶-۱۳۴۰ محاسبه و گزارش شده است (نمودار ۱). دوره‌های قابل‌تأمل در ایران عبارتند از سال‌های قبل از انقلاب نفتی (۵۲-۱۳۳۸) که میزان بی‌ثباتی تولید در آن کم بود، اما بعد از سال ۱۳۵۳ همزمان با افزایش انقلاب نفتی بی‌ثباتی تولید افزایش یافت. این مسئله از سال ۱۳۵۳ الی ۱۳۵۷ که انقلاب اسلامی به پیروزی رسید، ادامه یافت. با پیروزی انقلاب اسلامی و همزمان با دوران ابتدای انقلاب و جنگ یعنی ۱۳۵۷ الی ۱۳۶۳ بی‌ثباتی تولید افزایش یافت اما از این سال به بعد (معادل با ۱۹۸۴) بی‌ثباتی تولید تا سال ۱۳۸۶ (۲۰۰۷) کاهش یافت (دوران تعدیل بزرگ). پس‌ازاین سال که بحران مالی بزرگ برای کشورهای توسعه‌یافته و سرریز آن برای کشور ما بود (طیبی و همکاران، ۱۳۹۳ و قویدل و همکاران، ۱۳۹۳) و همچنین افزایش شدت تحریم‌ها (بیات، ۱۳۹۱) بی‌ثباتی تولید مجدداً به شکل کمتری افزایش یافت. پس در ایران نیز هماهنگ با سایر کشورها کاهش بی‌ثباتی تولید در دوره تعدیل بزرگ اتفاق افتاده است. به‌منظور ارزیابی بی‌ثباتی تولید در اقتصاد ایران، این پژوهش نقش نسبی سیاست‌های اقتصادی (سیاست پولی) در مقابل اتفاقات خارج از کنترل (شانس بد) و تغییرات ساختاری را تحلیل خواهد کرد. در سیاست‌های پولی اقتصاد ایران نمی‌توان استفاده از قواعد پولی همانند شکل‌هایی از قاعده تیلور و مک کونل مشاهده کرد. سیاست پولی در ایران بیشتر جنبه صلاحدیدی و تشخیص در زمان خاص دارد و شاید نتوان پیروی از مکتب اقتصادی خاصی را تطبیق داد. اما کمیجانی و همکاران (۱۳۹۳) اشاره دارند که فشارهای اجتماعی و سیاسی بعد از افزایش شدید قیمت‌ها در کشور باعث یک نوع واکنش بانک مرکزی در کنترل قیمت‌ها (عمدتاً از طریق کنترل رشد نقدینگی) را ایجاد می‌کند. از این‌رو، نقش سیاست پولی ایران در میزان کنترل و هدایت رشد نقدینگی در سال‌های مختلف موردبررسی قرار می‌گیرد. همچنین، عامل دیگر بی‌ثباتی در اقتصاد وابسته به نفت ایران، دلایلی مبتنی بر وجود بیماری هلندی بیان می‌شود. در مطالعات اقتصادی ایران، اهمیت صادرات نفت کاملاً شناخته شده است. صادرات نفت از طریق افزایش صادرات، مصرف، هزینه‌های دولت، سرمایه‌گذاری بر تقاضای کل اقتصاد و از طریق

1. Coric
2. Hakura

سرمایه‌گذاری، واردات کالاهای سرمایه‌ای و واسطه‌ای و همچنین هزینه‌های عمرانی بر عرضه کل اقتصاد مؤثر است. همان‌گونه که در بحث نظری بیان‌شده است کاهش شوک‌های نفتی و همزمان با آن شوک ارزی می‌تواند باعث کاهش نوسانات رشد تولید در اقتصاد ایران گردد و با توجه به برونزا بودن علل تغییرات قیمت نفت، تغییرات بی‌ثباتی رشد تولید می‌تواند ناشی از شانس خوب (یا بد) در اقتصاد تفسیر کرد (سامرز[1]، ۲۰۰۵). در نهایت تغییرات در بازار مالی (پول و سرمایه شامل: افزایش اوراق قرضه منتشره، تحول کمی و کیفی بورس، تحول سیستم بانکداری و پیشرفت بانکداری الکترونیکی) یا جریان ورود سرمایه به GDP را می‌توان به‌عنوان تغییرات ساختاری در نظر گرفت (دینان[2] و همکاران، ۲۰۰۶ ؛ بنسیولی و زقینی[3]، ۲۰۱۲ و علیزاده و همکاران، ۱۳۹۳).



نمودار ۱: بی‌ثباتی تولید ناخالص داخلی حقیقی در دوره ۱۳۳۸-۱۳۹۶، محور عمودی به درصد است

به‌این‌ترتیب برای اقتصاد ایران سه فرضیه اصلی برای اقتصاد ایران می‌توان تصور کرد:

۱) شوک‌های اقتصادی کوچک‌تر در اقتصاد ایران، عمدتاً ناشی از تقاضا و عرضه نفت و به‌دنبال آن افزایش و کاهش درآمد نفتی باعث نوسان اقتصادی کشور شده است (فرضیه شانس خوب).

۲) سیاست پولی خوب‌تر در مقابل سیاست پولی بدتر در ایران که باعث بی‌ثباتی کمتر یا بیشتر رشد تولید ناخالص داخلی شده است. برخی از سال‌ها نقدینگی افزایش شدید و یک‌باره در اقتصاد ایران داشته که این مسئله باعث کاهش یا افزایش بی‌ثباتی در اقتصاد ایران شده است. انتخاب سیاست‌های

1. Summers
2. Dynan
3. Bencivelli, L., & Zaghini

متناسب پولی (کنترل بیشتر رشد نقدینگی) باعث کاهش نوسانات اقتصادی شده است (سیاست خوب).

۳) تغییرات بازار مالی (جریان ورودی سرمایه به GDP) باعث تغییرات فناوری و ساختاری در اقتصاد ایران شده، که کاهش بی‌ثباتی تولید را در پی داشته است.

به‌این‌ترتیب هدف این پژوهش ارزیابی این سه فرضیه شانس خوب، سیاست خوب و تغییرات؛ به شکل رابطه بین بی‌ثباتی GDP حقیقی، شاخص سیاست پولی، شاخص آزادسازی مالی، نرخ ارز بازار آزاد، درآمدهای نفتی، وقوع انقلاب، جنگ و تحریم‌ها با استفاده از یک مدل خودرگرسیونی برداری ساختاری SVAR با اعمال محدودیت‌های بلانچارد – کو[1] (B-Q)، در دوره ۱۳۹۶-۱۳۳۸ برای اقتصاد ایران است. ساختار مقاله از پنج بخش تشکیل شده است. در بخش دوم پیشینه پژوهش مرور می‌شود. در بخش سوم ادبیات نظری ارائه می‌شود. بخش چهارم به‌تصریح و برآورد مدل اختصاص دارد و بخش پایانی به نتیجه‌گیری اختصاص دارد.

۲. سابقه پژوهش

مطالعات تیلور (۱۹۹۸)،کیم و نلسون، (۱۹۹۹)، پریز کویروز (۲۰۰۰) و بلانچارد و سیمون (۲۰۰۱) اولین کارهایی بودند که پدیده تعدیل بزرگ را بررسی کردند که در قسمت قبلی به آن‌ها اشاره شد. پس‌ازاین مطالعات اولیه، کارهای متعددی صورت گرفت که به برخی از آن‌ها اشاره می‌شود. احمد و همکاران (۲۰۰۴)، از روش VAR برای بررسی اثرات چند متغیر رقیب در پدیده تعدیل بزرگ استفاده می‌کنند، یعنی: توسعه سیاست پولی، عملکرد تجاری بهتر، و کاهش شانسی در اختلالات برون‌زا. نتایج این تحقیق، فرضیه "شانس خوب" را به‌عنوان توضیح اصلی کاهش تغییرپذیری ستاده می‌داند، هرچند فاکتورهای "عملکرد خوب" و "سیاست خوب" نیز در توضیح تعدیل بزرگ مشارکت دارند. جیانینو و همکاران (۲۰۰۸) بررسی نمودند که آیا کاهش در بی‌ثباتی شوک‌ها (فرضیه "شانس خوب") پدیده تعدیل بزرگ را بهتر توضیح می‌دهد یا "سیاست خوب"؟ نتایج نشان داد که در ارتباط با تورم، سیاست پولی معتبر، انتظارات تورمی از طریق الزام به یک لنگر اسمی تثبیت کرده است که باعث کاهش بی‌ثباتی تورم می‌شود، اما در ارتباط با تولید ادبیات اقتصادی بیشتر به فرضیه "شانس خوب" متمایل است. نتایج مطالعات نشان می‌دهد که پژوهش‌هایی که "شانس خوب" را علت تعدیل بزرگ می‌دانند به مدل‌های خامی وابسته هستند که یا تک متغیره یا دو بخشی کوچک هستند. این مدل‌ها به اطلاعات بازارها و بانک‌های مرکزی واکنش نشان نمی‌دهند. از دید این محققان، این‌چنین تحلیل‌هایی مبتلا به مسئله متغیرهای حذف شده هستند. زیرا اگر مدل‌های بزرگ‌تری در نظر گرفته شود تغییرات ساختار اقتصادی بیشتر، به‌عنوان علت پدیده مطرح می‌شوند. هاکورا (۲۰۰۹)،

1. Blanchard. Quah (B. Q) restriction

تغییرپذیری ستاده و اندازه کاهش ستاده در میان گروه‌های کشورهای تحول‌نیافته[1] در سه دهه گذشته با تمرکز بر میزان تأثیر سه دسته عوامل مختلف: عوامل بین‌المللی، عوامل منطقه‌ای و عوامل خاص یک کشور را بر تغییرپذیری تولید آزمون می‌کند و نتیجه می‌گیرد که در میان این عوامل فوق، عوامل خاص داخلی یک کشور تغییرپذیری تولید در کشورهای توسعه‌نیافته و بازارهای (اقتصادهای) نوظهور را توضیح می‌دهد که در آن تأکید بر نقش کلیدی سیاست‌های داخلی می‌شود. لذا بر اهمیت نسبی عوامل داخلی نسبت به عوامل بین‌المللی و منطقه در کاهش تغییرپذیری تولید تأکید می‌شود. آدام (۲۰۰۹) مدلی را ارایه می‌کند که در آن سیاست پولی می‌تواند باعث افزایش در تغییرپذیری اسمی و واقعی کل گردد. هدف این پژوهش ارایه مدل سیاست پولی است که با تأکید بر ثبات قیمت از طریق بانک مرکزی می‌تواند کاهش در واریانس تولید و تورم را توضیح دهد. نتایج مدل نشان داد عملیات سیاست پولی همراه با بصیرت باعث کاهش چشمگیری در نوسان متغیرهای اسمی و واقعی می‌شود. والتر و ودر[2] (۲۰۰۹) در پی یافتن پاسخی برای نوسانات و بحران‌های بازار سهام در مجموعه‌ای از کشورهای توسعه‌یافته و توسعه‌نیافته هستند، آن‌ها مجموعه‌ای از تعاملات شرایط خارجی مساعد، سیاست‌های اقتصادکلان، وجود برنامه IMF را در تغییرات و ایجاد بحران بازار سهام مؤثر می‌دانند. در نهایت، محققان علت را ترکیبی از شانس، سیاست و شرایط اقتصادی مساعد می‌دانند. ولف و لستر[3] (۲۰۱۰) اعتقاد دارند بررسی کاهش نوسان سیکل تجاری کل نشان می‌دهد که ۶۱ درصد تعدیل را حرکات سیکل تجاری سطح حالت را توضیح می‌دهد. آن‌ها تغییرات ساختاری را شامل رشد بخش خدمات نسبت به نوسان بیشتر بخش صنعتی و مقررات زدایی درون صنعت بانکداری به‌عنوان دو علت تعدیل بزرگ ذکر می‌کنند. آن‌ها اعتقاد دارند رشد در نوسان کمتر بخش خدمات و همزمان با همگرایی مالی در صنعت بانکداری تقریباً ۸۱ درصد کاهش در هم حرکتی و ۶۵ درصد از کاهش تغییرپذیری GDP را نشان می‌دهد. سسچیتی[4] و همکاران (۲۰۱۱) بیان می‌دارند بحران مالی جهانی طی سال‌های ۲۰۰۷ الی ۲۰۰۹ در عملکرد اقتصادکلان بسیاری از کشورها مؤثر بوده است. به عقیده آنان، درحالی‌که در این مدت، رشد چین هرگز به زیر ۶ درصد کاهش نیافت، استرالیا در بدترین فصل رشد اقتصادی نداشت، ژاپن، مکزیک و انگلستان از انقباض GDP سالیانه بین ۵ الی ۷ فصل رنج بردند. به عقیده محققان، اقتصادهای با عملکرد بهتر که ترکیبی از بخش بانکی توسعه‌یافته‌تر، تصمیمات سیاستی درست و سازمان‌های بهتر دارند، آسیب‌پذیری‌شان به بحران مالی کمتر است. عامل دوم، نقش شانس خوب است که به شکل درجه باز بودن مالی و بستانکاری کمتر اقتصاد کشورها نسبت به آمریکا ظاهر می‌شود. بهولا و کولامپارامبیل[5] (۲۰۱۱)، استدلال می‌کنند با وجود

1. Nontransition
2. Walter &Weder
3. Wolff & Lester
4. Cecchetti, Stephen G. and Mohanty, Madhusudan S. and Zampolli, Fabrizio,
5. Bhoola and Kollamparambil

بحران اخیر، بسیاری از کشورهای صنعتی کاهش قابل‌توجهی در بی‌ثباتی اقتصادکلان را تجربه کرده‌اند که به‌صورت کاهش نوسان و بی‌ثباتی رشد تولید طی سه دهه گذشته نمایان شده است. پژوهشگران با بیان سه دسته عوامل مطرح در بی‌ثباتی رشد تولید، تعیین روند و عوامل بی‌ثباتی رشد تولید در آفریقای جنوبی را هدف بررسی قرار داده‌اند. این تحقیق شکست ساختاری دهه ۱۹۹۰ در رشد تولید را نشان می‌دهند و عنوان می‌دارد سیاست پولی به شکل قابل ملاحظه‌ای در کاهش بی‌ثباتی رشد تولید در این کشور نقش دارد. هی و چن[1] (۲۰۱۳) نشان می‌دهند که پس از دهه‌ی ۱۹۹۰، بی‌ثباتی رشد GDP چین به شکل قابل ملاحظه‌ای کاهش یافته است. این تحقیق از روش دامنه‌ی فرکانس و بردار اتورگرسیو (VAR) برای تحقیق منشأ کاهش بی‌ثباتی در اقتصاد چین استفاده می‌کند. نتایج نشان می‌دهند بی‌ثباتی پایین‌تر شوکهای تصادفی به اقتصاد، یا فرضیه شانس خوب، اکثر کاهش در بی‌ثباتی اقتصادکلان را توضیح می‌دهد. البته سیاست خوب و عملکرد تجاری بهتر نیز به‌عنوان فاکتورهای مشارکت‌کننده نقش دارند که نقش حاشیه‌ای در تخفیف نوسانات اقتصادی چین دارند. ابریشمی (۱۳۸۱)، بخش پولی و حقیقی در اقتصاد ایران را مبتنی بر مفاهیم برون‌زایی در یک دستگاه هم انباشته کننده ساختاری (SCVAR) موردمطالعه قرار می‌دهد. نتایج حاصل از تحلیل‌های برون‌زایی (ضعیف، قوی و نسبی) دلالت بر آن داردکه الگوی IS/LM یا «ماندل فلمینگ» با محدودیت‌های زیادی برای درک نوسانات اقتصادی در ایران روبه‌رو است. تکانه‌های طرف عرضه، مانند تغییرات واردات، بهره‌وری و اصلاحات ساختاری، نقش اساسی را در نوسانات اقتصادی ایران در کوتاه‌مدت و بلندمدت ایفا کرده‌اند. تولید و واردات، دریافت‌کننده اولین تکانه خارجی به روابط تعادلی بلندمدت هستند. آسیب‌پذیری شدید اقتصاد ایران، بی‌ثباتی‌های کلان اقتصادی و رشد اقتصادی به درآمد نفتی و واردات مرتبط است. بخشی و همکاران (۱۳۹۱) با بیان اینکه شوک‌های نفتی همواره آثار متفاوتی بر اقتصاد کشورهای واردکننده و صادرکننده نفت دارد. استدلال می‌کنند تأثیر شوک‌های نفتی دهه ۱۹۷۰ در اقتصادهای صنعتی واردکننده نفت بیشتر به‌صورت رکود همراه با تورم و با شدت قابل ملاحظه‌ای ظاهر شده است. اما در مورد شوک‌های نفتی دهه۱۹۹۰به بعد، چنین آثار شدیدی دیده نمی‌شود. برای بررسی اثر این شوک‌ها در کشور صادرکننده نفت، نحوه تغییرات اثرات کلان شوک‌های نفتی در کشورهای صادرکننده نفت ایران، ونزوئلا، نیجریه، نروژ، هلند و کانادا بررسی شده است. نتایج به‌دست‌آمده نشان می‌دهد در میان کشورهای موردبررسی فقط در دو کشور نروژ و کانادا اثرات شوک‌های نفتی بر روی هر سه متغیر رشد تولید، تورم و نرخ ارز واقعی در سال‌های بعد از ۱۹۸۴ کاهش یافته است. علـت این امر را می‌توان در نقش سیستم‌های ارزی، سیاست‌های پولی، ساختار متفاوت کلان اقتصادی و سیاست‌های اتخاذشده دیگر در این کشورها دانست. ابونوری و لاجوردی (۱۳۹۶) رابطه بین بی‌ثباتی تولید ناخالص داخلی سرانه با نوسانات رابطه

1. Heand & Chen

مبادله نفت (تکانه‌های نفتی) و تاب‌آوری اقتصادی را با استفاده از داده‌های آماری کشورهای عضو اوپک طی سال‌های ۲۰۱۳-۱۹۹۵ موردبررسی قرار می‌دهند. نتایج وجود ارتباط مثبت میان نوسانات رابطه مبادله نفت (تکانه‌های نفتی) و بی‌ثباتی رشد اقتصادی را مورد تأیید قرار می‌دهد. همچنین براساس نتایج، خالص تاب‌آوری اقتصادی بر بی‌ثباتی رشد اقتصادی تأثیر منفی دارد. جمع‌بندی پیشینه پژوهش نشان می‌دهد مطالعات انجام‌شده در مورد ایران به شکل مستقیم این فرضیه‌ها و پدیده تعدیل بزرگ را مورد ارزیابی قرار نمی‌دهند و علاوه‌بر آن هر سه دسته از عوامل را به‌طور همزمان ارزیابی نمی‌کنند. به‌این‌ترتیب این پژوهش علل بی‌ثباتی تولید را به شکل بررسی همزمان سه دسته از عوامل انجام می‌دهد که تحلیل تعدیل بزرگ برای ایران را در بر دارد.

۳. مبانی نظری

الف) سیاست پولی

تیلور در مطالعات مختلف خود (۱۹۹۸، ۲۰۰۷، ۲۰۰۹ و۲۰۱۰) استدلال می‌کند که بهبود عملکرد سیاست پولی و تغییرات اساسی در رژیم سیاستی پولی که در دهه ۱۹۸۰ اتفاق افتاده باعث تعدیل بزرگ شده است. در مورد چگونگی اثرگذاری سیاست پولی، یک ایده این است که نقش سیاست پولی در کاهش نوسانات تولید، تا زمانی اهمیت دارد که تغییرات سیاست منجر به تورم پایین‌تر و باثبات‌تر شده باشد. تورم پایین‌تر باعث کاهش انحرافات و اختلالات اسمی متغیرها می‌شود، مانند اختلالاتی که از مالیات ناشی می‌شوند. تورم پایین و پایدارتر نااطمینانی را حذف می‌کند که یک منبع مهم در تصمیم‌های سرمایه‌گذاری شرکت‌ها است. در نهایت، تا زمان وجود تورم پایین واقعی و پایدار؛ سیاست‌گذاران انعطاف‌پذیری بیشتری در واکنش به رویدادهای پیش‌بینی‌نشده مانند بحران مالی یا بانکی دارند. در ایالات‌متحده، و در زمان پل والکر رئیس هیئت‌مدیره فدرال رزرو، سیاست پولی در آمریکا به‌طور قابل‌ملاحظه‌ای تحول پیدا کرد. در دوره پیش از ولکر (از سال ۱۹۶۰ تا اواسط سال ۱۹۷۹) سیاست پولی فعال با توجه به میزان تورم پیش‌بینی‌شده وجود داشت. در طی این مدت، ازآنجاکه پاسخ سیاست پولی به تغییرات در تورم، کمتر از یک‌به‌یک بود، سیاست پولی موجب افزایش بیشتر تورم مورد انتظار (و در نتیجه واقعی) شد. در مقابل، از سال ۱۹۷۹، سیاست پولی جدید باعث کاهش و پس‌ازآن تثبیت تورم واقعی و انتظاری شد. البته نظر مقابل این است که سیاست پولی پس از سال ۱۹۷۹ ممکن است مستقیماً به کاهش نوسانات تولید مرتبط نباشد بلکه به علت کاهش تأثیرات شوک‌های پیش‌بینی‌نشده در اقتصاد باشد (سامرز، ۲۰۰۵).

ب) تعدیل ساختاری و تکنولوژیکی

مازاد تقاضا بیشتر از تولید، می‌تواند با موجودی انبار، حداقل تا زمانی‌که موجودی انبار کفایت کند، پاسخ داده شود. استدلال موجودی انبار برای توضیح پدیده "تعدیل بزرگ" بر این نکته استوار است

که در هنگام کاهش تولید ناخالص داخلی، بی‌ثباتی فروش کالاهای بادوام ثابت باقی می‌ماند، درحالی‌که بی‌ثباتی در تولید کالاهای بادوام، با مقداری مشابه با تولید ناخالص داخلی کاهش یافته است. طبق این توضیحات، گسترش فناوری اطلاعات و تأثیر آن بر فروش نهایی، به‌ویژه در مورد محصول بادوام، موجب تغییرات قابل‌توجهی در ماهیت فرایندهای تولید و توزیع شده است. از طرف دیگر، باوجوداین تحولات تکنولوژیکی، احتمال بسیار کمی وجود داردکه کمبود غیرمنتظره در موجودی انبار یک صنعت (مانند قطعات یدکی)، فروش یا تولید را در سایر صنایع مختل کند. چنین تغییراتی ممکن است حداقل در دو حالت رخ دهد. اولاً، پیش‌بینی فروش یا مدیریت موجودی، می‌تواند نوسان سرمایه‌گذاری موجود در یک صنعت خاص را با تولید یا فروش کمتر نسبت به موجودی انبار،کاهش دهد. ثانیاً پیشرفت‌های مشابه در شبکه‌های عرضه، توزیع و حمل‌ونقل ممکن است به تسهیل روابط بین صنایع (مانند تولید خودرو و خرده‌فروشی) کمک کند. هر دوی این اثرات می‌تواند به‌واسطه پیشرفت سریع فناوری اطلاعات و سایر نوآوری‌ها در مدیریت زنجیره تأمین تولید ایجاد شود (سامرز، ۲۰۰۵ و مک کونل و پریز کویرز[1]، ۲۰۰۰). کاوالو (۲۰۰۷) معتقد است که باز بودن تجارت، باعث کاهش تغییرپذیری تولید می‌شود، در نتیجه اقتصادهایی که بازتر هستند، باثبات‌تر می‌باشند. اقتصادهای بازتر فرصت‌های بیشتری برای تعدیل شوک‌های بین‌المللی ایجاد می‌کنند. از این‌رو، افزایش قابل ملاحظه در درجه باز بودن اقتصادها در کل جهان، باعث شده که اقتصاد کشورها باثبات‌تر باشند. نوع دیگر از تعدیل ساختاری جریان ورود سرمایه است. برخی از نظرات که با نتایج تعدیل بزرگ هماهنگ است، استدلال می‌کنند که ورود حجم مناسب سرمایه به کشور از طریق: کاهش تورم (عدم تأمین سرمایه لازم با چاپ پول) و افزایش کارایی اقتصادی، انتقال دانش فنی نه‌تنها در فرایند تولید بلکه در حمایت از تولید و توزیع آن، آشنایی مدیران دولتی و خصوصی با تکنیک‌های مدیریتی، ایجاد مشاغل جدید با ورود تکنولوژی‌های جدید و افزایش اشتغال، باعث بهبود تراز پرداخت‌ها می‌گردد. افزایش در رقابت و بهبود کیفیت و کمیت کالا و خدمات، گسترش بازار سرمایه ارز از طریق گسترش معاملات و بهبود وضعیت مالی شرکت‌ها از طریق افزایش حجم معاملات، تقویت‌کننده همگرایی جهانی و کمک به‌خصوصی‌سازی و تأمین مالی زیرساخت‌ها (علیزاده و همکاران، ۱۳۹۳: ۶) باعث رشد تولید می‌شود. همچنین، همگرایی با اقتصاد جهانی و تأثیرپذیری از آن باعث شده است که نوسان اقتصادی کم شود. کوریک و پوگ[2] (۲۰۱۳) برای توضیح نقش جریان ورودی سرمایه در بی‌ثباتی تولید از مفهوم شتاب‌دهنده مالی استفاده می‌کنند. شتاب‌دهنده مالی فرایندی را توصیف می‌کند که در شرایط وجود بازار مالی ناقص، شوک‌های اقتصادی نسبتاً کوچک اولیه تقویت و گسترش می‌یابد. در یک اقتصاد بسته، ثروت خالص نهادها و آژانس‌های کشور منشأ کاملاً داخلی دارد. در این مورد، و با در نظر گرفتن نقص‌های بازار سرمایه، قدرت شتاب‌دهنده مالی

1. McConnell and Perez Quiroz
2. Ćorića and Pughb

به‌طور مستقیم به همبستگی بین تغییرات ثروت خالص نهادها و آژانس‌ها و تولید ناخالص داخلی، بستگی دارد. در مقابل، در یک اقتصاد باز که با اقتصاد جهانی همگرا شده است، ثروت خالص شامل دارایی‌های داخلی و خارجی است؛ در این صورت تنها بخشی از ثروت خالص به‌طور مستقیم تحت تأثیر تغییرات تولید ناخالص داخلی قرار می‌گیرد، درحالی‌که قسمت باقی‌مانده مستقیماً تحت تأثیر تغییرات تولید ناخالص خارجی قرار می‌گیرد. بر این اساس، با افزایش تنوع بین‌المللی ثروت خالص، جریان ورودی سرمایه به GDP باعث کاهش نوسانات رشد تولید می‌گردد.

ج) شانس خوب

توضیح اصلی سوم برای کاهش بی‌ثباتی اقتصادی از اواسط دهه ۱۹۸۰ یا تعدیل بزرگ؛ این است که در این دوران شرایط اقتصادی نسبتاً خوشایند است. اگر بی‌ثباتی اقتصادی نتیجه حوادث بزرگ ناگوار باشد، تعدیل بزرگ ناشی از عدم‌وقوع چنین حوادث ناخوشایندی است یا حوادث ناگوار اقتصادی به‌طور موقت متوقف شده‌اند. اگر در سطح بین‌المللی، حوادث ناگوار بزرگ که به‌طور همزمان به چندین کشور ضربه می‌زند، اتفاق نیفتد، موجب کاهش بی‌ثباتی در سطح وسیعی از دنیا می‌شود. به‌عبارت‌دیگر، شانس خوب در نتیجه عدم حوادث اقتصادی ناگوار است. بسیاری از تحلیل گران به‌عنوان شواهد اصلی از حوادث اقتصادی ناگوار بر روی شوک‌های عرضه ناشی از قیمت نفت تمرکز می‌کنند. در این رابطه کارشناسان به دو بحران قیمت نفت به‌ویژه در زمان انقلاب نفتی در سال‌های ۱۹۷۳-۷۴ و افزایش قیمت نفت همزمان با انقلاب اسلامی ایران در سال‌های ۱۹۷۹-۱۹۸۰ اشاره می‌کنند. زمانی‌که شوک قیمت نفت برای همه کشورها اتفاق می‌افتد. اندازه شوک به چندین عامل بستگی دارد: اول، نفت با دلار قیمت‌گذاری می‌شود؛ بنابراین، اندازه شوک در یک کشور خاص، بستگی به قیمت نفت به پول آن کشور دارد. افزایش یک ارز نسبت به دلار، اثر افزایش قیمت نفت را در آن ارز کاهش می‌دهد. دوم، به‌دلیل اینکه شوک قیمت نفت با خالص تورم اندازه‌گیری می‌شود، وجود نرخ‌های تورم مختلف در میان کشورها، موجب شوک‌های متفاوت در این کشورها خواهد شد. در نهایت، تفاوت در وابستگی کشورها به نفت و کارایی انرژی، با افزایش یکسان در قیمت نفت به دلار تأثیرات مختلفی در کشورها دارد. بنابراین، حداقل در ایالات‌متحده، این فرضیه وجود دارد که شانس خوب در شکل شوک‌های کوچک‌تر نفت، توضیح‌دهنده تعدیل بزرگ است(سامرز، ۲۰۰۵).

٤. تصریح و برآورد مدل

٤-١. روش برآورد

در ایران هرگز سیاست پولی کاملاً تعریف شده بر اساس مبانی یک مکتب خاص وجود نداشته و همچنین از قواعد سیاست پولی استفاده نشده است و بیشتر اعمال سیاست‌های پولی به شکل مصلحتی بوده است (کمیجانی و همکاران، ۱۳۹۱). هدف‌گذاری تورمی در سیاست پولی در نظر گرفته

نشده و ابداعات مالی چشم‌گیر نیست. لذا داده‌های آماری ایران با پدیده‌ی "تعدیل بزرگ" تطابق ندارد. دلیل عدم‌ظهور کامل پدیده‌ی "تعدیل بزرگ" را می‌توان با توجه سه دسته علل آن توضیح داد. الف) در اقتصاد ایران، تحول در سیستم هدف‌گذاری تورمی یا استفاده از قاعده‌ای سیاست پولی مثل تیلور (انواع آن) یا مک کولن مشاهده نشده یا کاملاً اثر جزیی داشته است. در نتیجه این عامل در صورت تأثیرگذاری، به‌صورت کنترل بیشتر یا کمتر رشد نقدینگی مطرح می‌شود؛ ب) تغییرات ساختاری که عمده عوامل نامزد آن بهبود مدیریت موجودی انبار یا تحولات و ابداعات بازار مالی است. در ایران شواهدی مبتنی بر بهبود عملکرد سیستم مدیریت موجودی انبار ملاحظه نشده است پس آزادسازی مالی به‌عنوان متغیر جانشین تغییرات ساختاری و تکنولوژیکی مورداستفاده قرار می‌گیرد. در مورد شوک نفت، به‌دلیل اینکه ایران صادرکننده نفت است شوک ایجاد شده، شوک طرف تقاضا مطرح می‌شود. شوک‌های کمتر در سال‌ها موردبررسی، می‌تواند یک متغیر نامزد در مورد نوسانات (بی‌ثباتی) تولید در اقتصاد ایران باشد. از این‌رو، به‌منظور ارزیابی تأثیر همزمان شوک‌های سیاست پولی، شاخص آزادسازی مالی، نرخ ارز و درآمدهای نفتیبر متغیر بی‌ثباتی تولید ناخالص داخلی باید از مدلی استفاده نمود که به‌جای استفاده از خطاهای پیش‌بینی از خطاهای ساختاری استفاده نماید (سیمز[1]، ۱۹۸۶، برنانک[2]، ۱۹۸۶). بدین منظور این پژوهش با استفاده از مدل خودرگرسیونی برداری ساختاری (SVAR) و با اعمال قیدهای شناسایی و استفاده از تابع واکنش آنی تجمیعی چولسکی و ساختاری و تجزیه تاریخی تکانه‌های ساختاری به ارزیابی تأثیر شوک‌های ساختاری بر متغیرهای موردنظر می‌پردازد. الگوی مورداستفاده در این تحقیق دارای خصوصیات مشابهی با مدل خودرگرسیونی برداری دارد، با این تفاوت که قیدهای کوتاه‌مدت و بلندمدت مبتنی بر فروض تئوریکی بر رابطه بین جملات اختلال ساختاری و جملات اختلال فرم خلاصه شده تحمیل می‌گردد. ایده اساسی در این مدل این است که روابط بین شوک‌های ساختاری و با استفاده از یک مدل اقتصادی برآورد می‌نماید (هادیان و رضایی‌سخا، ۱۳۸۸). برنانک (۱۹۸۶)، سیمز (۱۹۸۶) با لحاظ محدودیت‌های تئوریکی بر آثار همزمان شوک‌ها، الگوی SVAR را توسعه دادند، به دنبال کار آن‌ها آمیسانو و جیانینی[3] (۱۹۹۷)، کلارید و گالی[4] (۱۹۹۴)، بلانچارد و کو (۱۹۸۹)، با اعمال محدودیت‌های تئوریکی بر آثار بلندمدت شوک‌ها، توابع عکس‌العمل انباشته را معرفی و توسعه دادند (کلانتری و شهبازی، ۱۳۹۲؛ صادقی و همکاران، ۱۳۸۹). مزیت عمده مدل‌های ساختاری بر مدل VAR غیرمقید این است که در این مدل‌ها شناسایی شوک‌های ساختاری سلیقه‌ای و بر طبق سایر مطالعات و نظر محقق صورت می‌گیرد، اما در مدل‌های ساختاری قیدهای شناسایی برحسب تئوری‌های اقتصادی صورت می‌گیرد. این محدودیت‌ها به‌صورت قیدهای کوتاه و بلندمدت بر مدل اعمال می‌گردد (کلانتری و

1. Sims, C. A.
2. Bernanke, B. S.
3. Amisano, G., and Giannini, C.
4. Clarida, R. & Gall, J.

شهبازی، ۱۳۹۲). پس از اعمال قیود شناسایی، شوک‌های ساختاری برحسب شوک‌های غیرمقید به دست می‌آیند. شوک.های ساختاری می‌توانند برای ایجاد توابع عکس‌العمل آنی به‌منظور ارزیابی پویا بر روی متغیرها به‌کار گرفته شوند (کریستیانو و همکاران[1]، ۲۰۰۱). در مدل SVAR ماتریس واریانس- کوواریانس خطای سیستماتیک نرمال می‌گردد، به‌طوری‌که به تعداد متغیرهای موجود در مدل ساختاری، شوک‌های ساختاری ε ایجاد می‌شود. این یکی از ویژگی‌های برتری SVAR بر VAR است. همچنین شوک‌های ساختاری ε به‌طور متقابل ناهمبسته هستند یعنی $E[\epsilon_t\epsilon_t'] = \sum_\epsilon = I_K$ و در بلندمدت نیز برآورد خواهند شد. ایده اصلی در سیستم SVAR به‌دست آوردن جملات اخلال قائم غیر عطفی[2] برای تابع واکنش آنی ساختاری و تجزیه چولسکی است. این خصوصیت نسبت به چولسکی عطفی قائم[3] نیاز به تحمیل قیدهایی به‌منظور شناسایی اجزای ساختاری یا عمود بودن جملات اخلال[4] دارد. مزیت عمده مدل SVAR به مدل VAR در نظر گرفتن اثر همزمان شوک‌های عمده‌ی تأثیرگذار بر یکدیگر در قالب یک مدل ساختاری است (صادقی و همکاران، ۱۳۸۹). در VAR باید وقفه در تمام معادلات برابر باشد اگر بخواهیم یک مدل VAR با وقفه‌های نامتوازن[5] داشته باشیم نیاز به ایجاد یک سیستم SVAR است. بطوریکه ابتدا یک VAR با وقفه متوازن و سپس سیستم به‌منظور رسیدن به وقفه‌های موردنظر مبتنی تئوری‌های اقتصادی تصریح می‌گردد. برآورد این VAR غیراستاندارد با استفاده از حداقل مربعات معمولی منجر به عدم کارایی برآوردگرها می‌شود و باید از سیستم معادلات به ظاهر نامرتبط استفاده گردد. بلانچارد و کو (۱۹۸۹)، آمیسانو و جیانینی (۱۹۹۷) و سیمز (۱۹۸۶) همبستگی همزمان بین متغیرها را در قالب یک مدل خودرگرسیونی برداری ساختاری به‌وسیله دو ماتریس مربع وارون‌پذیر کوتاه و بلندمدت مورد ارزیابی قرار دادند (صادقی و همکاران، ۱۳۸۹).

٤-۲. متغیرهای به‌کاررفته در مدل و تصریح مدل تجربی

بی‌ثباتی تولید حقیقیVGDPP: در این پژوهش از روش انحراف معیار متحرک به‌منظور تعیین متغیر بی‌ثباتی تولید ناخالص داخلی حقیقی استفاده شد. شاخص سیاست پولیM2GDPP: نسبت نقدینگی به تولید ناخالص داخلی معیاری است که اثرات تثبیتی ابزار سیاست پولی را در برمی‌گیرد (تایلور، ۱۹۹۵ و وودفورد، ۲۰۰۱). انتظار می‌رود شاخص به شکل مثبتی با بی‌ثباتی رشد تولید همبسته باشد. شاخص آزادسازی مالیNFGDPP: نسبت جریان سرمایه به GDP، جریان سرمایه شامل نقل و انتقالات مالی و سرمایه‌ای است که از دو سرفصل حساب سرمایه و حساب مالی تشکیل شده است. حساب سرمایه تمامی مبادلات دربردارنده دریافت و یا پرداخت انتقالات سرمایه‌ای و یا اکتساب و

1. Christiano, L., Eichenbaum, M. and Evans C.
2. non. recursiveorthogonalization of the error terms
3. recursive Choleskyorthogonalization
4. orthogonal (structural) components
5. unbalanced lag structure

واگذاری دارایی‌های غیرمالی تولید نشده را پوشش می‌دهد. انتقالات سرمایه‌ای شامل بخشش بدهی‌ها (بخش دولتی و غیردولتی)، انتقالات مهاجرین و کمک‌های سرمایه‌گذاری است. اکتساب یا واگذاری دارایی‌های غیرمالی تولید نشده، معاملات دارایی‌های مشهودی را در برمی‌گیرد که می‌توانند در تولید کالاها خدمات مورداستفاده قرار گیرند. علاوه‌بر این معاملات دارایی‌های نامشهود مانند علائم تجاری حق ثبت اختراع و حق چاپ نیز در این متغیر درج می‌گردد (بانک مرکزی ایران، ۱۳۹۷). درآمد نفتی OILP: درآمدهای نفت سبک و سنگین ایران به میلیون دلار که با استفاده از شاخص قیمت سال پایه ۱۳۹۰ حقیقی شد، در این متغیر آورده شده است. نرخ ارز EXP: نرخ ارز بازار غیررسمی حقیقی (بازار آزاد) در این متغیر استفاده شده است. d1: متغیر مجازی انقلاب و جنگ که برای سال انقلاب و جنگ یک و برای سایر سال‌ها صفر در نظر گرفته شد. d2: متغیر مجازی تحریم‌ها که برای دوره ۲۰۰۶ تصویب اولین قطعنامه سازمان ملل بر علیه ایران تا سال ۲۰۱۵ که امضای توافق برجام است، یک در نظر گرفته شد. بعد از توافق برجام که تحریم‌ها شروع به لغو کرد برای سال ۲۰۱۶ و ۲۰۱۷ صفر، اما با نقض برجام توسط ایالات‌متحده در سال ۲۰۱۸ برای این سال مجدداً یک در نظر گرفته شد. به‌این‌ترتیب سعی شد متغیر تحریم دقیقاً سال‌های تحریم را پوشش دهد. درایه‌های ماتریس خودرگرسیونی برداری ساختاری باید مبتنی بر تئوری و نظریه‌های اقتصادی به ضرایب صفر و غیرصفر تقسیم گردد. برخی ضرایب طبق تئوری‌ها باید غیرصفر باشند، اما به لحاظ قیدهای اقتصادسنجی برآورد ماتریس کامل امکان‌پذیر نیست و باید با فرض‌های ساده‌سازی، فقط برخی ضرایب را غیرصفر در نظر گرفت.

$$\begin{aligned}
&\epsilon^{VGDPP} = c_{12}\, e^{MGDPP} + c_{13}\, e^{\mathrm{NFGDPP}} + c_{14}\, e^{\mathrm{EXP}} + c_{15}\, e^{OILP} + c_{16}\, e^{d1} + c_{17}\, e^{d2}\\
&\epsilon^{\mathrm{MGDPP}} = c_{21}\, e^{\mathrm{VGDPP}} + c_{25}\, e^{OILP} + c_{24}\, e^{\mathrm{EXP}} + c_{26}\, e^{d1} + c_{27}\, e^{d2}\\
&\epsilon^{NFGDPP} = c_{31}\, e^{\mathrm{VGDPP}} + c_{34}\, e^{\mathrm{EXP}} + c_{36}\, e^{d1} + c_{37} e^{d2}\\
&\epsilon^{EXP} = c_{45}\, e^{OILP} + c_{46}\, e^{d1} + c_{47}\, e^{d2}\\
&\epsilon^{OILP} = c_{53}\, e^{\mathrm{NFGDPP}} + c_{56}\, e^{d1} + c_{57} e^{d2}
\end{aligned} \qquad (۱)$$

این روابط به شکل ماتریس زیر قابل‌بیان است:

$$\begin{bmatrix} \epsilon^{VGDPP} \\ \epsilon^{\mathrm{MGDPP}} \\ \epsilon^{NFGDPP} \\ \epsilon^{EXP} \\ \epsilon^{OILP} \\ \epsilon^{d1} \\ \epsilon^{d2} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} c_{11} & c_{12} & c_{13} & c_{14} & c_{15} & c_{16} & c_{17} \\ c_{21} & c_{22} & 0 & c_{24} & c_{25} & c_{26} & c_{27} \\ c_{31} & 0 & c_{33} & c_{34} & 0 & c_{36} & c_{37} \\ 0 & c_{42} & 0 & c_{44} & c_{45} & c_{46} & c_{47} \\ 0 & 0 & c_{53} & 0 & c_{55} & c_{56} & c_{57} \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & c_{66} & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & c_{77} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} e^{\mathrm{VGDPP}} \\ e^{MGDPP} \\ e^{\mathrm{NFGDPP}} \\ e^{\mathrm{EXP}} \\ e^{OILP} \\ e^{d1} \\ e^{d2} \end{bmatrix} \qquad (۲)$$

٤-۳. آزمون مانایی

به‌منظور اجتناب از رگرسیون کاذب و اعتبار استنباط‌های آماری مانایی متغیرها آزمون شد. آزمون‌های پایایی مانند دیکی–فولر و دیکی– فولر تعمیم‌یافته فرض می‌کنند که باقی‌مانده حاصل از رگرسیون مانایی داری توزیع یکنواخت مستقل i.i.d است، اما آزمون پایایی ان‌جی – پرون (NP) و کویتکوسکی[1] و همکاران (KPSS) این محدودیت را ندارند و وجود شکست ساختاری را در انجام آزمون مانایی لحاظ می‌نماید. دوره موردمطالعه ا از سال ۱۳۳۸ تا ۱۳۹۶ است و سال پایه ۱۳۹۰ در نظر گرفته شده است.

جدول ۱: آزمون پایایی متغیرهای پژوهش با استفاده از روش ان‌جی- پرون (NP) و کویتکوسکی و همکاران (KPSS)

نماد متغیر	نام متغیر	آزمون مانایی با استفاده از روش NP			آزمون مانایی با استفاده از روش KPSS		
		آماره آزمون	آماره جدول	سطح مانایی	آماره آزمون	آماره جدول ۰/۰۱	مانایی
VGDPP	بی‌ثباتی تولید ناخالص داخلی حقیقی	۰/۴۰۰۴	-۱۳/۸	I(0)	۰/۶۸۲	۰/۷۳۹	I(0)
M2GDPP	شاخص سیاست پولی	۲/۹۵۰	-۱۳/۸	I(0)	۰/۲۶۲	۰/۷۳۹	I(0)
NFGDPP	شاخص آزادسازی مالی	۰/۶۱۵	-۱۳/۸	I(0)	۰/۵۸۲	۰/۷۳۹	I(0)
EXP	نرخ ارز غیررسمی حقیقی	-۰/۸۴۱	-۱۳/۸	I(0)	۰/۰۵۶	۰/۷۳۹	I(1)
OILP	درآمدهای نفتی حقیقی	-۵/۰۲۹	-۱۳/۸	I(0)	۰/۴۵۶	۰/۷۳۹	I(0)

منبع: یافته‌های پژوهش، ۱۳۹۷

به‌دلیل وجود مسئله رگرسیون کاذب در شرایطی که متغیرها پایا نیستند، ابتدا با تفاضل‌گیری متغیرها را پایا کرده و سپس وارد مدل می‌نمایند. لیکن سیمز (۱۹۸۶) و سیمز، استاک و واتسون[2] (۱۹۹۰) معتقدند که حتی اگر متغیرها دارای ریشه واحد باشند، نباید تفاضل آن‌ها را در سیستم وارد کرد. استدلال آن‌ها این است که هدف از تحلیل VAR تعیین روابط متقابل میان متغیرها و نه برآورد پارامترها است. در واقع استدلال اصلی آن‌ها این است که با تفاضل‌گیری، اطلاعاتی را که نشان‌دهنده وجود روابط همجمعی میان متغیرها است، حذف خواهد شد. به همین ترتیب استدلال می‌شود که نیازی به روندزدایی از متغیرهای موجود در مدل VAR نیست (اندرس، ۱۳۸۶: ۷۰/۲). درصورتی‌که میان متغیرهای رابطه همجمعی وجود داشته باشد، باید از روش VECM استفاده نمود و ازآنجاکه مدل VECM را با تغییر و تبدیل پارامترها می‌توان به شکل یک مدل VAR معادل نوشت، چنانچه رابطه همجمعی میان متغیرهای مدل وجود داشته باشد، می‌توان با اطمینان یک

1. Kwiatkowski. Phillips. Schmidt. Shin test statistic
2. Sims, C., Stock, J. & Watson, M.

مدل VAR با متغیرهای ناپایا را برآورد و به نتایج معتبری رسید (سلوور و راند[1]، ۱۹۹۶). به‌این‌ترتیب در این پژوهش برای اطمینان از وجود رابطه بلندمدت بین تکانه‌های متغیرهای مختلف از مدل VECM استفاده شد.

٤-٤. ارزیابی وجود رابطه بلندمدت بین متغیرها با استفاده از مدل VECM

متغیر نرخ ارز غیررسمی حقیقی با استفاده از آزمون KPSS با یک تفاضل پایا شد، البته در سطح در هر سه حالت با عرض از مبدأ، باروند و عرض از مبدأ و بدون روند و عرض از مبدأ در سطح ۵ درصد آزمون شد، اما کماکان ناپایا بود. به همین دلیل از تفاضل مرتبه اول آن استفاده شد. همچنین متغیر درآمدهای نفتی نیز با آزمون KPSS با خطای نوع اول ۵ درصد در سطح پایا نیست. به همین دلیل آزمون هم‌انباشتگی استفاده خواهد شد. تحلیل‌های هم‌جمعی به روش یوهانسن وجسیلیوس مستلزم تعیین طول وقفه بهینه در مدل VAR است. بر اساس آماره‌های نسبت حداکثر درستنمایی LR، معیارهای اطلاعاتی آکائیک (AIC)، شوارتز- بیزین (SBC)، حنان کوئین (HQ) و خطای پیش‌بینی نهایی[2] (FPE) دقیقاً وقفه بهینه سه تعیین شد.در مرحله بعد دو آزمون اثر λ_{trace} و آزمون بیشترین مقدار ویژه $\lambda_{\max}$ به ارزیابی وجود رابطه بلندمدت بین متغیرها می‌پردازند.

جدول ۲: نتایج آزمون اثر برای تعیین تعداد بردارهای هم‌انباشتگی

H_0	H_1	مدل اول		
فرض مقابل	فرض صفر	آماره آزمون	مقدار بحرانی	احتمال
$r \geq 1$	$r = 0$	۰/۹۹۷۰	۱۲۵/۶۱۵۴	۰/۰۰۰۱
$r \geq 2$	$r \leq 1$	۰/۹۸۴۶	۹۵/۷۵۳۶	۰/۰۰۰۱
$r \geq 3$	$r \leq 2$	۰/۹۶۱۱	۶۹/۸۱۸۸	۰/۰۰۰۰
$r \geq 4$	$r \leq 3$	۰/۷۴۶۵	۴۷/۸۵۶۱	۰/۰۰۰۰
$r \geq 5$	$r \leq 4$	۰/۴۳۳۹	۲۹/۷۹۷۰	۰/۰۱۶۶
$r \geq 6$	$r \leq 5$	۰/۲۵۰۶	۱۵/۴۹۴۷	۰/۱۷۹۶
$r \geq 7$	$r \leq 6$	۰/۰۰۷۷	۳/۸۴۱۴	۰/۵۸۲۲

منبع: یافته‌های پژوهش

در آزمون اثر فرض صفر این است که تعداد بردارهای همگرایی کمتر یا مساوی r است و فرض رقیب در آزمون اثر این است که تعداد بردارهای همگرایی بزرگ‌تر از r است. طبق جدول (۲) وجود حداقل ۵ بردار همگرایی در سطح ۵ درصد رد نمی‌شود.

1. Selover, D. and Round, D.
2. Final prediction error

جدول ۳: نتایج آزمون بیشترین مقدار ویژه برای تعیین تعداد بردارهای هم‌انباشتگی

H_0	H_1	مدل اول		
فرض مقابل	فرض صفر	آماره آزمون	مقدار بحرانی	احتمال
$r = 1$	$r = 0$	۰/۹۹۷۰	۴۶/۲۳۱۴	۰/۰۰۰۰
$r = 2$	$r \leq 1$	۰/۹۸۴۶	۴۰/۰۷۷۵	۰/۰۰۰۱
$r = 3$	$r \leq 2$	۰/۹۶۱۱	۳۳/۸۷۶۸	۰/۰۰۰۰
$r = 4$	$r \leq 3$	۰/۷۴۶۵	۲۷/۵۸۴۳	۰/۰۰۰۰
$r = 5$	$r \leq 4$	۰/۴۳۳۹	۲۱/۱۳۱۶	۰/۰۳۵۳
$r = 6$	$r \leq 5$	۰/۲۵۰۶	۱۴/۲۶۴۶	۰/۱۴۲۱
$r = 7$	$r \leq 6$	۰/۰۰۷۷	۳/۸۴۱۴	۰/۵۸۲۲

منبع: یافته‌های پژوهش

فرض صفر مربوط به آزمون بیشترین مقدار ویژه این است که تعداد بردارهای همگرایی برابر r است، اما فرض رقیب این است که تعداد بردارهای همگرایی برابر r+1 است. در λ_{max} فرض مقابل معلوم است. طبق جدول (۵) آماره آزمون بیشترین مقدار ویژه وجود حداقل ۵ بردار همگرایی در سطح ۵ درصد را رد نمی‌کند که مطابق با آزمون اثر است.

٤-٤. برآورد ماتریس SVAR

c_{12} طبق تئوری‌های کینزی و سیاست‌های صلاحدیدی و حتی نظریه مقداری پول در مکتب پول‌گرایان تکانه نقدینگی بر تکانه تولید ناخالص داخلی حداقل در کوتاه‌مدت مؤثر است. نتایج مدل SVAR نشان می‌دهد که هر افزایش در تکانه نوسانات حجم پول به‌عنوان سیاست‌های پولی منجر به افزایش ۰/۹۷۱۲ درصدی بی‌ثباتی‌های تولید ناخالص داخلی حقیقی می‌گردد. c_{13} تکانه سرمایه‌گذاری مستقیم و غیرمستقیم خارجی (حساب سرمایه) و حساب مالی بر تکانه بی‌ثباتی تولید ناخالص داخلی در اقتصاد ایران در دوره مطالعه ۰/۱۰۰۹ است، یعنی با افزایش تکانه حساب مالی و سرمایه، تکانه بی‌ثباتی تولید ناخالص داخلی افزایش می‌یابد. c_{14} تکانه ناشی از تغییرات نرخ ارز بر تکانه بی‌ثباتی تولید ناخالص داخلی دارای تأثیر مثبت و مستقیم ۰/۵۸۷۴ است. البته فرض می‌شود که این رابطه از نوسانات نرخ ارز بر بی‌ثباتی تولید ناخالص داخلی حاصل شده است یعنی ضریب c_{41} صفر در نظر گرفته می‌شود. c_{15} طبق فرضیه بیماری شانس خوب،تکانه ناشی از نوسانات درآمدهای نفتی بر تکانه بی‌ثباتی تولید ناخالص داخلی با ضریب ۰/۸۳۱۲ تأثیر مثبت و مستقیم دارد. c_{16} ضریب متغیر مجازی انقلاب و جنگ تحمیلی است که با ضریب ۰/۹۷۸۵ بر تکانه‌های تولید تأثیر شدیدی داشته است. c_{17} تکانه‌های ناشی از تحریم‌های بین‌المللی است که با ضریب ۰/۳۹۳۲ در سطح ده درصد بر تکانه‌های بی‌ثباتی تولید تأثیر مثبت دارد. همچنین طبق این فرضیه درآمدهای نفتی بر نوسانات نرخ ارز c_{45} با ضریب ۰/۱۴۸۶ درصد دارای تأثیر مستقیم و مثبت است. c_{21} این ضریب نیز طبق نظریه پساکینزی می‌تواند غیرصفر باشد. زیرا در این نظریه، حجم پول تابعی از تولید ناخالص

داخلی است و این ضریب باید مثبت باشد که در مدل SVAR مقدار ۰/۳۵۰۸ است و نشان می‌دهد رابطه یک‌به‌یک بین نوسانات حجم پول و تولید ناخالص داخلی حقیقی وجود ندارد. برای ضریب c_{23} فرض می‌شود که آزادسازی مالی (سرمایه‌گذاری خارجی و مانده حساب مالی) بر نقدینگی در کشور تأثیر ندارد و این ضریب صفر است. c_{24} این ضریب ۰/۰۶۸۵ و معنی‌دار است، که نشان می‌دهد حجم پول در اقتصاد ایران تحت تأثیر نرخ ارز است. زیرا با توجه به دخالت بانک مرکزی برای کنترل نرخ ارز در بازار و پیروی مقطعی از سیاست نرخ ارز ثابت دوره‌ای، حجم پول تحت تأثیر تغییرات نرخ ارز قرار می‌گیرد. همچنین در مقابل ضریب c_{42} ۰/۵۵۱۹ نشان می‌دهد تکانه‌های ارزی در ایران شدیداً تحت تأثیر تکانه‌های پولی است. c_{25} طبق این فرضیه درآمدهای نفتی می‌تواند از طریق افزایش خالص دارایی‌های خارجی پایه پولی را افزایش دهد، منجر به افزایش نقدینگی در اقتصاد ایران گردد. در مدل SVAR یک واحد نوسان در درآمدهای نفتی منجر به ۰/۰۰۲۵ واحد نوسان در شاخص سیاست پولی می‌گردد. در این پژوهش بیشترین تکانه بی‌ثباتی تولید ناخالص داخلی حقیقی بدون در نظر گرفتن اثر مقطعی متغیر مجازی انقلاب و جنگ، با ضریب ۰/۹۷۱۲ ناشی از تکانه سیاست پولی است و کمترین تأثیر با ضریب ۰/۱۰۰۹ ناشی از تکانه آزادسازی مالی است. در بین روابط متقابل تکانه‌ها در مدل SVAR نیز بیشترین تأثیر متعلق به تکانه انقلاب و جنگ بر بی‌ثباتی تولید است. همچنین پس از تکانه سیاست پولی بر بی‌ثباتی تولید، بدون در نظر گرفتن اثر متغیرهای مجازی، بزرگ‌ترین تکانه بعدی تکانه نرخ ارز بر تکانه آزادسازی مالی است. کمترین تأثیر نیز متعلق به تأثیرتکانه درآمدهای نفتی بر تکانه سیاست‌های پولی با ضریب ۰/۰۰۲۵ است. تکانه‌های ناشی از انقلاب و جنگ نیز بر تکانه‌های سیاست پولی، نرخ ارز، آزادسازی مالی تأثیر مثبت و معنی‌دار دارد و بیشترین تأثیر آن بر بی‌ثباتی تولید و تکانه‌های نرخ ارز است. تکانه‌های ناشی از و تحریم‌های بین‌المللی نیز دارای تأثیر معنی‌دار بر تکانه‌های متغیرهای فوق است، به‌طوری‌که بیشترین تأثیر تکانه‌های تحریم‌ها بر به‌ترتیب بر شاخص سیاست پولی، درآمدهای نفتی و نرخ ارز است.

جدول ٤: برآورد ماتریس بلندمدت SVAR

نماد	ضریب	آمارهZ	احتمال
c_{12}	۰/۹۷۱۲	۱۷/۷۳۹۵	۰/۰۰۰
c_{13}	۰/۱۰۰۹	۴/۷۱۷۹	۰/۰۰۰
c_{14}	۰/۵۸۷۴	۵۴/۷۹۳۵	۰/۰۰۰
c_{15}	۰/۸۳۱۲	۱۹۸/۶۸۳۵	۰/۰۰۰
c_{21}	۰/۳۵۰۸	۱۱/۶۸۷۷	۰/۰۰۰
c_{24}	۰/۰۶۸۵	۵/۸۴۶۴	۰/۰۰۰
c_{25}	۰/۰۰۲۵	۳/۵۸۸۴	۰/۰۰۰
c_{31}	۰/۴۵۰۴	۵/۰۶۳۶	۰/۰۰۰
c_{34}	۰/۸۷۵۶	۶۳/۷۹۳۹	۰/۰۰۰

c_{42}	۰/۵۵۱۹	۰/۸۰۴۰	۰/۰۰۰
c_{45}	۰/۱۴۸۶	۱۶/۷۴۸۴	۰/۰۰۰
c_{53}	۰/۶۶۳۱	۴/۹۱۲۰	۰/۰۰۰
c_{16}	۰/۹۷۸۵	۶/۶۲۳۷	۰/۰۰۰
c_{26}	۰/۴۵۷۹	۰/۵۳۰۶	۰/۰۱۱۴
c_{36}	۰/۹۱۶۸	۱/۸۲۰۲	۰/۰۶۸۷
c_{46}	۰/۵۶۱۵	۵/۴۳۴۸	۰/۰۰۰
c_{56}	۰/۱۸۸۷	۳/۸۴۹۵	۰/۰۰۱
c_{17}	۰/۳۹۳۲	۱/۹۱۳۸	۰/۰۵۵۶
c_{27}	۰/۸۸۰۲	۳/۶۴۲۴	۰/۰۰۳
c_{37}	۰/۰۸۰۸	۲/۶۹۳۵	۰/۰۰۷۱
c_{47}	۰/۷۹۰۶	۳/۶۲۸۳	۰/۰۰۳
c_{57}	۰/۸۴۶۰	۴/۹۵۶۲	۰/۰۰۰

منبع: یافته‌های پژوهش، ۱۳۹۷

c_{31} تکانه بی‌ثباتی تولید می‌تواند بر تکانه سرمایه‌گذاری مستقیم و غیرمستقیم خارجی مؤثر باشد.تئوری‌های اقتصادی نشان می‌دهد که رشد اقتصادی مهم‌ترین شاخص سرمایه‌گذاری‌های خارجی است. نتایج مدل SVAR نشان می‌دهد که تکانه تولید ناخالص داخلی با ضریب ۰/۴۵۰۴ بر تکانه آزادسازی مالی مؤثر است. c_{32} فرض می‌شود که نقدینگی بر آزادسازی مالی تأثیر مستقیم نداشته باشد یا تأثیر آن در این مدل بسیار کم و ناچیز باشد. c_{34} تکانه نرخ ارز با ضریب ۰/۸۷۵۶ به‌طور مستقیم بر آزادسازی مالی با این تعریف عام در این پژوهش (حساب مالی و سرمایه) تأثیر دارد. زیرا تغییرات نرخ ارز آربیتراژ بهره و پوشش نوسانات نرخ ارز برای سرمایه‌گذاری‌های مستقیم و غیرمستقیم خارجی را تحت تأثیر قرار می‌دهد. اما با توجه به اینکه میانگین حساب مالی و سرمایه در ۴ دهه اخیر منفی ۴۶۳ میلیون دلار بوده است، این مبلغ نمی‌تواند تأثیر معنی‌داری بر نوسانت نرخ ارز داشته باشد و ضریب c_{43} صفر در نظر گرفته می‌شود. c_{35} با توجه به اینکه بخش نفت در اقتصاد ایران در سال ۱۳۹۶ تقریباً ۱۵/۲ درصد بوده است و نسبت درآمدهای نفتی به تولید ناخالص داخلی در ۷ دهه گذشته ۳۰/۰۴ درصد بوده است اما سرمایه‌گذاری خارجی در بخش نفت در اقتصاد ایران تحت تأثیر تحریم‌های بین‌المللی و مسائل سیاسی بوده است و شرایط اقتصادی و قیمت نفت کمتر در آن مؤثر بوده است. این ضریب صفر در نظر گرفته می‌شود. اما تأثیر متقابل آنc_{53} یعنی تأثیر سرمایه‌گذاری مستقیم و غیرمستقیم خارجی بر درآمدهای نفتی ۰/۶۶۳۱ یک ضریب معنی‌دار و تأثیرگذار است. زیرا با افزایش سرمایه‌گذاری مستقیم و غیرمستقیم در صنعت نفت، احتمال افزایش درآمدهای نفتی وجود دارد. این ضریب طبق واقعیت‌های اقتصاد ایران یک

ضریب بزرگ است، زیرا سرمایه‌گذاری در صنعت نفت ایران و حتی حوزه خلیج‌فارس تحت نفوذ شرکت‌های بزرگ و چندملیتی است.

جدول ۵: آزمون‌های تصریح مدلSVAR

نوع آزمون	نام آزمون	آماره آزمون	احتمال
آزمون خودهمبستگی سریالی LM وقفه اول	VAR Residual Serial Correlation LM Tests	۱۱۲/۱۷۹۵	۰/۰۰۰
آزمون خودهمبستگی سریالی LM وقفه دوم	VAR Residual Serial Correlation LM Tests	۶۲/۱۴۶۹	۰/۰۹۸۴
آزمون خودهمبستگی سریالی LM وقفه سوم	VAR Residual Serial Correlation LM Tests	۶۱/۸۹۷۴	۰/۰۹۹۶
آزمون نرمالیتی چولسکی به‌طور مشترک برای ۵ متغیر	Cholseky VAR Residual Normality Tests	۲۲/۹۴۱۶	۰/۰۶۱۲
آزمون واریانس ناهمسانی	VAR Residual Heteroskedasticity Tests	۱۰۰۵/۷۱۹	۰/۵۱۴۴

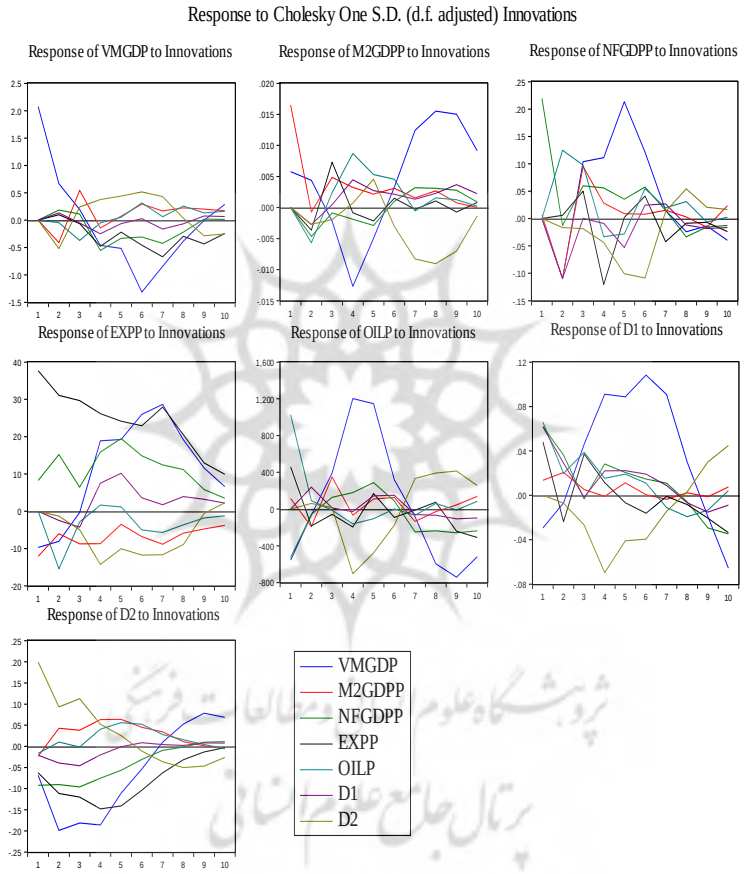
منبع: یافته‌های پژوهش، ۱۳۹۷

آزمون خودهمبستگی سریالی ضریب لاگرانژ LM برای سه وقفه نشان می‌دهد که مدل برآورد شده دارای خودهمبستگی سریالی نیست. آزمون نرمالیتی چولسکی برای ۷ متغیر به‌صورت همزمان نیز نشان می‌دهد که جملات اخلال مدل دارای توزیع نرمال است. البته اگر دارای توزیع نرمال نیز نبود، چون مدل SVAR در این پژوهش با استفاده از روش حداکثر درستنمایی برآورد شده است، کارایی ضرایب حفظ می‌شد. همچنین آزمون واریانس ناهمسانی VAR نیز نشان داد که جملات اخلال مدل دچار ناهمسانی واریانس نیست.

٤-۵. تابع واکنش آنی تجمیعی چولسکی و ساختاری و تجزیه تاریخی ساختاری

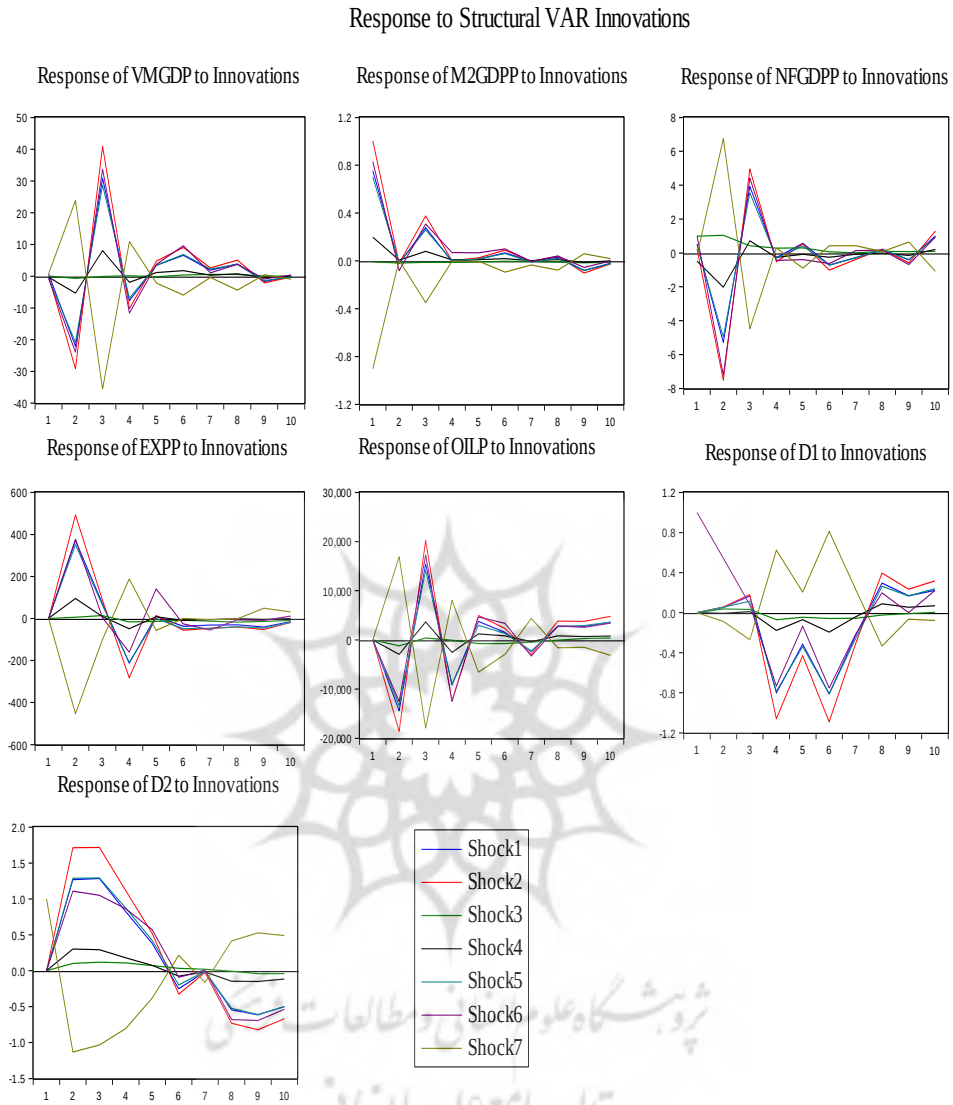
همان‌طور که نمودار شوک‌های تجمیعی نشان می‌دهد. شوک به اندازه یک انحراف معیار به متغیر بی‌ثباتی تولید از هر یک از چهار متغیر به‌کاررفته در مدل پایدار نیستند و بعد از گذشت یک دوره ۱۰ ساله به صفر میل می‌کنند و این شوک‌ها فقط در دوره اول معنی‌دار هستند. شوک‌های وارده بر متغیر شاخص سیاست پولی در تمام دوره معنی‌دار هستند و طبق نمودار پایدار نیستند. شوک‌های وارده بر شاخص آزادسازی مالی نیز به ترتیب از سمت بی‌ثباتی تولید ناخالص داخلی حقیقی و شاخص سیاست پولی در دور اول در سطح یک درصد، اما در دوره‌های بعدی در سطح ۱۰ درصد معنی‌دار هستند و حتی در سال ۴ معنی‌دار نیست، که نشان می‌دهد تکانه‌های تولید ناخالص داخلی و سیاست پولی بر آزادسازی مالی کوتاه‌مدت و میرا است. اما تکانه‌های از سمت درآمدهای نفتی و نرخ ارز در تمام دوره‌ها در سطح ۵ درصد معنی‌دار هستند. این یافته با واقعیت اقتصادی نیز تطبیق دارد، زیرا شوکی که از سمت تولید یا سیاست پولی بر حساب مالی و سرمایه وارد می‌شود دارای اثر کوتاه‌مدت است و شوکی که از سمت سیاست‌های نرخ ارز و درآمد نفتی است، به‌دلیل ماهیت این متغیرها دارای اثر بلندمدت است و در کوتاه‌مدت معنی‌دار نیست. شوک‌های وارده از متغیرهای مدل بر نرخ ارز حقیقی،

فقط از سمت درآمدهای نفتی آن هم فقط در دور اول معنی‌دار است. این یافته نیز با واقعیت اقتصاد ایران تطابق دارد، زیرا شوکهای تولید ناخالص داخلی حقیقی، سیاست‌های پولی و حساب سرمایه و مالی نسبت به متغیرهایی مانند درآمدهای نفتی و تحریم‌ها دارای تأثیر کمتر بر نرخ ارز هستند. همچنین شوک‌های متغیرهای مدل بر درآمدهای نفتی در هیچ دوره‌ای معنی‌دار نیست، زیرا درآمدهای نفتی یک متغیر کاملاً برونزا است، زیرا قیمت آن در بازارهای جهانی و سهمیه ایران نیز در اوپک تعیین می‌گردد.



شکل ۱: تابع واکنش آنی تجمیعی چولسکی در مدل SVAR
محور عمودی: مقادیر تابع واکنش، محور افقی: دوره ارزیابی

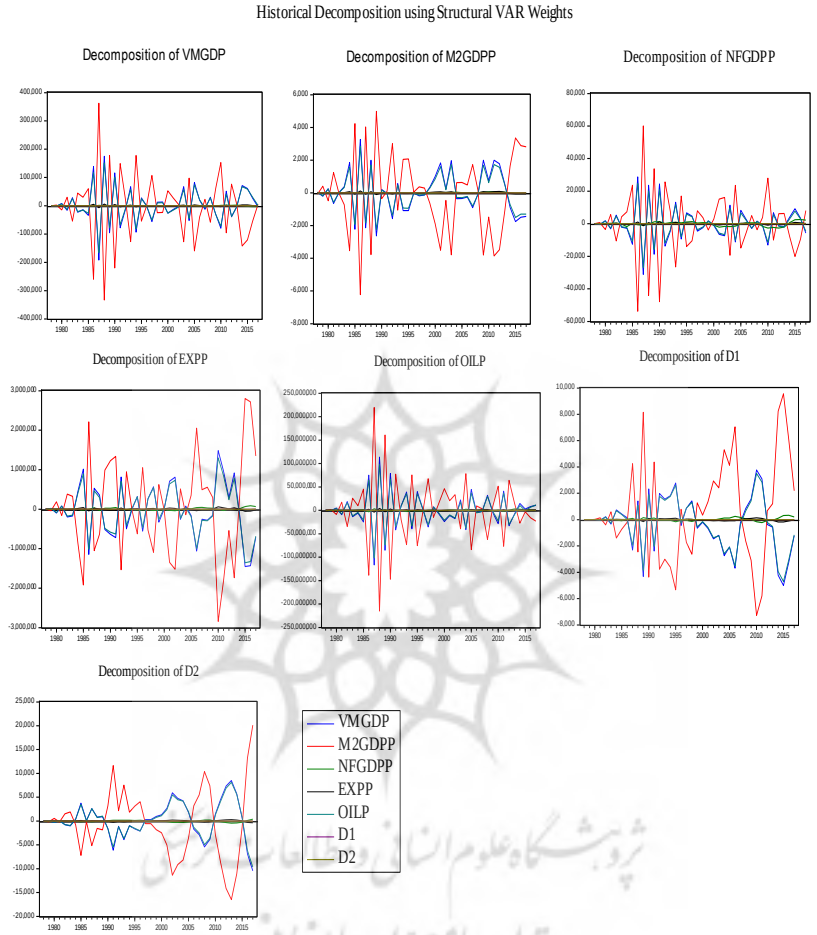
در مدل SVAR می‌توان تابع واکنش آنی را علاوه‌بر روش چولسکی که نسبت به تغییر یک واحد سایر متغیرهای مدل می‌سنجد، تکانه هر متغیر را نسبت به یک تکانه ساختاری نیز مورد ارزیابی قرار داد. در این پژوهش از ۷ تکانه ساختاری استفاده شده است. تکانه‌های ساختاری به غیر از تکانه‌های متغیرهای مجازی که به‌دلیل ماهیت آن‌ها قابل تفسیر نیستند، پس از ده دوره میرا هستند.



شکل ۲: تابع واکنش آنی تجمیعی ساختاری در مدل SVAR،
محور عمودی: مقادیر تابع واکنش، محور افقی: دوره ارزیابی

همچنین شکل (۳) تجزیه تاریخی تکانه‌های ساختاری در مدل SVAR نشان می‌دهد که تکانه‌های ساختاری همانند نمودار (۱) هستند و در دوره ۱۹۸۲–۱۹۹۵ بیشترین تکانه‌ها به متغیرهای مدل وارد شده است. به‌ویژه مقایسه تجزیه تاریخی تکانه‌های وارده بر بی‌ثباتی تولید ناخالص داخلی حقیقی با نمودار (۱) که بی‌ثباتی GDP را نشان می‌دهد، اثبات می‌نماید که در دوره ۱۹۹۵–۱۹۸۲ بیشترین بی‌ثباتی‌ها از سمت متغیرهای شاخص ساست پولی، آزادسازی مالی، نرخ ارز و درآمدهای نفتی بر بی‌ثباتی GDP وارد شده است. البته تکانه‌های وارد شده بر متغیر نرخ ارز در کل دوره

تقریبادارای تکانه‌های بزرگ و معنی‌دار است که ناشی از تکانه‌های متغیرهای مدل بر نرخ است که شامل تمام تکانه‌های درون‌زا و برون‌زا بوده است و به‌خصوص این تکانه‌ها از سمت متغیر شاخص سیاست پولی دارای بیشترین تأثیر بوده است.



شکل ۳: تجزیه تاریخی تکانه‌های ساختاری در مدل SVAR،
محور عمودی: مقادیر تکانه‌ها، محور افقی: دوره ارزیابی

نتیجه‌گیری

هدف این پژوهش ارزیابی رابطه بین تکانه نوسانات بی‌ثباتی تولید ناخالص داخلی حقیقی، شاخص سیاست پولی، شاخص آزادسازی مالی (حساب مالی و سرمایه حقیقی)، نرخ ارز غیررسمی حقیقی و درآمدهای حقیقی نفت با استفاده از یک مدل خودرگرسیونی برداری ساختاری با اعمال محدودیت‌های بلانچارد – کو (B-Q)، در دوره ۱۳۹۶-۱۳۳۸ برای اقتصاد ایران است. بی‌ثباتی تولید

با استفاده از یک مدل انحراف معیار متحرک تصریح شد. براساس نتایج مدل SVAR در این پژوهش بیشترین تکانه بی‌ثباتی تولید ناخالص داخلی حقیقی بدون در نظر گرفتن اثر مقطعی متغیر مجازی انقلاب و جنگ، با ضریب ۰/۹۷۱۲ ناشی از تکانه سیاست پولی است و کمترین تأثیر با ضریب ۰/۱۰۰۹ ناشی از تکانه آزادسازی مالی است. در بین روابط متقابل تکانه‌ها در مدل SVAR نیز بیشترین تأثیر متعلق به تکانه انقلاب و جنگ بر بی‌ثباتی تولید است. همچنین پس از تکانه سیاست پولی بر بی‌ثباتی تولید، بدون در نظر گرفتن اثر متغیرهای مجازی، بزرگ‌ترین تکانه بعدی تکانه نرخ ارز بر تکانه آزادسازی مالی است. کمترین تأثیر نیز متعلق به تأثیرتکانه درآمدهای نفتی بر تکانه سیاست‌های پولی با ضریب ۰/۰۰۲۵ است. تکانه‌های ناشی از انقلاب و جنگ نیز بر تکانه‌های سیاست پولی، نرخ ارز، آزادسازی مالی تأثیر مثبت و معنی‌دار دارد و بیشترین تأثیر آن بر بی‌ثباتی تولید و تکانه‌های نرخ ارز است. تکانه‌های ناشی از و تحریم‌های بین‌المللی نیز دارای تأثیر معنی‌دار بر تکانه‌های متغیرهای فوق است، به‌طوری‌که بیشترین تأثیر تکانه‌های تحریم‌ها بر به‌ترتیب بر شاخص سیاست پولی، درآمدهای نفتی و نرخ ارز است. همچنین نتایج مدل VECM با روش هم‌انباشتگی جوهانسن- جوسیلیوس نیز نشان داد که حداقل سه رابطه بلندمدت بین متغیرهای مدل وجود دارد. نتایج آزمون‌های ضریب لاگرانژ، نسبت حداکثر درستنمایی، نرمالیتی و واریانس ناهمسانی نیز نشان می‌دهد که مدل SVAR به‌درستی تصریح‌شده است. همچنین نتایج تابع واکنش آنی تجمعی نشان داد که تکانه‌های متقابل بین متغیرها در بلندمدت پایدار نبوده و بعد از گذشت یک دوره ۱۰ ساله به صفر میل می‌نماید. مهم‌ترین نتیجه توابع واکنش آنی تجمعی این است که شوک‌های وارده بر بی‌ثباتی تولید ناخالص داخلی حقیقی، فقط در یک دوره معنی‌دار است و تکانه‌های درون‌زا تأثیر معنی‌داری بر تکانه‌های نفتی ندارد. همچنین تکانه‌های وارده بر شاخص سیاست پولی تکانه‌های درون‌زا هستند. تجزیه تاریخی تکانه‌های ساختاری نیز نشان می‌دهد که بین نمودار تکانه‌های وارده بر بی‌ثباتی GDP حقیقی و داده‌های خام بی‌ثباتی GDP حقیقی وابستگی بالایی وجود دارد که نشان‌دهنده معنی‌داری تکانه‌های متغیرهای مستقل مدل بر بی‌ثباتی GDP حقیقی است. در مدل SVAR می‌توان تابع واکنش آنی را علاوه بر روش چولسکی که نسبت به تغییر یک واحد سایر متغیرهای مدل می‌سنجد، تکانه هر متغیر را نسبت به یک تکانه ساختاری نیز مورد ارزیابی قرار داد. در این پژوهش از ۷ تکانه ساختاری استفاده شده است. تکانه‌های ساختاری به غیر از تکانه‌های متغیرهای مجازی که به‌دلیل ماهیت آن‌ها قابل تفسیر نیستند، پس از ده دوره میرا هستند. همچنین نتایج تجزیه تاریخی تکانه‌های ساختاری برای نرخ ارز نشان می‌دهد که تکانه‌های وارده بر نرخ ارز همیشه قابل‌توجه بوده است و در دوره موردمطالعه کمتر دوره‌ای شدت تکانه‌های وارده بر نرخ ارز روند کاهشی داشته است. نتایج این پژوهش با تحقیقات احمد، لوین و ویلسن (۲۰۰۴)، سسچیتی و همکاران (۲۰۱۱)، بهولا و کولامپارامبیل (۲۰۱۱) همسو است. یعنی؛ هر سه دسته از متغیرها توضیح‌دهنده علل بی‌ثباتی در ایران نیز حاکمیت دارند اما اثر سیاست پولی (سیاست پولی) در نوسان

تولید بیشتر از دو عامل شانس خوب (نوسان دریافتی نفتی و ارز) و تغییرات ساختاری (آزادسازی مالی) است. نتیجه سیاستی تحقیق این است عوامل درونی بیشتر و مهم‌تر از عوامل شانس و تغییرات تکنولوژیکی مؤثر هستند و باید در نظر سیاست‌گذاران و دولت‌مردان باشند. با توجه به اینکه بیشترین تأثیر بر بی‌ثباتی تولید به ترتیب مربوط به انقلاب و جنگ، شاخص سیاست پولی، درآمدهای نفتی، نرخ ارز، تحریم‌ها و شاخص آزادسازی مالی است، به‌منظور کاهش بی‌ثباتی تولید پیشنهاد می‌گردد مهم‌ترین مسئله یعنی امنیت فراگیر موردتوجه سیاست‌گذاران قرار گیرد و اقتصاد ایران از فضای متشنج و نااطمینانی فاصله گیرد. تابع واکنش آنی تجمیعی ساختاری نیز نشان می‌دهد که اثر جنگ و انقلاب دارای تأثیر بلندمدت بر بی‌ثباتی تولید است و این اثر میرا و همگرا به صفر نیست، زیرا مهم‌ترین متغیر برای سرمایه‌گذاری‌های بلندمدت و بین‌المللی به‌خصوص برای شرکت‌های چندملیتی امنیت پایدار و بلندمدت است. در گام بعدی به‌منظور کاهش معنی‌دار بی‌ثباتی پولی، پیشنهاد می‌گردد به‌جای سیاست‌های پولی صلاحدیدی سیاست پولی قاعده‌مند توسط بانک مرکزی اجرا گردد، که این امر مستلزم استقلال بانک مرکزی است. زیرا تقریباً ۱۴ درصد سمت راست ترازنامه بانک مرکزی را بدهی دولت و شرکت‌های دولتی به بانک مرکزی تشکیل می‌دهد که نشان از وابستگی بانک مرکزی به دولت دارد. همچنین به‌جای تلاش برای جذب سرمایه‌گذاری خارجی که کمترین تأثیر را بر بی‌ثباتی تولید دارد، درآمدهای نفتی در راستای افزایش تولید ملی سرمایه‌گذاری گردد. همچنین به‌جای تغییر مداوم سیاست ارزی، از نرخ ثابت به شناور یا ترکیبی، سیاست ارزی شفاف و بلندمدت به‌منظور کاهش اثرات بی‌ثباتی نرخ ارز بر تولید ملی اجرا گردد، البته دوره این پژوهش تا ۱۳۹۶ است که آخرین نرخ ارز ۴۰۴۵۳ ریال بوده است که با لحاظ نرخ‌های ۱۳۹۷ و ۱۳۹۸ ممکن است تأثیر بی‌ثباتی نرخ ارز بر بی‌ثباتی تولید افزایش یابد. البته تأثیرات نرخ ارز بر بی‌ثباتی تولید از حالت ریسک به نااطمینانی توسعه داده شده است و پیش‌بینی تغییرات نرخ ارز برای تولیدکنندگان تقریباً غیرممکن است. در نهایت متغیر مجازی تحریم‌ها با لحاظ تأثیر برجام وارد مدل شد که تأثیر معنی‌داری بر بی‌ثباتی تولید داشت و تابع تجمیعی انباشته تجمیعی ساختاری نیز نشان می‌دهد که تأثیر تحریم‌ها میرا نیست و دارای اثرات بلندمدت و پایدار بر بی‌ثباتی تولید است، زیرا در صورت خروج سرمایه‌های بین‌المللی و قطع ارتباط بانکی، مالی و بیمه‌ای در سطح بین‌المللی با اقتصاد ایران، به‌طوری‌که حتی با برقراری معاهده‌ها بین‌المللی مانند برجام، بازگشت به حالت قبل از تحریم‌ها با احتیاط شدید شرکت‌های مقابل همراه است و همچنان ریسک سرمایه‌گذاری در اقتصاد ایران را شدیداً در سطح بالایی حفظ می‌کند، به‌این‌ترتیب پیشنهاد می‌گردد راه‌حل‌های پایدار و قابل اتکاءتر برای لغو تحریم‌ها اتخاذ گردد، زیرا راه‌حل‌های شکننده و با احتمال موفقیت کمتر به دلایل داخلی یا خارجی دارای تأثیر منفی بر بخش تولید و افزایش بی‌ثباتی تولید خواهد شد. به‌منظور مطالعات آتی با توجه به سهم بخش کشاورزی در تولید ملی پیشنهاد می‌گردد اثر متغیرهایی مانند خشکسالی بر بی‌ثباتی تولید در اقتصاد ایران نیز موردمطالعه قرار گیرد.

منابع

ابریشمی، حمید (۱۳۸۱). «منابع نوسانات اقتصادی در ایران»، *تحقیقات اقتصادی*، ۳۷(۱)، ۱-۵۷.

ابونوری، اسمعیل و لاجوردی، حسن (۱۳۹۶). «واکنش تاب‌آوری اقتصادی در برابر تکانه‌های نفتی و بی‌ثباتی رشد اقتصادی در کشورهای عضو اوپک»، *فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی*، ۲۵(۸۱)، ۷-۳۱.

اندرس، والتر. (۱۳۸۶). *اقتصادسنجی سری‌های زمانی با رویکرد کاربردی*، مترجم: صادقی، مهدی و شوال‌پور، سعید. جلد دوم. ۵۳۸.

بخشی، لطفعلی، بهرامی، جاوید و موسوی، فرزانه (۱۳۹۱). «بررسی مقایسه‌ای اثرات کلان شوک‌های نفتی قبل و بعد از نیمه دهه ۸۰: مورد کشورهای صادرکننده نفت». *پژوهشنامه اقتصاد انرژی ایران*، ۱(۴)، ۲۵-۴۵.

بیات، محسن (۱۳۹۱). «تاریخ تحریم ایران؛ تحول در آسیب‌پذیری‌ها و ماهیت تحریم‌ها»، *سیاست خارجی*، ۶(۴)، ۹۳۵-۹۶۰.

طیبی، سید کمیل؛ زمانی، زهرا و پورخاقان، زهرا (۱۳۹۳). «اثر بحران مالی ۲۰۰۸ بر تجارت دوجانبه‌ی خدمات بین‌المللی گردشگری ایران»، *برنامه‌ریزی و توسعه گردشگری*، ۳(۸)، ۵۳-۶۸.

علیزاده، محمد؛ بابایی، مجید؛ جعفری، محمد و خدایی، مهدی (۱۳۹۳). «اثر متقابل سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و رشد اقتصادی در کشورهای عضو D8 مدل معادلات همزمان»، *فصلنامه سیاست‌های مالی و اقتصادی*، ۲(۶)، ۸۷-۱۰۴.

صادقی، حسین؛ لواسانی کیوان، شهاب و باغجری، محمود (۱۳۸۹). «اثرات تعدیل قیمت حامل‌های انرژی بر متغیرهای کلان اقتصادی با استفاده از یک مدل خودرگرسیونی ساختاری SVAR»، *فصل‌نامه پژوهش‌های مدل‌سازی اقتصادی*، ۱، ۴۹-۷۶.

قویدل، صالح؛ ماریه، حسن‌نیا و خانعلی‌پور، امیر (۱۳۹۳). «بحران‌های مالی و پیامدهای آن بر بازار جهانی نفت (کاربردی از GARCH و الگوریتم ICSS)»، *فصلنامه مطالعات اقتصاد انرژی*، ۱۰(۴۳)، ۱۵۵-۱۸۰.

کمیجانی، اکبر؛ خلیلی عراقی سید منصور؛ عباسی نژاد حسین و حسین توکلیان (۱۳۹۳). «تورم هدف ضمنی، رفتار نامتقارن و وقفه در تشخیص وضعیت اقتصادی سیاست‌گذاران پولی در اقتصاد ایران»، *فصلنامه مطالعات اقتصادی کاربردی ایران*، ۳(۹)،۱-۲۳.

هادیان، ابراهیم و رضایی‌سخا، زینب (۱۳۸۸). «ارزیابی تأثیر شوک‌های اقتصادی بر نرخ بیکاری در ایران»، *فصلنامه اقتصاد مقداری*، ۶(۱)، ۲۷-۵۰.

Ahmed, S., Levin, A., & Wilson, B. A. (2004). "Recent US macroeconomic stability: good policies, good practices, or good luck?", *Review of economics and statistics*, 86(3), 824-832.

Amisano, G. and Giannini, C. (1997). *Topics in Structural VAR Econometrics*. 2nd ed. Heidelberg: Springer.

Bencivelli, L. & Zaghini, A. (2012). "Financial innovation, macroeconomic volatility and the great moderation". *Modern Economy*, 3(05), 542-552.

Bernanke, B. S. (1986). "Alternative Explanations of the Money Income Correlation", *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 79, 655-730.

Bhoola, F. and Uma, K. (2011). "Trends and Determinants of Output Growth Volatility in South Africa", *International Journal of Economics and Finance*, 3(5), 1-20.

Blanchard, O. and Quah, D. (1989). "The Dynamic Effect of Aggregate Demand and Supply Disturbances", *American Economic Review*, 79, 655-673.

Blanchard, O. J. and John, S. (2001). "The Long and Large Decline in U.S. Output Volatility", *MIT Department of Economics Working Paper* 01-29.

Blanchard, O. and John, S. (2000). "The Long and Large Decline in U.S.Output Volatility," *Brookings Papers on Economic Activity*, No. 1, 135-174.

Cavallo,A. E. (2007). *Output Volatility and Openness to trade: A Reassessment*. Research Department Publications 4518. Inter-American Development Bank, Research department.

Cecchetti, S. G. and Mohanty, M. S. and Zampolli, F. (2011). *The Real Effects of Debt*. BIS Working Paper No. 352. Available at SSRN:

Christiano, L., Eichenbaum, M. and Evans, C. (1999). "Monetary Policy Shocks: What Have We Learned and to What End?, In: J.B Taylor and M. Woodford (eds.)", *Handbook of Macroeconomics*, Vol. 1, Elsevier: North Holland, 65-148.

Clarida, R. & Gall, J. (1994). "Sources of real exchange rate fluctuations: how important are nominal shocks?", *Carnegie-Rocheherster conference series on public policy*, Vol. 41, 1-56.

Ćorić, B. (2011). *The Sources of the Great Moderation: A Survey*. CHALLENGES OF EUROPE, 185.

Ćorića, B. and Pughb, G. (2013). "Foreign direct investment and output growth volatility: A worldwide analysis. *International Review of Economics and Finance*, 25, 260–271.

Dynan, K. E., Elmendorf, D. W., & Sichel, D. E. (2006). *Financial innovation and the Great Moderation: what do household data say?. In Financial Innovations and the Real Economy 'conference sponsored by the Center for the Study of Innovation and Productivity*, Federal Reserve Bank of San Francisco, San Francisco (pp. 16-17).

Giannone, D., Lenza, M. & Reichlin, L. (2008). "Explaining the great moderation: It is not the shocks". *Journal of the European Economic Association*, 6(2-3), 621-633.

Hakura, D. S. (2009)." Output Volatility in Emerging Market and Developing Countries: What Explains the "Great Moderation" of 1970-2003?". *Czech Journal of Economics and Finance (Finance a uver)*, 59(3), 229-254.

He, Q., & Chen, H. (2014). "Recent macroeconomic stability in China". *China Economic Review*, 30, 505-519.

He, Q. and Chen, H. (2013). "Recent Macroeconomic Stability in China", *China Economic Review*. https://ssrn.com/abstract=1946170

Kim, C. J., & Nelson, C. R. (1999). "Has the US economy become more stable? A Bayesian approach based on a Markov-switching model of the business cycle". *Review of Economics and Statistics*, 81(4), 608-616.

McConnell, M. M. and Gabriel, P. Q. (2000). "Output Fluctuations in the United States:What has Changed since the Early 1980s?", *American Economic Review*, 90(5), 1464-1476.

McConnell, M. M., Patricia, C. M., and Gabriel, P. Q. (1999). "A Decomposition of the Increased Stability of GDP Growth", *Current Issues, Federal Reserve Bank of New York*, Vol 5, No. 13, 1-6.

Ramey, G. Ramey, V. A. (2000). "Cross Country Evidence on the link between Volatility and Growth". *American Economic Review*, 85(5), 1138-1151

Selover, D. and Round, D. (1996). "Business Cycle Transmission and Interdependence between Japan and Australia". *Journal of AsianEconomics, Elsevier*, 7(4): 569-602.

Sims, C. A. (1986). "Are Forecasting Model Usable for Policy Analysis", *Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review*, 16-20.

Sims, C. (1986). 'Are Forecasting Models Usable for Policy Analysis". *Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review*, 10(1), 2-15.

Sims, C., Stock, J., Watson, M. (1990). "Inference in Linear Time Series Models with Some Unit Roots". *Econometrica*, 58(1), 113-144.

Summers, P. M. (2005). "What caused the Great Moderation? Some cross-country evidence". *Economic Review-Federal Reserve Bank of Kansas City*, 90(3), 5-32.

Taylor, J. B. (1998). "Monetary policy and the long boom". *Federal Reserve Bank of St. Louis Review*, 80(6), 3-12.

Taylor, J. B. (2007). *Housing and monetary policy (No. w13682).National Bureau of Economic Research*.

Taylor, J. B. (2009). *The financial crisis and the policy responses: An empirical analysis of what went wrong (No. w14631)*. National Bureau of Economic Research.

Taylor, J. B. (2011). "Macroeconomic lessons from the Great Deviation". *NBER macroeconomics annual*, 25(1), 387-395.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

Volume 8, Number 30, Summer 2019

Evaluation of the Structural Shocks Effect on Production Instability in the Iranian Economy

Hassanvand, D.[1*], Jalili kamjo, S. P.[2]

Abstract

Economic volatility has been decreased over the past three decades in the world especially in type of GDP growth, as known the "Great Moderation". There is no agreement on the causes of this. But there are three categories of causes: the good luck, good policy and structural changes hypotheses. The purpose of this research is evaluate the three hypotheses in the form of the relationship between the real GDP volatility, monetary policy index, the structural change indicator, exchange rate and oil revenues during the period of 1352-1396 in Iran. This research is using a structural vector autoregressive model (SVAR) with application of the Blanchard-Quah (B-Q) restrictions. According to the results, the impact of the monetary policy index on the volatility of production is 0.971, the impact of the financial liberalization is 0.1, and the revolution and war is 0.978. The effect of monetary policy shocks on production volatility is 0.971 which is more than two factors of good chance (oil revenue fluctuation 0.831 and exchange rate of 0.587) and structural change effect (capital inflow) of 0.002. Therefore, all three categories of factors affect production volaility in Iran.

Keyword: Iran**,** good luck, good policy hypothesis, Great Moderation.

JEL Classification: C15, C22, E24, E32, E47, E58.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

1. Assistant Professor in Economics, Ayatollah Boroujerdi University **Email:** hassanvand.d@gmail.com
2. Assistant Professor in Economics, Ayatollah Boroujerdi University **Email:** Parviz.jalili@gmail.com