مرکز پژوهش‌های اتاق ایران

شناسایی آثار تحریم‌ها بر اقتصاد ایران با استفاده از پوشش روزنامه‌ای

نویسندگان: داریو لوتادی و محمد هاشم پسران
دانشگاه کالیفرنیای جنوبی
سال انتشار ۲۰۲۱

خرداد ۱۴۰۱

شناسنامه گزارش

عنوان:

شناسایی آثار تحریم‌ها بر اقتصاد ایران با استفاده از پوشش روزنامه‌ای

مدیریت پژوهش‌های اقتصادی

مؤلفان: داریو لوتادی، محمدهاشم پسران

تاریخ انتشار: خرداد ۱۴۰۱

واژه‌های کلیدی: شناسایی آثار مستقیم و غیرمستقیم تحریم‌ها، شدت تحریم، رشد تولید، کاهش ارزش پول ملی، تورم، اشتغال و مشارکت نیروی کار

نشانی: تهران، خیابان طالقانی، نبش خیابان شهید موسوی (فرصت)، پلاک ۱۷۵

فهرست مطالب

خلاصه مدیریتی	۵
۱. مقدمه	۸
۲. تحریم‌ها و اقتصاد ایران: مروری گذرا	۱۳
۳. شناسایی اثرات تحریم‌ها: مسائل روش‌شناختی	۱۹
۴. کانال‌ها و پویایی تحریم‌ها	۲۳
۵. معیارهای ارزیابی شدت تحریم	۲۷
۶. یک مدل ساختاری سری زمانی برای ایران	۳۳
۷. آثار گسترده‌تر اقتصادی و اجتماعی - جمعیتی تحریم‌ها	۴۳
۸. نتایج	۴۶

خلاصه مدیریتی

تمرکز این مقاله بر شناسایی و ارزیابی کمی اثرات مستقیم و غیرمستقیم تحریم‌ها بر اقتصاد ایران طی دوره ۲۰۲۰- ۱۹۸۹، یعنی از زمان پایان جنگ ایران و عراق تا سال میلادی ۲۰۲۰ ا ست. این پژوهش دوره ۱۹۷۹- ۱۹۸۸ را به دلیل شرایط خاص انقلاب ۱۹۷۹، بحران گروگان‌گیری و بعد از آن جنگ هشت‌ساله با عراق، که در اوت ۱۹۸۸ به پایان ر سید، حذف می‌کند و با ا ستفاده از معیار جدید شدت تحریم‌ها و بر ا ساس پو شش خبری روزانه در روزنامه‌ها به بررسی آثار تحریم‌ها بر اقتصاد ایران می‌پردازد.

این گزارش ابتدا به مرور اقتصاد ایران در شرایط تحریم می‌پردازد. صادرات نفت ایران، تحولات ارزش پول ملی، تورم و رشد اقتصادی متغیرهایی هستند که در بازه مورد مطالعه مورد بررسی قرار گرفته می‌شوند. داده‌های جمع‌آوری شده در این بخش نشان می‌دهد؛ تردیدی وجود ندارد که تحریم‌ها بر اقتصاد ایران تأثیر منفی گذاشته و در رشد پایین، تورم بالا و افزایش نوسانات نقش داشته است، **با این وجود به و ضوح نمی‌توان تمامی بحران‌ها و عملکردهای ضعیف در شاخص‌های مورد بررسی را به تحریم‌ها مرتبط دانست و طی چند دهه اخیر ضعف مدیریت داخلی نیز در تورم‌های بالا، بحران‌های ارزی و رشد کمتر از انتظار تولید کشور اثرگذار است.**

در قدم بعد این پژوهش روش‌های مختلف تجزیه و تحلیل مداخلات سیاستی را مورد بحث قرار می‌دهد و یک چارچوب خودتوضیح برداری ساختاری را با استفاده از عواملی پنهان برای شناسایی اثر تحریم‌ها بر اقتصاد ایران معرفی می‌کند. این مطالعه از متغیر شدت تحریم‌ها در فرم خلاصه‌شده معادلات[1] و همچنین در مدل‌های خودتوضیح برداری ساختاری[2] (SVAR) برای شناسایی اثرات کوتاه‌مدت و بلندمدت تحریم‌ها (اثرات مستقیم و غیرمستقیم) بر نرخ مبادله ریال در ازای هر دلار آمریکا، رشد عرضه پول، تورم و رشد تولید ا ستفاده می‌کند، در حالی که تغییرات قیمت نفت، رشد تولید خارجی و دیگر عوامل جهانی مانند نوسانات بازار سهام را کنترل می‌نماید.

سپس این مقاله پویایی تحریم‌ها و کانال‌هایی که تحریم‌ها از طریق آن‌ها بر اقتصاد ایران تأثیر می‌گذارند به همراه برآوردهای مدل ساختاری و واکنش به تکانه مرتبط و تجزیه واریانس خطای پیش‌بینی تحریم‌ها و شوک‌های داخلی را گزارش می‌نماید و همچنین تخمینی از کاهش تولید ناشی از تحریم ارائه می‌کند. برآوردها در این قسمت از گزارش نشان می‌دهند کاهش ارزش ریال یک عامل مهم تعیین‌کننده تورم در ایران است، عاملی که از نظر آماری معنی‌دار و از نظر مقداری قابل توجه است. **اثر فوری کاهش یک در صدی ارزش ریال در بازار آزاد، افزایش حدود ۰,۱۵ تا ۰,۱۶ در صدی قیمت‌ها ا ست،** زیرا قیمت بـ سیاری از کالاهای وارداتی با کاهش ارزش ریال رو به افزایش می‌گذارند. بعلاوه، تحریم‌ها به‌طور غیرمستقیم از طریق نرخ ارز و همچنین به‌طور مستقیم بر تورم تأثیر می‌گذارند، اما تأثیرات مستقیم تحریم‌ها دوام نمی‌آورد و خالص تأثیر مستقیم

[1] Reduced form equations
[2] Structural Vector Autoregressive

تحریم‌ها بر تورم ناچیز به نظر می‌رسد. به طور مشخص علاوه بر اثر مستقیم، تحریم‌ها از طریق کاهش ارزش ریال نیز بر رشد تولید تأثیر می‌گذارند که این از نظر آماری نیز کاملاً معنادار است. این اثر غیرمستقیم به ازای هر یک درصد کاهش ارزش ریال، در هر سه ماه حدود ۰٫۱۲۵ درصد رشد تولید را کاهش می‌دهد. رشد تولید تحت تأثیر تورم قبلی هم قرار می‌گیرد که اثرات نامطلوب تورم بالا و پایدار را بدون هرگونه تبادل کوتاه‌مدت منحنی فیلیپس بین تورم و رشد تولید نشان می‌دهد. **همچنین جالب و کاملاً شگفت‌انگیز است که به نظر نمی‌رسد رشد عرضه پول یا رشد تولید با تأخیر، تأثیر مستقیم معنی‌داری بر تورم داشته باشد**، اما شواهدی از تأثیر مثبت رشد تولید جهانی بر تورم، نوعی اثر بین‌المللی منحنی فیلیپس که منجر به افزایش قیمت‌های بین‌المللی می‌شود، مشاهده می‌شود که به نوبه خود در قیمت‌های واردات ایران و در نتیجه تورم داخلی خود را نشان می‌دهد.

جالب اینجا است که بررسی‌های این گزارش نشان می‌دهد که اثر شوک تورم بر نرخ ارز از نظر آماری معنادار نیست و نشان می‌دهد که رابطه علت و معلولی بین آنها از نرخ ارز به تورم است و نه برعکس. همچنین اثرات شوک تورم بر رشد تولید مثبت است، اما از نظر بزرگی کوچک است و پس از یک فصل به سرعت معکوس می‌شود و نشان می‌دهد ممکن است افزایش تولید با سیاست‌های انبساطی امکان‌پذیر نباشد.

در نهایت این مقاله نشان می‌دهد که تحریم آثار معنی‌داری بر نرخ ارز، تورم و رشد تولید دارد به گونه‌ای که به دنبال حساسیت بیش از حد ریال ایران به تحریم‌ها، تورم با افزایش و تولید با افت همراه شده است. در مقایسه با رشد اقتصادی ۳ درصدی تحقق یافته، در غیاب تحریم، متوسط رشد اقتصادی سالانه ایران می‌توانست در حدود ۴ الی ۵ درصد باشد.

نتایج مطالعه همچنین نشان می‌دهد که کاهش شدید ارزش پول (با سقوط قابل‌توجه) و نرخ بالای تورم کانال‌های مهمی هستند که تحریم‌ها از طریق آن‌ها بر بخش واقعی اقتصاد تأثیر می‌گذارند. از سوی دیگر، به نظر نمی‌رسد افزایش عرضه پول به منظور جبران توسعه‌نیافتگی بازارهای سرمایه و پول (با کنترل تورم و تغییرات در نرخ ارز) بر مسیر سایر متغیرهای داخلی تأثیرگذار باشد.

این پژوهش همچنین نسبت به شناسایی آثار منفی تحریم‌ها بر بازار کار اقدام می‌نمایند و نشان می‌دهد نرخ اشتغال نسبت به کشورهای دیگر منطقه خاورمیانه و شمال آفریقا پس از اعمال تحریم‌ها به طور منظم کاهش یافته است و با کاهش قابل‌توجه مشارکت زنان در بازار کار، به نظر می‌رسد که زنان تاوان بیشتری را پرداخته‌اند. از دیدگاه اجتماعی–جمعیتی، همچنین نویسندگان دریافتند که تحریم‌ها بر آموزش متوسطه تأثیر منفی داشته‌اند و تعداد مدارس و معلمان در واکنش به موج جدید تحریم‌ها به شدت کاهش یافته است. باز هم، به نظر می‌رسد که اثرات جنسیتی در این زمینه وجود داشته است. همچنین بررسی‌ها نشان می‌دهد که تغییر در شدت تحریم‌ها به لحاظ آماری اثرات منفی قابل‌توجهی بر نسبت دانش‌آموزان دختر به پسر دارد. این نتایج می‌تواند به دلیل

واکنش دولت به کاهش درآمد نفت ناشـــی از تحریم‌ها و متعاقب آن کاهش اختصـــاص بودجه به آموزش و مشارکت زنان باشد.

تحریم‌ها تعدادی پیامدهای مثبت ناخواسته هم داشته است. جالب توجه است که اقتصاد ایران در زمان شروع تحریم‌ها به اندازه کشورهایی مانند عربستان سعودی به شدت به صادرات نفت وابسته بود. محدود کردن صادرات نفت در یک دوره زمانی نسبتاً طولانی منجر به تحولات ساختاری مهمی در اقتصاد ایران شده که با افزایش قابل توجه صادرات غیرنفتی، به ویژه فراورده‌های پتروشیمی، محصولات تولیدی سبک و کالاهای کشاورزی همراه است. همچنین موفقیت‌های چشمگیری در دسترسی به اینترنت و ظهور شرکت‌های دانش‌بنیان و پیشرفته در ایران رخ داده که به عنوان نمونه می‌توان شرکت‌هایی مانند دیجی‌کالا، اسنپ، و کافه بازار را نام برد. این احتمال وجود دارد که تحریم‌های ایالات متحده تا حدی عامل رشـد سـریع شـرکت‌هایی با فناوری پیشـرفته طی دهه گذشته در ایران بوده باشد.

همچنین تحلیل‌های این مطالعه به وضوح نشان می‌دهد که تحریم‌ها تنها می‌توانند بخش نسبتاً کمی از واریانس رشد تولید را توضیح دهند و علت رشد تولید اندک و بیش از حد پرنوسان ایران را باید در جایی دیگر جستجو کرد. این به نوبه خود نشان می‌دهد که لغو تحریم‌ها به احتمال زیاد اثرات مثبت کوتاه‌مدتی خواهد داشت و برای اصلاحات اساسی بلندمدت پایدار به مدیریت بهتر اقتصاد هم نیاز است.

۱. مقدمه

در طول چهل سال گذشته، ایران در معرض درجات مختلفی از تحریم‌های اقتصادی و مالی و توقیف دارایی‌ها قرار داشته است؛ این تحریم‌ها از نوامبر ۱۹۷۹ توسط ایالات متحده با اعمال ممنوعیت تجارت نفت ایران و بلوکه کردن ۱۲ میلیارد دلار دارایی‌های ایران در خارج از کشور با هدف نجات گروگان‌های آمریکایی آغاز شد با این که این دور خاص از تحریم با مذاکره در ژانویه ۱۹۸۱ با موفقیت پایان یافت، سیاست آمریکا برای تقابل با ایران با هدف محدود کردن نفوذ اقتصادی و سیاسی ایران بر منطقه خاورمیانه و خارج از آن افزایش یافت؛ فرایندی که بر سر برنامه هسته‌ای ایران شدت گرفت. در نتیجه، اقتصاد ایران برای یک دوره طولانی تحت محدودیت‌های شدید و اغلب کاملاً دشوار بین‌المللی عمل کرده است که این شاید برای یک اقتصاد بزرگ با ریشه‌های تاریخی عمیق در اقتصاد جهانی منحصر به فرد باشد. با توجه به بلاتکلیفی و دوام رژیم‌های تحریمی، مهم است به یاد داشته باشیم که تحریم‌ها علاوه بر اثرات مستقیم (به دلیل از دست دادن درآمد صادرات نفت، از دست دادن دسترسی به ذخایر ارزی و سایر زیان‌های مرتبط تجاری)، منجر به اثرات مهم و ماندگار غیرمستقیمی مانند رانت‌جویی، انحراف در تخصیص منابع و هزینه‌های عمومی مرتبط با تلاش برای کاهش و دور زدن تحریم‌ها می‌شوند. این اثرات غیرمستقیم به احتمال زیاد هرچه تحریم‌ها طولانی‌تر باشند، جدی‌تر خواهند بود، به‌ویژه زمانی که چشم‌انداز یک وضعیت عاری از تحریم بسیار بعید به نظر برسد.

تمرکز این مقاله بر شناسایی و ارزیابی کمی اثرات مستقیم و غیرمستقیم تحریم‌ها بر اقتصاد ایران طی دوره ۲۰۲۰- ۱۹۸۹، یعنی از زمان پایان جنگ ایران و عراق و آغاز دوره سازندگی در زمان ریاست‌جمهوری رفسنجانی است. ما دوره ۱۹۸۸-۱۹۷۹ را به دلیل شرایط خاص انقلاب ۱۹۷۹، بحران گروگان‌گیری و بعد از آن جنگ هشت ساله با عراق، که در اوت ۱۹۸۸ به پایان رسید، حذف می‌کنیم. همچنین به مسأله گسترده‌تر اثربخشی تحریم‌ها در دستیابی ایالات‌متحده و متحدان غربی آن به اهداف سیاست خارجی نمی‌پردازیم. همچنین در مورد توانایی ایران برای پاسخ به تحریم‌ها در شرایط ژئوپلتیک به سرعت در حال تغییر منطقه بحث نمی‌کنیم.

ما می‌کوشیم تا با ایجاد یک شاخص سری زمانی بر اساس پوشش اخبار تحریم‌ها در روزنامه‌ها، اعمال آن‌ها، شدت استفاده و همچنین حذف گاه به گاه تحریم‌ها، شدت تحریم‌ها و فشارهای سیاسی بین‌المللی بر ایران برای مطیع کردن این کشور را به تصویر بکشیم. ایده شاخص پوشش خبری از سوی روزنامه توسط بیکر و همکاران[1] (۲۰۱۶) برای اندازه‌گیری عدم قطعیت اقتصادی مطرح شد، اما تا آنجا که می‌دانیم در تحلیل تحریم‌ها از آن استفاده نشده است. همانطور که خواهیم دید، تحولات شاخص شدت تحریم‌های پیشنهادی ما به شکل نسبتاً دقیقی با بزنگاه‌های تحریم‌های اصلی مانند قانون تحریم‌های ایران و لیبی ایالات متحده در سال ۱۹۹۶، ممنوعیت صادرات ایالات متحده در سال ۱۹۹۷، ممنوعیت سرمایه‌گذاری ایالات متحده و توقیف دارایی‌ها در سال ۲۰۰۶ و ۲۰۰۷ («قانون آزادی و حمایت ایران» و فرمان اجرایی ۱۳۴۳۸)، قطعنامه‌های هسته‌ای سازمان

[1] Baker et al.

ملل متحد (۱۷۳۷، ۱۷۴۷) طی سال‌های ۲۰۰۶ و ۲۰۰۷، لایحه جامع تحریم‌ها، پاسخگویی و عدم سرمایه‌گذاری ایران در سال ۲۰۱۰، قانون مجوز دفاع ملی ۲۰۱۲، لغو بخشی از تحریم‌های سازمان ملل تحت برنامه جامع اقدام مشترک (برجام) در سال ۲۰۱۵ و اجرای آن در ژانویه ۲۰۱۶، و در نهایت خروج یک‌جانبه ترامپ از توافقنامه برجام در سال ۲۰۱۸، همراستا است. شکل ۲ را ملاحظه کنید. معیار شدت تحریم‌ها همچنین با «فهرست نهادها و افراد مورد تحریم»[1] خزانه‌داری ایالات متحده که از سال ۲۰۰۶ در دسترس عموم قرار گرفته است، همبستگی دارد.

ما از متغیر شدت تحریم‌ها در فرم خلاصه شده معادلات[2] و همچنین در مدل‌های خودتوضیح برداری ساختاری[3] (SVAR) برای شناسایی اثرات کوتاه‌مدت و بلندمدت تحریم‌ها (اثرات مستقیم و غیرمستقیم) بر نرخ مبادله ریال در ازای هر دلار آمریکا، رشد عرضه پول، تورم و رشد تولید استفاده می‌کنیم، در حالی که تغییرات قیمت نفت، رشد تولید خارجی و دیگر عوامل جهانی مانند نوسانات بازار سهام را کنترل می‌نماییم. با استفاده از شاخص شدت تحریم همچنین از برخی محدودیت‌های رویکردهای مقایسه‌ای استفاده شده در ادبیات ارزیابی سیاست، مانند روش کنترل ساختگی[4] ارائه شده توسط آبادی و گاردازابل[5] (۲۰۰۳)، و رویکرد داده‌های پانل ارائه شده توسط هیسائو و همکاران[6] (۲۰۱۲) فارغ می‌شویم. این روش‌ها به نتایج پیش از مداخله سیاستی برای یک گروه کنترل «از پیش انتخاب شده»[7] به منظور برآورد میانگین وزنی نتایج پس از اعمال سیاست در جهت استفاده به عنوان مبنای مقایسه نیاز دارند. در مورد ایران به هیچ وجه دوره‌های زمانی مشخصاً قابل تفکیک به «وجود تحریم» و «عدم وجود تحریم» وجود ندارد و با توجه به اهمیت مداوم اقتصاد ایران در منطقه، مشخص نیست چه کشورهایی باید در گروه کنترل قرار گیرند.

اشکال اصلی روش ما ناتوانی آن در تمایز بین اثرات مستقیم و غیرمستقیم تحریم‌ها است، زیرا ما قادر به تدوین معیارهای رضایت‌بخشی برای کنترل رانت‌جویی و دیگر تحریف‌های اقتصادی که ممکن است ناشی از تحریم‌ها باشد، نیستیم. شکی نیست که اقتصاد ایران حتی در صورت نبود تحریم هم در معرض اختلال‌ها و سوء مدیریت اقتصادی قرار می‌گرفت، و بنابراین امکان جداسازی اختلال‌های ناشی از تحریم از سایر اختلال‌ها نیز وجود نخواهد داشت. به این دلایل، نتایج ما باید با احتیاط مورد بررسی قرار گیرند. چیزی که ما برآورد می‌کنیم را می توان به عنوان اندازه‌گیری اثرات ترکیبی تحریم‌ها و اختلال‌های ناشی از تحریم که دامنه گسترده‌ای را در بر می‌گیرد، در نظر گرفت. از این منظر، ما دریافتیم که متغیر شدت تحریم‌ها از نظر آماری تأثیر قابل‌توجهی بر نرخ ارز، تورم و رشد تولید دارد، اما بر رشد عرضه پول تأثیری ندارد. ثابت شده است که این تخمین ها با لحاظ کردن حالات دیگر و تعداد زیادی متغیرهای کنترلی همچنان برقرار هستند.

---

[1] Specially Designated Nationals And Blocked Persons List
[2] Reduced form equations
[3] Structural Vector Autoregressive
[4] Synthetic Control Method
[5] Abadie and Gardeazabal
[6] Hsiao et al.
[7] Pre-selected

نتایج مطالعه همچنین نشـــان می‌دهد که کاهش شـــدید ارزش پول (با ســـقوط قابل‌توجه) و نرخ بالای تورم کانال‌های مهمی هســـتند که تحریم‌ها از طریق آن‌ها بر بخش واقعی اقتصـاد تأثیر می‌گذارند. از سـوی دیگر، به نظر نمی‌رســد افزایش عرضـــه پول به منظور جبران توســـعه‌نیافتگی بازارهای ســـرمایه و پول (با کنترل تورم و تغییرات در نرخ ارز) بر مسیر سایر متغیرهای داخلی تأثیرگذار باشد.

با اســـتفاده از تکنیک‌های تجزیه واریانس خطای پیش‌بینی[1] و تحلیل واکنش به تکانه[2]، واکنش بیش از حد قابل‌توجه ریال به تحریم‌ها و متعاقب آن افزایش تورم و کاهش تولید در مدت کوتاهی پس از هر تحریم را متوجه می شویم. به طور معمول اقتصاد به سرعت با شوک‌های تحریم سازگار می شود، خصوصیتی که قبلاً توسط اصفهانی و همکاران[3] (۲۰۱۳) که اثرات شوک درآمدهای نفتی بر رشد تولید و تورم را مورد بررسی قرار دادند، نشان داده شده است. تجزیه واریانس خطای پیش‌بینی نیز نشان می‌دهد که با وجود گنجاندن متغیر شدت تحریم در مدل خودتوضیح برداری، حدود ۸۰ درصد از تغییرات در نرخ ارز خارجی و ۸۳ درصد از تغییرات در رشد تولید، بدون توضـیح باقی می‌مانند و به احتمال زیاد به بسـیاری از عوامل پنهان دیگر که محرک اقتصـاد ایران هستند، مربوط می شوند. همچنین تخمین می‌زنیم که در غیاب تحریم‌ها، رشد تولید ایران در مقایسه با ۳ درصد تحقق یافته، می‌توانست حدود ۴ تا ۵ درصد باشد.

ما همچنین قادر به شناسایی آثار منفی تحریم‌ها بر بازار کار هستیم. نرخ اشتغال نسبت به کشورهای دیگر منطقه خاورمیانه و شمال آفریقا پس از اعمال تحریم‌ها به طور منظم کاهش یافته است و با کاهش قابل‌توجه مشارکت زنان در بازار کار، به نظر می‌رســد که زنان تاوان بیشـــتری را پرداخته‌اند. از دیدگاه اجتماعی–جمعیتی، همچنین دریافتیم که تحریم‌ها بر آموزش متوسطه تأثیر منفی داشته‌اند و تعداد مدارس و معلمان در واکنش به موج جدید تحریم‌ها به شدت کاهش یافته است. باز هم، به نظر می‌رسد که اثرات جنسیتی در این زمینه وجود داشته است. ما دریافتیم که تغییر در شـدت تحریم‌ها به لحاظ آماری اثرات منفی قابل‌توجهی بر نسـبت دانش‌آموزان دختر به پسر دارد. این نتایج می‌تواند به دلیل واکنش دولت به کاهش درآمد نفت نا شی از تحریم‌ها و متعاقب آن کاهش اختصاص بودجه به آموزش و مشارکت زنان باشد.

تحریم‌ها تعدادی پیامدهای مثبت ناخواسته هم داشته است. جالب توجه است که اقتصاد ایران در زمان شروع تحریم‌ها به اندازه کشورهایی مانند عربستان سعودی به شدت به صادرات نفت وابسته بود. محدود کردن صادرات نفت در یک دوره زمانی نسبتاً طولانی منجر به تحولات ساختاری مهمی در اقتصاد ایران شده که با افزایش قابل توجه صادرات غیرنفتی، به ویژه فراورده‌های پتروشیمی، محصولات تولیدی سبک و کالاهای کشاورزی همراه است. همچنین موفقیت‌های چشمگیری در دسترسی به اینترنت و ظهور شرکت‌های دانش‌بنیان و پیشرفته در ایران رخ داده که به عنوان نمونه می‌توان شرکت‌هایی مانند دیجی‌کالا، اسنپ، و کافه بازار را نام برد. این احتمال

[1] Forecast Error Variance Decomposition Techniques
[2] Impulse Response Analysis
[3] Esfahani et al.

وجود دارد که تحریم‌های ایالات متحده تا حدی عامل رشد سریع شرکت‌هایی با فناوری پیشرفته طی دهه گذشته در ایران بوده باشد.

تحقیقات ما به دلیل فقدان سری‌های زمانی به اندازه کافی طولانی در خصوص نظام سلامت، پیامدهای بهداشتی را در بر نمی‌گیرد. تعدادی از گزارش‌های میدانی اخیر نشان می‌دهد که یافتن داروها (به ویژه داروهای باکیفیت) در ایران حتی قبل از همه‌گیری کووید-۱۹ به طور فزاینده‌ای سخت‌تر شده بود.[۱]

در مجموع، به نظر می‌رسد در مورد این که تحریم‌ها به اقتصاد ایران آسیب رسانده و زیرساخت‌های اجتماعی-اقتصادی آن را تضعیف کرده است، تردیدی وجود نداشته باشد. اما لغو تحریم‌ها به خودی خود نمی‌تواند تضمینی برای دوره‌ای از رشد پایدار و تورم پایین و ثابت باشد و برای رفع انحرافات قیمتی ناشی از تحریم‌ها و همچنین سایر انحرافات موجود ناشی از سوء مدیریت عمومی اقتصادی، حکمرانی ضعیف و ابهاماتی که پیرامون نقش نسبی سازمان‌های شبه‌دولتی و بخش خصوصی در اقتصاد وجود دارد، به اصلاحات سیاستی بسیاری نیاز است. اعطای یارانه به اقلام غذایی ضروری و انرژی (سوخت و همچنین برق)، ناکارآمدی، قاچاق و پیامدهای ناخواسته زیانباری را موجب شده است. به عنوان مثال، یارانه برق منجر به برداشت بیش از حد آب زیرزمینی از چاه‌های آبیاری برقی، و اخیراً استفاده برای استخراج ارزهای دیجیتال شده است که این امر بدتر شدن کمبود آب در ایران و قطعی مکرر برق را به همراه داشته است.

ادبیات موضوع

همانطور که پیش‌تر اشاره شد، در این مقاله بیشتر قصد داریم پیامدهای اقتصادی تحریم‌ها را با تمرکز بر مورد ایران که مسلماً کشوری مواجه با بیشترین میزان تحریم در جهان است، مورد بررسی قرار دهیم. در حال حاضر، دانش منسجم محدودی از اثرات یک دوره طولانی تحریم بر اقتصاد بزرگی مانند ایران وجود دارد (گرینوالد[۲]، ۲۰۲۰). ما به موضوعات گسترده‌تر مورد بحث در ادبیات در مورد اثربخشی تحریم‌ها به عنوان یک ابزار سیاست خارجی نمی‌پردازیم، اگرچه امید می‌رود که تحلیل اقتصادی ارائه‌شده در این مقاله بتواند در این زمینه مفید باشد.[۳] مطالعاتی که مستقیم‌تر به مقاله ما مرتبط هستند، شامل مطالعاتی هستند یا یک دوره محدود مشخص را در نظر

---

[۱] تا آنجا که ما می‌دانیم هیچ تحریمی از سوی ایالات متحده در مورد صادرات داروهای ضروری به ایران وجود ندارد. اما شرکت‌های بزرگ دارویی و پزشکی به دلیل وجود ساختار نظارت مالی بسیار پیچیده به عنوان بخشی از تحریم‌های ایالات متحده، از معامله با ایران پرهیز می‌کنند. تداخل قوانین مختلف با هم باعث می‌شوند که برخی از معاملات از حیث همکاری و مشارکت قانونی، اما از منظر مالی غیرقانونی به نظر برسند (Peksen (2009), Kokabisaghi (2018)).

[2] Greenwald

[۳] اثربخشی تحریم‌ها در دستیابی به اهداف سیاست خارجی به طور گسترده در ادبیات مورد مطالعه قرار گرفته است. هافبائر و همکاران (۱۹۹۰) تعداد ۱۱۶ مطالعه موردی که دوره محاصره اقتصادی آلمان در طول جنگ جهانی اول تا تحریم عراق در سال ۱۹۹۰ توسط سازمان ملل متحد-ایالات متحده را پوشش می‌دهد، مورد بررسی قرار داده‌اند. مرورهایی دیگر توسط مورگان و همکاران (۲۰۱۴) و داکسی (۱۹۹۶) ارائه شده است. ارزیابی انتقادی تحریم‌ها به عنوان یک ابزار سیاستی توسط ویس و همکاران (۱۹۹۷)، پاپ (۱۹۹۷، ۱۹۹۸)، آندریاس (۲۰۰۵)، و پکسن و دوروی (۲۰۱۰) ارائه شده است. این مطالعات اثرات احتمالی ضد تولیدی تحریم‌های اقتصادی را مورد تأکید قرار می‌دهد. نقوی و پیگناتارو (۲۰۱۵) تحلیلی مبتنی بر نظریه بازی‌ها از تحریم‌ها و اعمال آن بر ایران ارائه می‌دهند.

می‌گیرند یا از شوک‌های درآمدهای صادرات نفت به عنوان شوک تحریم ا ستفاده می‌کنند. قره‌گوزلی[۱] (۲۰۱۷) اثرات تحریم‌ها را تا قبل از برجام مورد بررسی قرار می‌دهد که در بخش ۳ به تفصیل در مورد آن بحث می‌کنیم. دیزجی و ون برگیک[۲] (۲۰۱۳) تأثیر تحریم‌های اقتصـــادی را از طریق تغییر درآمدهای نفتی با اســـتفاده از مدل خودتوضیح برداری مطالعه کردند. آنها نشان می‌دهند که تحریم‌ها در کوتاه‌مدت مؤثر هستند، اما با گذشت زمان قابلیت خود را از دست می‌دهند. نتایج مشابهی توسط اصفهانی و همکاران (۲۰۱۳) گزارش شده است که دریافتند شوک‌ها به تولیدات صادراتی و صادرات نفت ایران کوتاه‌مدت ا ست. این یکی از ویژگی‌های مهم اقت صاد ایران است که تحلیل ما با استفاده از متغیر جدید شدت تحریم‌ها نیز مؤید آن است. حیدر[۳] (۲۰۱۷) با استفاده از ریزداده های دوره ۲۰۱۱-۲۰۰۶ دریافت که دو ســـوم صـــادرات غیرنفتی تحریم‌شـــده ایران به ســـایر کشـــورهای غیر تحریم‌کننده ارسال شده است. همچنین مشخص شده است که ظاهراً صادرکنندگان بزرگ کمتر از تحریم‌های صادراتی آسیب می‌بینند. پوپووا و رسولی نژاد[۴] (۲۰۱۶) متوجه تغییر مسیر جغرافیایی مشابهی در شرکای تجاری صادرات غیرنفتی ایران از اقتصادهای غربی به کشورهای منطقه (به ویژه عراق)، چین و سایر اقتصادهای آسیایی شدند. فرزانگان و هایو[۵] (۲۰۱۹) تأثیر تحریم‌ها را بر گ سترش اقت صاد سایه تحلیل می‌کنند. تعدادی از مطالعات علیرغم ندا شتن ماهیت کاملاً کمی، ن شان می‌دهند که ف شار تحریم‌های اقت صادی بر ر شد ایران زیاد ا ست، اما برای ایجاد تغییر سیا سی در ایران تعیین‌کننده نی ست (کار سول[۶] (۱۹۸۱)، آموزگار[۷] (۱۹۹۷a)، آموزگار (۱۹۹۷b)، دادخواه و زنگنه[۸] (۱۹۹۸)، داونز و مالونی[۹] (۲۰۱۱) و بورسیک[۱۰] (۲۰۱۶)).

تحریم‌ها همچنین نقش مهمی در شکل دادن به نظام پولی و مالی ایران داشته است. مزارعی[۱۱] (۲۰۱۹) وضعیت فعلی نظام مالی ایران و شـــکنندگی آن را تحلیل می‌کند. فرزانگان و مارکوارت (۲۰۰۹) با پرداختن بر میزان آسیب وارده به ایران از نوعی «بیماری هلندی»، ایجاد یک صندوق نفتی ملی را برای کاهش فشارهای تورمی و خطرات بحران‌های ارزی توصیه می کنند.

مزارعی (۲۰۲۰) خطر تورم را برای ایران در پی تحریم‌ها و شیوع کرونا نشان می‌دهد. همچنین مطالعات متعددی در مورد عوامل تعیین کننده تورم در ایران (غیرمرتبط با تحریم) وجود دارد که می‌تواند جالب باشـــد. برای مثال مطالعات لیو و آددیجی[۱۲] (۲۰۰۰)، سلاسون و گوسوامی[۱۳] (۲۰۰۲) و بوناتو[۱۴] (۲۰۰۸) را ببینید.

[1] Gharehgozli
[2] Dizaji and van Bergeijk
[3] Haidar
[4] Popova and Rasoulinezhad
[5] Farzanegan and Hayo
[6] Carswell
[7] Amuzegar
[8] Dadkhah and Zangeneh
[9] Downs and Maloney
[10] Borszik
[11] Mazarei
[12] Liu and Adedeji
[13] Celasun and Goswami
[14] Bonato

تحریم‌ها اغلب به ایجاد چندین بازار ارزی با فرصت‌های مهم رانت جویی و انحرافات اقتصادی ناشی از آن منجر شده است. بهمنی اسکویی[1] (۱۹۹۶) پیشتر گزارشی از سود حاصل از گرانی در بازار سیاه در ایران و نیاز به در نظر گرفتن نرخ بازار آزاد به جای نرخ رسمی هنگام ارزیابی تقاضای پول ایران ارائه می‌کند. ما هنگام انجام تحلیل‌های خود از این رویکرد پیروی می‌کنیم و نرخ رسمی را نادیده می‌گیریم. پیامدهای اقتصادی چند نرخی بودن ارز در ایران در پسران (۱۹۹۲)، فرزانگان (۲۰۱۳) و مجیدپور[2] (۲۰۱۳) مورد بحث قرار گرفته است.

نقش نابرابری جنسیتی در ایران در مقایسه با سایر کشورهای خاورمیانه چه از نظر مشارکت نیروی کار و چه از نظر تحصیلات توسط افراد مختلف از جمله اصفهانی و شجری[3] (۲۰۱۲) و مجبوری[4] (۲۰۱۵) بررسی شده است و علیزاده[5] (۲۰۱۷) به مرور کارهای انجام‌شده در این زمینه پرداخته است.[6]

ادامه مقاله به شرح زیر سازماندهی شده است. بخش ۲ به مرور اقتصاد ایران در شرایط تحریم می‌پردازد. بخش ۳ روش‌های مختلف تجزیه و تحلیل مداخلات سیاستی را مورد بحث قرار می‌دهد و یک چارچوب خودتوضیح برداری ساختاری را با استفاده از عواملی پنهان برای شناسایی اثر تحریم‌ها بر اقتصاد ایران شکل می‌دهد. پویایی تحریم‌ها و کانال‌هایی که تحریم‌ها از طریق آن‌ها بر اقتصاد ایران تأثیر می‌گذارند در بخش ۴ مورد بحث قرار گرفته است. بخش ۵ نحوه ساخت شاخص شدت تحریم‌ها از شش روزنامه برجسته و همسویی آن با رویدادهای تاریخی را توضیح می‌دهد. بخش ۶ برآوردهای مدل ساختاری و واکنش به تکانه مرتبط و تجزیه واریانس خطای پیش‌بینی تحریم‌ها و شوک‌های داخلی را گزارش نموده و تخمینی هم از کاهش تولید ناشی از تحریم ارائه می‌کند. دیگر نتایج اقتصادی و اجتماعی- جمعیتی حاصل از تجزیه و تحلیل فرم خلاصه شده در بخش ۷ آمده است. بخش ۸ با برخی نکات پایانی به انتها می‌رسد. ضمیمه نیز جزئیاتی در مورد ساختار متغیر شدت تحریم‌ها، منبع همه داده‌ها، یادداشت‌های روش‌شناختی و تحلیل‌های تجربی بیشتر و فهرست جامعی از تحریم‌های اعمال‌شده علیه ایران در چهل سال گذشته ارائه می‌دهد.

۲. تحریم‌ها و اقتصاد ایران: مروری گذرا

تحولات اقتصاد ایران در چهل سال گذشته عمدتاً متأثر از انقلاب و جنگ هشت ساله با عراق (۱۹۸۸-۱۹۷۹)، دوره‌های طولانی تحریم‌های اقتصادی و مالی و واکنش‌های سیاستی غالباً بسیار متفاوت به تحریم‌ها و مدیریت اقتصادی تحت چهار رئیس‌جمهور از سال ۱۹۸۹ بوده است. در آغاز، تحریم‌های ایالات متحده اهداف بسیار روشن‌تری را نشانه گرفته بود. هدف تحریم‌های ۱۹۸۰-۱۹۸۱ مذاکره برای آزادی گروگان‌های آمریکایی و تحریم‌های ۱۹۸۷ برای پایان دادن به خصومت‌ها در خلیج فارس و پایان دادن به جنگ با عراق بود. هدف این تحریم‌ها محدود کردن

---

[1] Bahmani-Oskooee
[2] Majidpour
[3] Esfahani and Shajari
[4] Majbouri
[5] Alizadeh
[6] ما اثرات تحریم‌های اقتصادی بر هزینه‌های دولت و هزینه‌های نظامی را بررسی نمی‌کنیم. خوانندگان علاقه‌مند می‌توانند مقالات دیزجی (۲۰۱۴)، دیزجی و همکاران (۲۰۱۴)، فرزانگان (۲۰۱۱)، فرزانگان (۲۰۱۹)، دیزجی و فرزانگان (۲۰۲۱)، فرزانگان (۲۰۱۴) و فرزانگان و علاالدینی (۲۰۱۶) را مطالعه کنند.

دسترسی ایران به درآمدهای ارزی از طریق توقیف دارایی‌ها و مهم‌تر از آن، کاهش ظرفیت و توانایی ایران برای تولید و صادرات نفت بود.[۱]

سیر تحول صادرات نفت ایران بعد از انقلاب در پانل الف شکل ۱ نشان داده شده است. صادرات نفت ایران آن زمان در مقایسه با اوج ۶ میلیون بشکه در روز پیش از انقلاب، به نصف کاهش یافته بود. اولین تحریم‌های آمریکا صادرات نفت ایران را به پایین‌ترین سطح یعنی ۷۰۰ هزار بشکه در روز رساند تا اینکه پس از رفع تحریم‌ها در ژانویه ۱۹۸۱ تا حدودی بهبود پیدا کرد. اما از آنجایی که لغو تحریم‌ها همزمان با تشدید جنگ با عراق بود، صادرات نفت تا پس از پایان جنگ در سال ۱۹۸۸ به طور کامل بهبود پیدا نکرد. از سال ۱۹۸۹ تا ۲۰۰۵ با بهبود روابط دیپلماتیک بین ایران و ایالات متحده و سایر کشورهای غربی، صادرات نفت شروع به افزایش کرد و در دوره ریاست جمهوری رفسنجانی (سه ماهه سوم ۱۹۸۹ تا سه ماهه دوم ۱۹۹۷) و خاتمی (سه ماهه سوم ۱۹۹۷ تا سه ماهه دوم ۲۰۰۵) به حدود ۲٫۵ میلیون بشکه در روز رسید و تثبیت شد. صادرات نفت از سال ۲۰۰۷ پس از اعمال تحریم‌های ایالات متحده و سازمان ملل در دسامبر ۲۰۰۶ با هدف توقف برنامه غنی‌سازی اورانیوم ایران که در دوره رئیس‌جمهور جدید احمدی‌نژاد سرعت گرفته بود، دوباره کاهش یافت. در ابتدا، این تحریم‌ها سرمایه‌گذاری در نفت، گاز و پتروشیمی و صادرات محصولات پالایشی را هدف قرار داد، اما بعداً به بانک‌ها، بیمه‌ها و کشتیرانی تعمیم داده شد. تحریم‌ها همچنین سپاه پاسداران انقلاب اسلامی و گستره وسیع تجاری و صنعتی آن که فعالیت‌هایش در دولت رئیس‌جمهور احمدی‌نژاد (سه ماهه سوم ۲۰۰۵ تا سه ماهه دوم ۲۰۱۳) گسترش یافته بود را هدف قرار داد. تحریم‌ها علیه ایران در دوره رئیس‌جمهور اوباما تشدید شد و پوشش آنها به واردات فرش، پسته و خاویار که بعضاً از اقلام عمده صادرات غیرنفتی ایران بودند، گسترش یافت. تحریم‌های مالی دیگری از ژوئیه ۲۰۱۳، تقریباً کمی قبل از روی کار آمدن رئیس‌جمهور روحانی (سه ماهه سوم ۲۰۱۳ تا سه ماهه دوم ۲۰۲۱) علیه ایران اعمال شد. پوشش تحریم‌های سازمان ملل و ایالات متحده از بخش‌های نفت و گاز فراتر رفت و بر تمامی جنبه‌های تجارت خارجی و مالی بین‌المللی ایران و حتی نظام پرداخت بین‌المللی بانک مرکزی ایران تأثیر گذاشت. پوشش گسترده تحریم‌ها، ماهیت چندجانبه آن‌ها، همراه با آغاز به کار دولت روحانی در سال ۲۰۱۳، راه را برای توافق هسته‌ای سال ۲۰۱۵، برنامه جامع اقدام مشترک (برجام)، که در ژانویه ۲۰۱۶ عملیاتی شد، هموار کرد که این منجر به کاهش برخی از تحریم‌های آمریکا و لغو تحریم‌های سازمان ملل و اتحادیه اروپا علیه ایران شد. اما مزایای برجام برای ایران محدود بود؛ چرا که بسیاری از شرکت‌ها و بانک‌های غیرآمریکایی برای معامله با ایران به دلیل تحریم‌های باقی‌مانده ایالات متحده و همچنین نگرانی‌ها در مورد پولشویی، عدم شفافیت مالکیت و شکنندگی سیستم بانکی ایران تردید داشتند. همانطور که مشخص شد، برجام نیز کوتاه‌مدت بود و پس از مه ۲۰۱۸، زمانی که رئیس‌جمهور آمریکا ترامپ به طور یک‌جانبه از برجام خارج شد و سیاست «فشار حداکثری» علیه ایران را در پیش گرفت، صادرات نفت به شدت کاهش یافت. با انتخاب رئیس‌جمهور بایدن در نوامبر ۲۰۲۰، مذاکراتی برای

[۱] برای مروری بر تحریم‌های ایالات متحده علیه ایران، به فصل ۹ مالونی (۲۰۱۵) مراجعه کنید.

بازگشت ایالات متحده به توافق هسته‌ای ۲۰۱۵ در جریان است، اگرچه تحلیل ما مربوطه به قبل از این مذاکرات خواهد بود.

تحریم‌های آمریکا علیه ایران عمدتاً ماهیت فراسرزمینی داشتند. تجارت ایران–آمریکا پس از انقلاب به شدت کاهش یافته بود و پس از حل بحران گروگانگیری هم بهبود نیافت. در واکنش به تحریم‌ها، دولت ایران تلاش‌های هماهنگی را برای تغییر مسیر تجارت خارجی ایران از غرب به شرق (به طور عمده چین) و کشورهای همسایه انجام داد و توجه خود را بر شرکت‌های تجاری فعال در خارج از دسترس خزانه‌داری ایالات متحده معطوف کرد. منبع تأمین ارز از صادرات نفتی به صادرات کالا و خدمات غیرنفتی گسترش یافت. در این راستا، از قضا، عراق پس از سقوط صدام در سال ۲۰۰۳ به یکی از مهمترین واردکنندگان محصولات و خدمات ایران (برق، محصولات کشاورزی و تولید سبک) تبدیل شد. ترکیه و قطر نیز نقش مهمی در تسهیل تجارت خارجی و پرداخت‌های بین‌المللی ایران ایفا کرده‌اند. پانل ب از شکل ۱ نشان می‌دهد که سهم صادرات نفت و گاز از ۹۶ درصد کل صادرات در سال ۱۹۷۹ به حدود ۶۰ درصد در سال ۲۰۱۸، قبل از تأثیر کامل لغو معافیت‌های صادرات نفت ایران از سوی ایالات متحده، همواره کاهش یافته است. در همین مدت صادرات غیرنفتی از ۷۵۳ میلیون دلار به ۳۷ میلیارد دلار افزایش یافته است.

با وجود این، نظام مالی ایران به دلیل تأخیر چندساله در تعدیل نرخ ارز رسمی نسبت به کاهش زیاد ارزش ریال در بازار آزاد، در سازگاری سریع با تحریم‌های جدید مشکل پیدا کرد که این فرصت‌هایی برای رانت‌جویی و شیوه‌های تجاری غالباً فاسد ایجاد کرده است.[۱] پانل پ از شکل ۱ سیر تحول نرخ ارز آزاد و رسمی را (در مقیاس‌های لگاریتمی) نشان می‌دهد و به وضوح ماهیت دوره‌ای جهش‌ها در نرخ بازار آزاد و به دنبال آن تلاش آرام نرخ رسمی برای رسیدن به آن را نشان می‌دهد. با توجه به وابستگی اقتصاد ایران به واردات و نقش دلار آمریکا به عنوان ذخیره ارزش و به عنوان حفاظی در برابر تورم برای بسیاری از ایرانیان، کاهش ارزش ریال به سرعت به قیمت‌های بالاتر برای مصرف‌کننده تبدیل می‌شد، در حالی که به دلیل واردات مواد غذایی و دارو توسط دولت با نرخ‌های رسمی، افزایش قیمت‌ها تا حدودی تعدیل می شد. اما با کاهش شکاف بین نرخ رسمی و بازار در طول زمان، قیمت‌های مصرف‌کننده در نهایت منعکس کننده میزان کامل کاهش ارزش ریال در بازار آزاد است. پروفایل‌های زمانی نرخ ارز در بازار آزاد و قیمت مصرف‌کننده (در مقیاس‌های لگاریتمی) در پانل ت شکل ۱ نشان داده شده است و ارتباط بسیار نزدیک موجود بین این دو سری را نمایش می‌دهد. همانطور که در جدول ۱ مشاهده می شود، در دوره زمانی سه ماهه اول ۱۹۸۹ تا سه ماهه اول ۲۰۲۱، نرخ مبادله بازار آزاد حدود ۱۷,۴ در صد در سال در مقایسه با میانگین نرخ تورم سالانه حدود ۱۸,۳ درصد در مدت مشابه کاهش یافته است که نشان دهنده شکافی در حدود ۱ درصد بین دو سری است. اما با توجه به برابری قدرت خرید، تفاوت بین تورم و کاهش نرخ ارز باید با میانگین تورم سالانه ایالات متحده مطابقت داشته باشد که تخمین زده می‌شود در مدت مشابه حدود ۲,۵ درصد باشد.[۲]

---

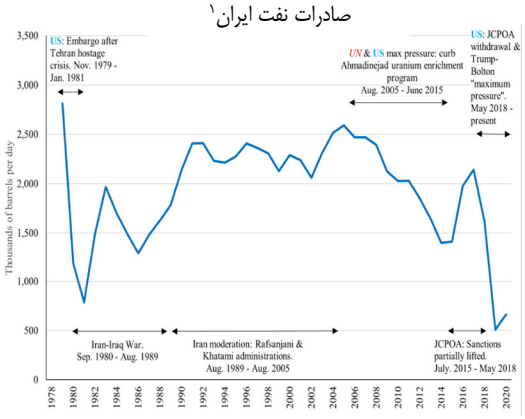
[۱] تحولات نرخ ارز در بازار آزاد، که به عنوان نرخ ارز در بازار سیاه هم شناخته می‌شود در دوره ۱۹۸۸–۱۹۷۹، در پسران (۱۹۹۲) مورد بحث قرار گرفته است.

[۲] برابری قدرت خرید رابطه‌ای بلندمدت است که نرخ مبادله بین دو پول رایج را به قیمت نسبی کالاها مرتبط می‌کند $P_t=E_tP_t^*$؛ که E_t نرخ مبادله‌ای است که نشان دهنده تعداد واحدهای پول داخلی است که می‌توان با یک واحد پول خارجی خریداری کرد. P_t و P_t^* نشان دهنده سطح قیمت‌های داخلی و خارجی است.

شکل ۱. سری زمانی کلان اقتصادی و مالی ایران و جهان در دوره ۲۰۲۰-۱۹۷۹

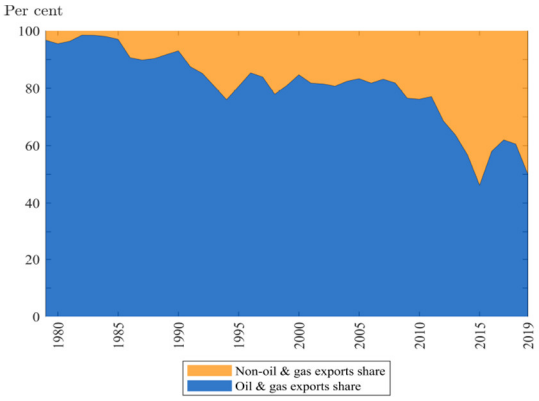
پانل الف

صادرات نفت ایران[۱]



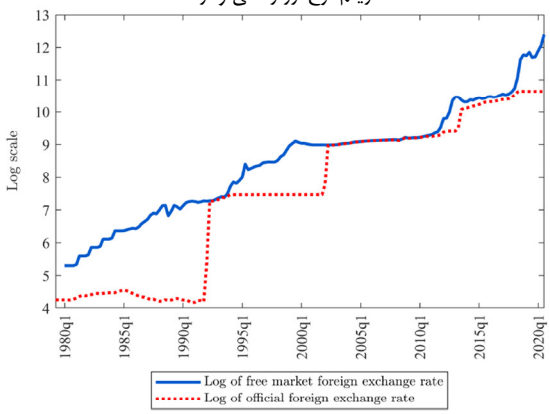
پانل ب

مقایسه سهم درآمد حاصل از صادرات نفت و گاز با صادرات غیرنفتی[۲]



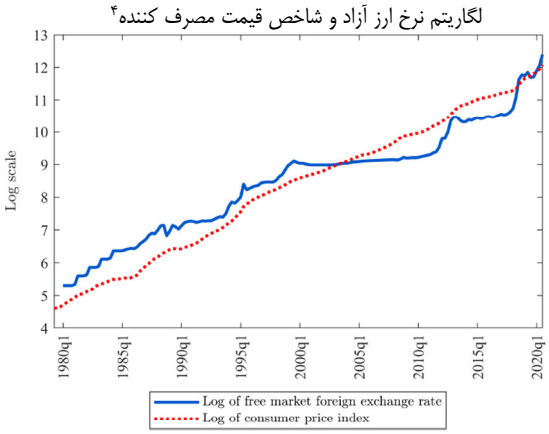
پانل پ

لگاریتم نرخ ارز رسمی و آزاد[۳]



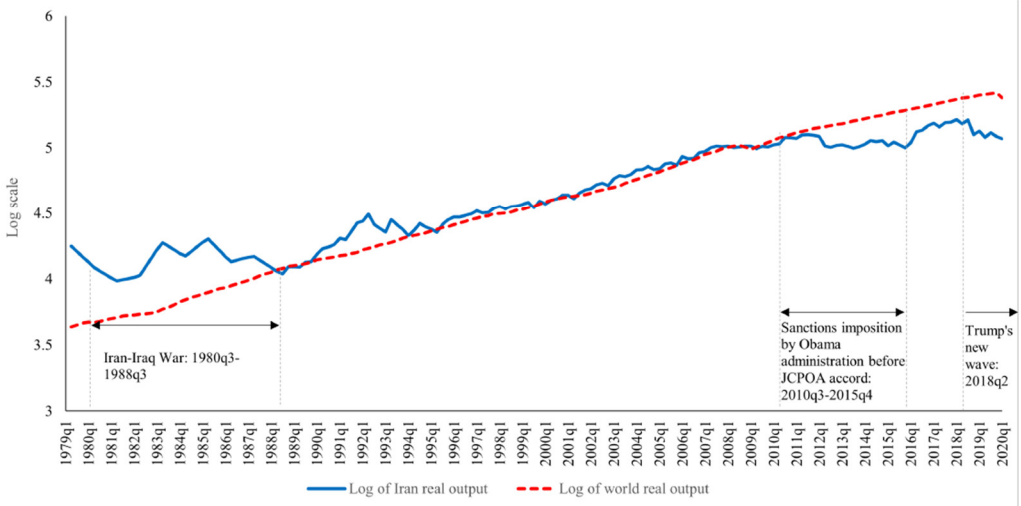
پانل ت

لگاریتم نرخ ارز آزاد و شاخص قیمت مصرف کننده[۴]



پانل ث

لگاریتم تولید واقعی ایران و جهان[۵]



نکات: ۱. داده‌های سالانه مربوط به دوره ۲۰۲۰-۱۹۷۹ است. ۲. داده‌های سالانه مربوط به دوره ۲۰۲۰-۱۹۷۹ است. ۳. داده‌های فصلی مربوط به دوره فصل دوم ۱۹۷۹ تا فصل سوم ۲۰۲۰ است. نرخ ارز بر اساس میزان ریال ایران به ازای هر دلار آمریکا بیان می‌شود. ۴. داده‌های فصلی مربوط به دوره فصل دوم ۱۹۷۹ تا فصل سوم ۲۰۲۰ است. CPI مخفف شاخص قیمت مصرف‌کننده است و برای فصل دوم سال ۱۹۷۹ برابر با ۱۰۰ است. ۵. داده‌های فصلی مربوط به دوره فصل دوم ۱۹۷۹ تا فصل نخست ۲۰۲۰ است. تولید واقعی جهانی میانگین وزنی لگاریتم طبیعی تولید واقعی برای ۳۳ اقتصاد بزرگ است. برای جزئیات در مورد تبدیل‌های تاریخ‌ها و منابع داده، بخش‌های S.2.2 و S.2.3 را در پیوست داده ضمیمه آنلاین ببینید.

جدول ۱. کاهش ارزش ریال در بازار آزاد و رسمی، تورم، رشد تولید واقعی، و شدت تحریم‌ها در دوره فصل سوم ۱۹۷۹ تا فصل اول ۲۰۲۱ (درصد در سال)

دوره	کاهش ارزش برابری نرخ ارز آزاد	کاهش ارزش برابری نرخ ارز رسمی	تورم	رشد تولید	شدت تحریم (بین ۰ – ۱)	
					میانگین	میانه
انقلاب و جنگ ایران و عراق ۱۹۷۹ فصل سوم– ۱۹۸۹ فصل دوم [۱]	۱۹,۹۴	۰,۲۸	۱۸,۲۹	-۱,۶	۰,۲	۰,۱۱
دوره ریاست جمهوری رفسنجانی ۱۹۸۹ فصل سوم–۱۹۹۷ فصل دوم	۱۶,۵۵	۳۹,۸۳	۲۱,۱۷	۵,۱۶	۰,۱۱	۰,۱
دوره ریاست جمهوری خاتمی ۱۹۹۷ فصل سوم– ۲۰۰۵ فصل دوم	۷,۹	۲۰,۳۴	۱۴,۵۳	۴,۷۲	۰,۱۵	۰,۱۳
دوره ریاست جمهوری احمدی‌نژاد ۲۰۰۵ فصل سوم– ۲۰۱۳ فصل دوم	۱۷,۰۸	۵,۱۶	۱۸,۱۵	۱,۶۸	۰,۳۸	۰,۳۹
دوره ریاست جمهوری روحانی ۲۰۱۳ فصل سوم– ۲۰۲۱ فصل دوم	۲۵,۳۴	۱۴,۶۶	۱۹,۶۱	۰,۸۳	۰,۳۴	۰,۲۷
نمونه کامل پس از انقلاب[۲] ۱۹۷۹ فصل سوم– ۲۰۲۱ فصل اول	۱۷,۳۹	۱۵,۳	۱۸,۳۴	۲,۰۱	۰,۲۳	۰,۱۵
نمونه کامل پس از جنگ[۲] ۱۹۸۹ فصل اول– ۲۰۲۱ فصل اول	۱۷,۳۸	۱۹,۸۸	۱۸,۳	۳,۱۳	۰,۲۴	۰,۱۶

نکته: ۱. داده‌های مربوط به نرخ ارز در بازار آزاد از فصل دوم سال ۱۹۸۰ شروع می‌شود. ۲. دوره پایانی داده‌های مربوط به نرخ ارز (بازار آزاد و نرخ رسمی)، و تورم مربوط به سه ماهه اول ۲۰۲۱، دوره پایانی داده‌های مربوط به رشد تولید مربوط سه ماهه اول ۲۰۲۰، دوره پایانی داده‌های مربوط به شدت تحریم‌ها مربوط به سه ماهه سوم ۲۰۲۰ هستند. برای تعریف متغیر شدت تحریم در بازه (۰،۱) به بخش ۵ مقاله مراجعه کنید. برای جزئیات بیشتر در مورد ساختار متغیر شدت تحریم، تبدیل تاریخ‌ها، و منابع داده‌های مورد استفاده، به بخش‌های S.2.1، S.2.2 و S.2.3 در پیوست داده‌های ضمیمه آنلاین مراجعه کنید.

این نکته نیز مهم است که همه بحران‌های ارزی را نمی‌توان حاصل تشدید تحریم‌ها دانست. ایران از سال ۱۹۸۹ شاهد بحران‌های ارزی بزرگی در طول هر چهار دوره ریاست‌جمهوری بوده است، در حالی که تنها دو بحران ارزی اخیر را می‌توان مستقیماً به تشدید تحریم‌ها نسبت داد. بحران‌های ارزی در دوران ریاست‌جمهوری رفسنجانی و خاتمی ریشه‌های داخلی دارند که ناشی از گسترش سریع واردات و قیمت پایین نفت، همراه با

سیاست‌های مالی و پولی زمینه ساز برای این بحران‌ها است.[۱] همانطور که در جدول ۱ نشان داده شده است، متوسط نرخ تورم در هر چهار دوره ریاست‌جمهوری همواره بالا بوده و به نظر نمی‌رسد با تغییرات شدت تحریم ارتباطی داشته باشد. حتی در دوران ریاست‌جمهوری خاتمی، علیرغم سیاست خارجی آشتی‌جویانه او و نرخ بسیار پایین‌تر کاهش ارزش پول (۷٫۹ درصد در مقایسه با ۱۷٫۴ درصد کل دوره)، میانگین تورم سالانه همچنان ۱۴٫۵ درصد بود.

در خصوص اثرات تحریم بر تولید واقعی، پانل ث از شکل ۱ روند زمانی تولید ناخالص داخلی واقعی ایران و تولید ناخالص داخلی جهانی را در مقیاس‌های لگاریتمی نشان می‌دهد. تولید جهانی که به صورت میانگین وزنی تولید برخی از ۳۳ اقتصاد بزرگ محاسبه شده است، با جزئیات در ضمیمه آنلاین قابل ملاحظه است. متوسط نرخ رشد تولید ایران در دوره‌های مختلف که از دوران انقلاب و جنگ ایران و عراق شروع شده و علاوه بر آن چهار دوره ریاست‌جمهوری از سال ۱۹۸۹ به بعد نیز در جدول ۱ به طور خلاصه آمده است.

اقتصاد ایران پس از افت ۱٫۶ درصدی طی سه ماهه سوم ۱۹۷۹ تا سه ماهه دوم ۱۹۸۹، در دوران ریاست جمهوری رفسنجانی به شدت بهبود یافت و به طور متوسط سالانه ۵٫۲ درصد رشد کرد و این روندی صعودی در دوره ریاست جمهوری خاتمی نیز ادامه یافت.[۲] رشد تولید ایران با رشد تولید جهانی طی دوره ۱۹۸۹–۲۰۰۵ مطابقت داشته است. این دوره همچنین مصادف با پایین‌ترین سطح شدت تحریم‌هایی که ایران در چهل سال گذشته تجربه کرده بود، و در نقطه مقابل عملکرد رشد در دوران ریاست‌جمهوری احمدی‌نژاد و روحانی قرار دارد که مصادف با تحریم‌های جدید آمریکا و سازمان ملل در دوره قبل از برجام در سال ۲۰۱۵ و متعاقباً استراتژی «فشار حداکثری» بود که توسط ترامپ در سال ۲۰۱۸ آغاز شد. نتایج جدول ۱ به وضوح شاهدی اولیه برای اثرات نامطلوب مهمی است که تحریم‌ها بر رشد تولید ایران داشته است. همچنین شایان ذکر است که ترکیه، کشوری که اغلب به واسطه مشابهت در وسعت و قرار داشتن در یک منطقه با ایران مقایسه می شود، در دوره زمانی ۲۰۲۰–۲۰۰۵ به طور متوسط سالانه ۴ درصد در مقایسه با نرخ متوسط ۱٫۳ درصدی ایران در همان دوره، رشد کرده است.

مقایسه رشد تولید ایران با رشد تولید جهانی در دوره ۲۰۱۹–۱۹۸۹ نیز حاکی از کسری رشد تولید سالانه حدود ۱ واحد درصدی است که می‌تواند به تحریم‌ها نسبت داده شود، گرچه چنین مقایسه‌ای پتانسیل ایران را به عنوان یک اقتصاد نوظهور در نظر نمی‌گیرد. حتی اگر دوره جنگ را هم کنار بگذاریم، شاهد نوسانات رشد تولید بسیار بیشتری در ایران در مقایسه با نوسانات و بی‌ثباتی رشد تولید جهانی یا تعدادی از اقتصادهای نوظهور هم‌اندازه با ایران، مانند ترکیه یا عربستان سعودی هستیم. نوسانات رشد تولید ایران (که با انحراف معیار رشد تولید

[۱] در دوره سازندگی در دوره ریاست جمهوری رفسنجانی، واردات کالاها و خدمات طی دوره ۱۹۹۱–۱۹۸۹ دو برابر شد (از ۱۳٫۵ به ۲۵ میلیارد دلار افزایش یافت و بدهی خارجی ایران تا پایان سال ۱۹۹۳ به ۲۳٫۲ میلیارد دلار رسید). برای اطلاع از جزئیات بیشتر تحولاتی که منجر به بحران ارزی در دوره ریاست جمهوری رفسنجانی شد، به بخش ۳ پسران (۲۰۰۰) مراجعه کنید.

[۲] تحلیل هایی دقیق از سازندگی اقتصاد ایران در دوره ریاست جمهوری رفسنجانی در آثار کار شناس و پسران (۱۹۹۵) و فصل ۵ مالونی (۲۰۱۵) ارائه شده است.

اندازه‌گیری می شود) تقریباً پنج برابر نو سانات ر شد تولید جهانی (۱۲٫۶۱ در مقابل ۲٫۶۹ در صد) بوده ا ست.[۱] با مقایسه ایران و ترکیه در مدت مشابه نیز متوجه می شویم که ترکیه با نرخ متو سط سالانه ۴ در صدی با نو سان ۱۰٫۸ در صد ر شد کرده ا ست، ک شوری که به تورم بالا و بحران‌های ارزی مکرر نیز معروف ا ست.[۲] در نهایت، تحریم‌ها به احتمال زیاد در جدا افتادگی اقتصاد ایران از سایر نقاط جهان نیز نقش داشته است. باز هم با مقایسه ایران و ترکیه، متوجه می شویم که همبستگی ر شد تولید ایران با ر شد تولید جهانی حدود ۰٫۱۲ ا ست که از نظر آماری معنی‌دار هم نیست، حال آنکه این رقم در مقام مقایسه برای ترکیه ۰٫۳۳ است.

به نظر می‌رسد در این که تحریم‌ها بر اقتصاد ایران تأثیر منفی گذاشته و در رشد پایین، تورم بالا و افزایش نوسانات نقش داشته، تردیدی وجود نداشته باشد. چیزی که کمتر روشن است، نحوه انجام ارزیابی کمی و شناسایی کانال‌هایی است که از طریق آن‌ها تحریم‌ها بر اقتصاد ایران در طول زمان تأثیر گذاشته و به‌ویژه پویایی واکنش‌ها و افق زمانی است که اثرات تحریم‌ها در سراسر اقتصاد از بین می‌رود. برای این منظور، به مدلی رسمی نیاز است که در آن شرایطی که تحت آن می‌توان اثرات تحریم‌ها را شناسایی کرد روشن باشد و پیامدهای پویای آن‌ها برآورد و ارزیابی شود. این همان کاری است که ما در ادامه این مقاله بدان می‌پردازیم.

۳. شناسایی اثرات تحریم‌ها: مسائل روش‌شناختی

شناسایی اثرات تحریم‌ها بر اقتصاد ایران حتی در صورت وجود معیار معتبری از شدت تحریم‌ها کاری چالش‌برانگیز است. مانند تمام مداخلات کلان سیاستی، هنگام شناسایی اثرات تحریم‌ها، باید عوامل مخلی که با تغییر شدت تحریم‌ها مرتبط هستند و در عین حال بر متغیر(های) هدف همچون رشد تولید، تورم، سلامت و آموزش تأثیر دارند را هم در نظر بگیریم. در شرایطی که یک مداخله سیا ستی اثرات متفاوتی در طول زمان و بر بسیاری از واحدهای مختلف مانند خانوارها یا شرکت‌ها دارد، از روش‌های اختلاف در تفاوت‌ها[۳] ا ستفاده می شود که به موجب آن تغییرات در نتایج در طول دوره‌های اعمال و عدم اعمال سیاست برای کسانی که تحت تأثیر مداخله قرار گرفته‌اند با تغییرات متناظر در نتایج گروه کنترل که مستقیماً تحت تأثیر مداخله قرار نمی‌گیرند، مقایسه می‌شود. این روش به راحتی برای تجزیه و تحلیل مداخلات سیاستی که یک موجودیت خاص مانند یک منطقه یا کشور را هدف قرار می‌دهد، قابل استفاده نیست و به رویکرد متفاوتی نیاز است. در حال حاضر، دو رویکرد این چنینی وجود دارد: روش کنترل ساختگی (SCM)[۴] که توسط آبادی و گاردازابل (۲۰۰۳) پیشنهاد شده

---

[۱] محدث و پسران (۲۰۱۳) نوسانات بالای درآمدهای صادراتی نفت ایران را به عنوان یکی از عوامل رشد پایین و نوسان زیاد ایران ذکر می کنند. بخش بزرگی از نوسانات درآمدهای صادرات نفت ایران ناشی از نوسانات بالای میزان نفت صادراتی است که عمدتاً به دلیل دگرگونی در تحریم‌ها است. در مقایسه، نوسان قیمت نفت در درجه دوم اهمیت قرار دارد. این شرایط در تضاد با نوسانات درآمدهای نفتی عربستان سعودی است که عمدتاً تحت تأثیر تغییرات قیمت‌های بین‌المللی نفت است.

[۲] میانگین رشد تولید سالانه عربستان سعودی نیز طی دوره ۲۰۰۵–۲۰۱۹ مشابه ترکیه بوده و به ۴٫۳ درصد رسیده است.

[3] difference-in-difference

این رویکردِ ارزیابی اثر در متون فارسی «تفاضل در تفاضل» نیز ترجمه و مصطلح شده است. با وجود این، با توجه به روش‌شناسی این رویکرد، به نظر می‌رسد عبارات «اختلاف در تفاوت‌ها» یا «اختلاف تفاوت‌ها» انتخاب گویاتری برای ترجمه این عبارت است. (م)

[۴] - Synthetic Control Method

و رویکرد داده‌های پانل (PDA)[۱] که توسط هیسائو و همکاران (۲۰۱۲) پیشنهاد شده است.[۲] هر دو رویکرد نتایج کشور (منطقه) تحت مداخله را با میانگین وزنی نتایج یک گروه کنترل مقایسه می‌کنند. اولی در اصل برای تعیین میزان هزینه‌های اقتصادی بی‌ثباتی سیاسی در ایالت باسک در اسپانیا و دومی برای ارزیابی اثرات اقتصادی واگذاری هنگ‌کنگ به چین در سال ۱۹۹۷ به کار گرفته شدند. هر دو مطالعه مداخلات سیاستی گسسته را در نظر می‌گیرند و اجازه نمی‌دهند که شدت سیاست در طول زمان تغییر کند. شاید مهم‌تر از همه این که هر دوی آنها از نتایج پیش از سیاست برای تخمین وزن‌های اعمال شده برای کشورهایی که در گروه کنترل قرار دارند، استفاده می‌کنند. تفاوت اصلی بین این دو رویکرد در نحوه تخمین وزن‌ها نهفته است.[۳]

کاربرد این رویکردها در مورد ایران به واسطه تقارن اعمال تحریم‌ها با شروع انقلاب که رابطه محدودی با دوره پیش از تحریم دارد، پیچیده شده است. همچنین، همانطور که قبلاً اشاره شد، دامنه و شدت تحریم‌ها علیه ایران در چهل سال گذشته دستخوش تغییرات قابل‌توجهی شده و هیچ دوره مشخصی وجود ندارد که بتوان آن‌ها را به عنوان دوره‌های «تحریم» با دوره‌های «قطع تحریم» مقایسه کرد. همچنین چالش دیگر شناسایی کشورهایی برای گنجاندن در گروه کنترل است.

تا آنجا که می‌دانیم، تنها مطالعه‌ای که از روش کنترل ساختگی در ایران استفاده کرده است، قره‌گوزلی (۲۰۱۷) است، که اثرات تشدید تحریم‌ها را درست قبل از توافق برجام در ژوئیه ۲۰۱۵ بر تولید ناخالص داخلی واقعی ایران با در نظر گرفتن سال‌های ۲۰۱۱ تا ۲۰۱۴ به عنوان دوره تحریم‌ها در مقایسه با سال‌های قبل از ۱۹۹۵ تا ۲۰۱۰ به عنوان دوره قطع تحریم‌ها مورد بررسی قرار می‌دهد. این مطالعه در ادامه ۱۳ کشور را از سراسر جهان برای وانمایی ایران «ساختگی» به شکل میانگین وزنی تولید ناخالص داخلی این اقتصادها انتخاب می‌کند و وزن‌های مربوطه به هریک از این ۱۳ اقتصاد با استفاده از روش کنترل ساختگی و مبتنی بر هفت شاخص مختلف اقتصاد کلان تعیین می‌شود. این مطالعه نتیجه می‌گیرد که تحریم‌های ۲۰۱۴-۲۰۱۱ منجر به کاهش ۱۷ در صدی تولید ناخالص داخلی واقعی ایران در مقایسه با ایران ساختگی عاری از تحریم شده است که تمام این کاهش تولید ناشی از تحریم‌ها است.

ما از ادبیات جریان اصلی مرورشده در بالا فاصله می‌گیریم و مدل زیر را برای رشد تولید فصلی ایران در نظر می گیریم

$$\Delta y_t = \alpha + \lambda \Delta y_{t-1} + \psi_0 s_t + \psi_1 s_{t-1} + \beta' \mathbf{x}_t + \gamma' \mathbf{f}_t + u_t \qquad (۱)$$

که Δy_t رشد تولید، s_t شدت میزان تحریم علیه ایران، $\mathbf{x}_t$ و $\mathbf{f}_t$ به ترتیب متغیرهای کنترلی مشهود و نامشهود و u_t عبارت خطای غیر سیستماتیک است که توزیعی مستقل از $(s_t, \mathbf{x}_t$ و $\mathbf{f}_t)$ دارد. اندازه‌گیری متغیر شدت تحریم، s_t ، در بخش ۵ مورد بحث قرار می‌گیرد و در اینجا معلوم تلقی می‌شود. فرض بر این است که بخشی از

---

[۱]- Panel Data Approach

[۲] جزئیات بیشتر و بسط روش کنترل ترکیبی در آبادی و همکاران (۲۰۱۰) و دوچنکو و ایمبنس (۲۰۱۶) مورد بحث قرار گرفته است.

[۳] گاردازابل و وگابایو (۲۰۱۷) یک تحلیل شبیه‌سازی مقایسه‌ای از روش کنترل ساختگی و رویکرد داده‌های پانل ارائه کرده‌اند که بعداً توسط وان و همکاران (۲۰۱۸) مورد نقد قرار گرفت.

تغییر در شـــدت تحریم‌ها با تأخیر بر رشـــد تولید ایران تأثیر می‌گذارد، بنابراین بین اثرات کوتاه‌مدت، ψ_0 ، و بلندمدت تحریم، $\theta = (\psi_0 + \psi_1)/(1 - \lambda)$، تمایز قائل می‌شود.

علیرغم معرفی s_t ، تصریح ضرایب تحریم ψ_0 و ψ_1 به عوامل مختل‌کننده مشهود $\mathbf{x}_t$ و نامشهود $\mathbf{f}_t$ بستگی دارد. در فرم خلاصه‌شده کنونی، برای $\mathbf{x}_t$، تغییر قیمت‌های بین‌المللی نفت را در نظر می‌گیریم. اثر تحریم‌ها بر رشد تولید که از طریق نرخ ارز، نقدینگی و تورم عمل می‌کنند، در بخش ۴ مورد بررسی قرار خواهند گرفت. در اینجا ما به دنبال هر دو اثر مستقیم و غیرمستقیم تحریم بر رشد تولید هستیم و از این رو هیچ یک از متغیرهای داخلی را در $\mathbf{x}_t$ جای نمی‌دهیم. چالش اصلی نحوه شناسایی و تخمین $\mathbf{f}_t$ است. در این رابطه رویکرد ما ارتباط نزدیکی با رویکرد داده‌های پانل هیسائو و همکاران (۲۰۱۲) دارد. بدین منظور، معادلات زیر را برای رشد تولید بقیه جهان در نظر می‌گیریم

$$\Delta y_{it} = \alpha_{iy} + \beta'_{iy}\mathbf{x}_{it} + \gamma'_{iy}\mathbf{f}_t + u_{y,it}, i = 1,2, \dots, n \quad (۲)$$

که در آن Δy_{it} نشان‌دهنده رشد تولید در کشور i (غیر از ایران)، $\mathbf{x}_{it}$ برداری k×1 از متغیرهای کنترل ویژه کشور i، $\mathbf{f}_t$ بردار m×1 از عوامل مشترک نامشهود و $u_{y,it}$ شوک‌های غیر سیستماتیک به رشد تولید است که فاقد همبستگی متوالی هستند اما می‌توانند به صورت ضعیف همبستگی متقابل داشته باشند.[۱] با در نظر گرفتن امکان تفاوت بارهای عاملی، γ_i، در کشورها، فرض نمی‌کنیم که همه اقتصادها به طور یکسان تحت تأثیر عوامل مشـــابه قرار می‌گیرند، فرضـــی که مبنای رویکرد روش اختلاف در تفاوت‌ها اســـت. ما همچنین روش کنترل ســـاختگی و رویکرد داده‌های پانل را کنار می‌گذاریم و برعکس این رویکردها، نیازی به انتخاب یک مجموعه کشورهای واجد شرایط برای تحلیل تطبیقی نداریم. در عوض، فرض می‌کنیم که $\mathbf{x}_{it}$ هم از ساختار چندعاملی مشـابهی تبعیت می‌کند و شـرایط رتبه‌ای را ایجاد می‌کنیم که به ما اجازه می‌دهد $\mathbf{f}_t$ را به عنوان میانگین وزنی Δy_{it} و $\mathbf{x}_{it}$ روی i (به جز ایران) در نظر بگیریم. هر وزن ذره‌ای[۲] از جمله میانگین ســـاده را می‌توان برای ایجاد چنین میانگینی مورد استفاده قرار داد. اما در مواردی که n به اندازه کافی بزرگ نیست و اقتصادهای غالبی مانند ایالات متحده حضور دارند، استفاده از سهم از تولید به عنوان وزن توصیه می‌شود. بنابراین فرض کنید که

$$\mathbf{x}_{it} = \alpha_{ix} + \Gamma'_{ix}\mathbf{f}_t + \mathbf{u}_{x,it}, i = 1,2, \dots, n \quad (۳)$$

که Γ_{ix} ماتریس k×m از بارهای عاملی، و $\mathbf{u}_{x,it}$ برداری k×1 است که از فرایند عمومی پایایی که به صورت بین‌بخشی وابستگی متقابل دارند تبعیت می‌کند. با ترکیب معادلات ۲ و ۳ داریم

$$\begin{pmatrix} 1 & -\beta'_{iy} \\ \mathbf{0} & \mathbf{I}_k \end{pmatrix} \mathbf{z}_{it} = \begin{pmatrix} \alpha_{iy} \\ \alpha_{ix} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \gamma'_{iy} \\ \Gamma'_{ix} \end{pmatrix} \mathbf{f}_t + \begin{pmatrix} u_{y,it} \\ \mathbf{u}_{x,it} \end{pmatrix}$$

که از آن نتیجه می‌شود $\mathbf{z}_{it} = \mathbf{c}_i + \mathbf{A}_i\mathbf{f}_t + \mathbf{B}_i\mathbf{u}_{it}$ که

---

[۱] مجموعه‌ای از متغیرهای تصادفی به طور ضعیف وابستگی متقابل دارند اگر $\sup_j \sum_{i=1}^{n} |\mathrm{Cov}(u_{it}, u_{jt})| < C < \infty$. در اینصورت $\sum_{i=1}^{n} w_i u_{it} = O_p(n^{-1/2})$، برای هر یک از وزن‌ها w_i به گونه‌ای که $w_i = O(n^{-1})$ و $\sum_{i=1}^{n}$. یک مثال واضح وزن ساده wi = 1/n است. برای آشنایی بیشتر چودیک و همکاران (۲۰۱۱) را ببینید.

[۲] granular weights

$$\mathbf{c}_i = \begin{pmatrix} \alpha_{iy} + \beta_i' \\ \alpha_{ix} \end{pmatrix}, \mathbf{A}_i = \begin{pmatrix} \gamma_{iy}' + \beta_{iy}'\Gamma_{ix}' \\ \Gamma_{ix}' \end{pmatrix} \mathbf{f}_t, \text{ and } \mathbf{B}_i = \begin{pmatrix} 1 & \beta_{iy}' \\ \mathbf{0} & \mathbf{I}_k \end{pmatrix}$$

با گرفتن میانگین $\mathbf{z}_{it}$ روی i با اسـتفاده از وزن‌های w_i داریم $\bar{\mathbf{z}}_{wt} = \bar{\mathbf{c}}_w + \bar{\mathbf{A}}_w\mathbf{f}_t + \sum_{i=1}^{n} w_i\mathbf{B}_i\mathbf{u}_{it}$ ، که $\bar{\mathbf{z}}_{wt} = \sum_{i=1}^{n} w_i\mathbf{z}_{it}, \bar{\mathbf{c}}_w = \sum_{i=1}^{n} w_i\mathbf{c}_i, \bar{\mathbf{A}}_w = \sum_{i=1}^{n} w_i\mathbf{A}_i$. حال فرض کنید که ماتریس $(k+1)^*m$ $\bar{\mathbf{A}}_w$ یک ماتریس تمام رتبه ستونی باشد که در این صورت $\mathbf{f}_t$ بدین صورت قابل حل است[1]

$$\mathbf{f}_t = \left(\bar{\mathbf{A}}_w'\bar{\mathbf{A}}_w\right)^{-1}\bar{\mathbf{A}}_w'\bar{\mathbf{c}}_w + \left(\bar{\mathbf{A}}_w'\bar{\mathbf{A}}_w\right)^{-1}\bar{\mathbf{A}}_w'\bar{\mathbf{z}}_{wt} - \left(\bar{\mathbf{A}}_w'\bar{\mathbf{A}}_w\right)^{-1}\bar{\mathbf{A}}_w'\sum_{i=1}^{n} w_i\mathbf{B}_i\mathbf{u}_{it}$$

با این فرض که $\mathbf{u}_{it}$ دارای همبستگی متقابل ضعیف باشد و $\bar{\mathbf{A}}_w'\bar{\mathbf{A}}_w \to_p > 0$ وقتی n به بی‌نهایت میل می‌کند آنگاه برای هر وزن انتخابی برآوردی سـازگار از $\mathbf{f}_t$ و یک ماتریس دوران m×m با اسـتفاده از $\bar{\mathbf{z}}_{wt} = \left(\Delta\bar{y}_{wt}, \bar{\mathbf{x}}_{wt}'\right)'$ میسـر اسـت. به عبارت دقیق‌تر، به راحتی می‌توان ثابت کرد که $\sum_{i=1}^{n} w_i\mathbf{B}_i\mathbf{u}_{it} = O_p(n^{-1/2})$ و می‌دانیم که $\mathbf{f}_t = \bar{\mathbf{a}}_{wf} + \bar{\mathbf{H}}_w\bar{\mathbf{z}}_{wt} + O_p(n^{-1/2})$ در نتیجه می‌توان عوامل نام شهود، $\mathbf{f}_t$، را از معادله رشد ایران حذف نمود. تصریح حاصل بدین قرار است:

$$\Delta y_t = \alpha_{yw} + \lambda\Delta y_{t-1} + \psi_0 s_t + \psi_1 s_{t-1} + \beta'\mathbf{x}_t + \theta_{yw}\Delta\bar{y}_{wt} + \theta_{xw}'\bar{\mathbf{x}}_{wt} + u_t + O_p(n^{-1/2}) \quad (۴)$$

بنابراین برای n به اندازه کافی بزرگ و لحاظ این که اقتصاد ایران نسبت به سایر کشورهای جهان بسیار کوچک اسـت، ضـرایب تحریم ψ_0 و ψ_1 را می‌توان با تعمیم معادله رشـد تولید با اسـتفاده از میانگین رشـد تولید سـایر مناطق جهان، $\Delta\bar{y}_{wt}$ و میانگین وزنی مقطعی محرک‌های مشهود رشد تولید سایر مناطق جهان، $\bar{\mathbf{x}}_{wt}$، مشخص نمود.

نکته جالب توجه این ا ست که روش مورد ا ستفاده ما به دنبال انتخاب مجموعه‌ای از ک شورهای م شابه با ایران نیست، بلکه شمول همه کشورها را که به دلیل اهمیت نسبی خود در اقتصاد جهانی وزن دارند، تو صیه می‌کند. انتخاب کشـورهای خاص می‌تواند نتایج را با محدود کردن تعداد کشـورهای موجود در سـاخت میانگین‌های مقطعی، تورش‌دار کند. شرط رتبه برای یک n م شخص وقتی n به بی‌نهایت میل می‌کند، $\text{rank}(\bar{\mathbf{A}}_w'\bar{\mathbf{A}}_w) = m$، اثر فراگیر مناسب $\mathbf{f}_t$ بر اکثر اقتصادها را تضمین می‌کند که این به نوبه خود به ما اجازه می‌دهد از $\Delta\bar{y}_{wt}$ و $\bar{\mathbf{x}}_{wt}$ به عنوان تقریب قابل اعتمادی از $\mathbf{f}_t$ استفاده نماییم.

[1] برای توضیح بیشتر در این زمینه به پسران و همکاران (۲۰۰۶) مراجعه کنید.

تحلیل اثرات تحریم‌ها می‌تواند به سایر متغیرهای کلان مانند تورم و بیکاری و حتی برخی شاخص‌های اصلی اقتصادی- اجتماعی مثل امید به زندگی، نرخ مرگ و میر یا پیشرفت تحصیلی، که به علت دوره طولانی غیرمعمول تحریم در مورد ایران از تحریم تأثیر پذیرفته‌اند نیز قابل تعمیم باشد.

۴. کانال‌ها و پویایی تحریم‌ها

همچنین در نظر گرفتن کانال‌های اصلی که تحریم‌ها از طریق آن‌ها بر اقتصاد تأثیر می‌گذارند و آشنایی با مشخصات زمانی تأثیر آنها حائز اهمیت است. در مورد ایران، تحریم‌های جدید یا حتی اعلام آن‌ها، همواره منجر به کاهش قابل توجه ارزش ریال ایران، کاهش صادرات نفت و درآمدهای ارزی و به دنبال آن افزایش شدید تورم قیمت‌ها و کاهش تولید در عرض ۳ تا ۶ ماه شده ا ست. روابط متقابل پویای نرخ ارز، عر ضه پول، تورم و ر شد تولید را می‌توان با استفاده از مدل خودتوضیح برداری ساختاری تعمیم‌یافته با متغیر شدت تحریم، تغییرات قیمت نفت و سایر متغیرهای کنترلی نشان‌داده‌شده با $\bar{\mathbf{z}}_{wt}$، مدل‌سازی کرد.

ما با $\mathbf{q}_t = (\Delta e_{ft}, \Delta m_t, \Delta p_t, \Delta y_t)'$ یک بردار m×1 (m=4) از متغیرهای داخلی درونزا را نشان می‌دهیم که Δe_{ft} نشانگر نرخ تغییر نرخ ارز خارجی در بازار آزاد[۱]، Δm_t نرخ رشد عرضه پول، Δp_t نرخ تورم و Δy_t رشد تولید واقعی است.

برای تفکیک انواع مختلف شوک‌ها و پیامدهای آنها برای اقت صاد ایران، در مدل خودتو ضیح برداری ساختاری خود فرض می‌کنیم جهت علیت از Δe_{ft} به سوی ر شد عر ضه پول، تورم و سپس به ر شد تولید ا ست، همانطور که ترتیب چهار متغیر درون‌زا در $\mathbf{q}_t$ نشان می‌دهد. تحت این ترتیب علّی، می‌توانیم تغییرات $\mathbf{q}_t$ را که ناشی از تغییرات در شدت تحریم‌ها است، از آن‌هایی که نتیجه شوک‌های سیاست داخلی هستند، تشخیص دهیم. ترتیب علّی مفروض را می‌توان بر حسب سرعت نسبی واکنش اقتصاد ایران به بحران توجیه کرد. **ابتدا این ارزش ریال در بازار آزاد ا ست که ت ضعیف می شود و به دنبال آن یک افزایش بالقوه نقدینگی رخ می‌دهد**، افزایش قیمت کالاهای وارداتی، قبل از آن است که اقتصاد واقعی شروع به تطبیق با قیمت‌ها و نرخ‌های بهره بالاتر کند. با توجه به ماهیت نسبتاً توسعه‌نیافته بازارهای پول و سرمایه، سیاست پولی تمایل دارد با افزایش متناسب نقدینگی سازگار باشد.

در معادله (۵) به متغیرهای توضیحی برای $\mathbf{q}_t = (\Delta e_{ft}, \Delta m_t, \Delta p_t, \Delta y_t)'$ نگاهی می‌اندازیم:

$$\mathbf{A}_0\mathbf{q}_t = \mathbf{a}_q + \mathbf{A}_1\mathbf{q}_{t-1} + \mathbf{A}_2\mathbf{q}_{t-2} + \gamma_{0s}s_t + \gamma_{1s}s_{t-1} + \mathbf{D}_w\bar{\mathbf{z}}_{wt} + \varepsilon_t \quad (۵)$$

که در آن s_t متغیر شدت تحریم، $\bar{\mathbf{z}}_{wt} = (\Delta p_t^0, \Delta\bar{y}_{wt}, \Delta\bar{req}_{wt}, \Delta\bar{r}_{wt}, grv_t, \Delta\bar{e}_{wt})'$ برداری k×1 (k=6) از متغیرهای کنترل ا ست شامل نرخ تغییر قیمت نفت، Δp_t^0، ر شد تولید جهانی، $\Delta\bar{y}_{wt}$، بازده سهام در

[۱] ما همچنین میانگین موزون نرخ بازار آزاد و رسمی را آزمایش کردیم و متوجه شدیم که نرخ بازار آزاد با توجه به واکنش بالاتر به تحریم‌ها، اندازه‌گیری دقیق‌تر و به موقع‌تری از حرکت نرخ ارز را برای ایران فراهم می‌کند. متغیر ما به صورت ریال ایران به ازای هر دلار آمریکا بیان می شود.

جهان، $\Delta\bar{req}_{wt}$ ، نرخ بهره بلندمدت درجهان (تفاضـــل مرتبه اول)، $\Delta\bar{r}_{wt}$، بی‌ثباتی جهانی، grv_t، نرخ تغییر نرخ ارز واقعی در جهان، $\Delta\bar{e}_{wt}$.[1] برای نشان دادن ترتیب علّی مفروض، $\mathbf{A}_0$ را به ماتریس پایین مثلثی به شکل زیر محدود می‌کنیم

$$\mathbf{A}_0 = \begin{pmatrix} 1 & 0 & \cdots & 0 \\ -a^0_{\Delta m,\Delta e} & 1 & 0 & \vdots \\ -a^0_{\Delta p,\Delta e} & -a^0_{\Delta p,\Delta m} & 1 & 0 \\ -a^0_{\Delta y,\Delta e} & -a^0_{\Delta y,\Delta m} & -a^0_{\Delta y,\Delta p} & 1 \end{pmatrix}$$

که انتظار داریم $a^0_{\Delta p,\Delta m}$ بزرگتر یا مساوی ۰، و تورم به طور مثبت به افزایش همزمان e_{ft} (کاهش ارزش ریال) واکنش نشان دهد. با توجه به اینکه هر چهار معادله ساختاری هم مشروط به s_t، متغیر نشان‌دهنده شدت تحریم هســـتند، اثرات همزمان $\Delta e_{ft}, \Delta m_t, \Delta p_t$ بر رشـــد تولید چندان روشـــن نیســـت. شـــوک‌های ســـاختاری $\varepsilon_t = \left(\varepsilon_{\Delta e,t}, \varepsilon_{\Delta m,t}, \varepsilon_{\Delta p,t}, \varepsilon_{\Delta y,t}\right)'$ با میانگین صفر، $\mathbb{E}(\varepsilon_t) = 0$، فاقد همبستگی متوالی هستند و ماتریس کوواریانس قطری عبارت اســت از $\mathbb{E}(\varepsilon_t\varepsilon_t') = \Sigma = \mathrm{Di\,a}\left(\sigma_{\Delta e,\Delta e}, \sigma_{\Delta m,\Delta m}, \sigma_{\Delta p,\Delta p}, \sigma_{\Delta y,\Delta y}\right)$. از آنجا که ما شدت تحریم‌ها و شاخص‌های جهانی را مشروط می‌کنیم، شوک‌های ساختاری را می‌توان به عنوان شوک‌های «داخلی» منتسب به تغییرات سیاستی غیرمرتبط با تحریم‌ها در نظر گرفت. به طور مشخص، فرض بر این است که ε_t با s_t و $\bar{\mathbf{z}}_{wt}$ همبســـتگی ندارد. با این فروض اکنون می‌توان بین اثرات تغییر واحد در متغیر تحریم، از تغییرات ســیاســت داخلی ناشــی از تغییر واحد خطای اســتاندارد شــوک‌های داخلی، ε_t، تمایز قائل شـد. به طور مشـــخص برای اثرات همزمان داریم $\partial\mathbf{q}_t/\partial s_t = \mathbf{A}_0^{-1}\gamma_{0s}$ و $\partial\mathbf{q}_t/\partial\varepsilon_{jt} = \sqrt{\sigma_{jj}}\mathbf{A}_0^{-1}\mathbf{e}_j$ که $\mathbf{e}_j$ ($j=$ برداری از مقادیر صفر است غیر از این که برای مؤلفه j ام برابر یک است. $\left(\Delta e_f, \Delta m, \Delta p, \Delta y\right)$)

به منظور محاســـبه واکنش به تکانه‌ها و تجزیه واریانس خطای پیش‌بینی، s_t و $\bar{\mathbf{z}}_{wt}$ را به شـــکل فرآیندهایی خودتوضیح مدل‌سازی می‌کنیم:

$$s_t = a_s + \rho_s s_{t-1} + \eta_t \qquad (۶)$$

$$\bar{\mathbf{z}}_{wt} = \mathbf{a}_{zw} + \mathbf{A}_{zw}\bar{\mathbf{z}}_{w,t-1} + \mathbf{v}_{wt} \qquad (۷)$$

که در آن تحریم و شوک‌های جهانی η_t و $\mathbf{v}_{wt}$ به فاقد همبستگی متوالی و دارای میانگین صفر و واریانس ω_s^2 و Ω_w هستند. با ترکیب معادلات ۵، ۶ و ۷، مدل اتورگرسیو برداری ساختاری به شکل زیر قابل حصول است:

$$\Psi_0\mathbf{z}_t = \mathbf{a} + \Psi_1\mathbf{z}_{t-1} + \Psi_2\mathbf{z}_{t-2} + \mathbf{u}_t \qquad (۸)$$

که $\mathbf{z}_t = \left(\mathbf{q}_t', s_t, \bar{\mathbf{z}}_{wt}'\right)'$, $\mathbf{a} = \left(\mathbf{a}_q', a_s, \mathbf{a}_{zw}'\right)'$, $\mathbf{u}_t = \left(\varepsilon_t', \eta_t, \mathbf{v}_{wt}'\right)'$ بردارهایی (m+k+1)×1 هستند و

$$\Psi_0 = \begin{pmatrix} \mathbf{A}_0 & -\gamma_{0s} & -\mathbf{D}_w \\ \mathbf{0} & 1 & \mathbf{0} \\ \mathbf{0} & \mathbf{0} & \mathbf{I}_k \end{pmatrix}, \Psi_1 = \begin{pmatrix} \mathbf{A}_1 & \gamma_{1s} & \mathbf{0} \\ \mathbf{0} & \rho_s & \mathbf{0} \\ \mathbf{0} & \mathbf{0} & \mathbf{A}_{zw} \end{pmatrix}, \Psi_2 = \begin{pmatrix} \mathbf{A}_2 & \mathbf{0} & \mathbf{0} \\ \mathbf{0} & 0 & \mathbf{0} \\ \mathbf{0} & \mathbf{0} & \mathbf{0} \end{pmatrix}$$

[1] جزئیات مربوط به منابع داده و محاسبه متغیرهای جهانی در بخش S.2 ضمیمه آنلاین آورده شده است.

ماتریس‌هایی (m+k +1)×(m+k +1) هستند. حال می‌توان تکنیک‌های استاندارد را برای معادله ۸ برای به دست آوردن تابع تکانه واکنش و تجزیه خطای واریانس با این فرض که شوک‌های جهانی، $\mathbf{v}_{wt}$، با شوک‌های داخلی و تحریم (یعنی ε_t و η_t) همبستگی ندارند، به کار بست. این فرضیا ستاندارد برای اقتصاد باز کوچک است که به طور خاص در مورد اقتصاد ایران اعمال می‌شود، زیرا اندازه نسبی آن در اقتصاد جهانی کوچک و در چهل سال گذشته رو به کاهش بوده است.

۴-۱. تحلیل تکانه واکنش برای مدل خودتوضیح برداری ساختاری اقتصاد ایران

مدل خودتوضیح برداری ساختاری همچنین می‌تواند با استفاده از توابع تکانه واکنش (IFR) برای محاسبه پروفایل زمانی واکنش‌های اقتصاد به شوک‌ها (تحریم، داخلی و خارجی) استفاده شود. به منظور محاسبه توابع تکانه واکنش، ما رشد عرضه پول و متغیرهای خارجی به جز رشد تولید جهانی را کنار می‌گذاریم، زیرا هیچ یک از این متغیرها از نظر آماری معنی‌دار نیستند.

۴-۱-۱. توابع تکانه واکنش برای شوک‌های داخلی

نقطه شروع ما معادله ۵ است که $\mathbf{q}_t = (\Delta e_{ft}, \Delta m_t, \Delta p_t, \Delta y_t)'$ و چهار شوک داخلی $\varepsilon_t = (\varepsilon_{\Delta e,t}, \varepsilon_{\Delta m,t}, \varepsilon_{\Delta p,t}, \varepsilon_{\Delta y,t})'$ در نظر گرفته می‌شود. توابع تکانه واکنش شوکی معادل یک واحد خطای استاندارد به شوک‌های داخلی با رابطه زیر مشخص می‌شود:

$$IRF_{\mathbf{q}}(h, \sqrt{\sigma_{jj}}) = E(\mathbf{q}_{t+h} \mid I_{t-1}, \varepsilon_{t,j} = \sqrt{\sigma_{jj}}) - E(\mathbf{q}_{t+h} \mid I_{t-1}), \text{ for } j = \Delta e_f, \Delta m, \Delta p, \Delta y$$

که در آن h=0, 1, 2, …, H، محدوده توابع تکانه واکنش، $\sigma_{jj} = \mathrm{Var}(\varepsilon_{jt})$، و I_{t-1} مجموعه اطلاعات در زمان t-1 است. توابع تکانه واکنش نتایج انتظاری ناشی از شوک (مداخله) را با جایگزینی فرضی در صورت نبود این شوک مورد مقایسه قرار می‌دهد. با استفاده از فرم خلاصه‌شده معادله ۵، داریم $IRF_{ij}(h, \sqrt{\sigma_{jj}}) = \sqrt{\sigma_{jj}}(\mathbf{G}_h \mathbf{A}_0^{-1} \mathbf{e}_j)$ که

$$\mathbf{G}_\ell = \Phi_1 \mathbf{G}_{\ell-1} + \Phi_2 \mathbf{G}_{\ell-2}, \text{ for } \ell = 1,2, \ldots \quad (۹)$$

و $\mathbf{G}_0 = \mathbf{I}_m, \Phi_j = \mathbf{A}_0^{-1}\mathbf{A}_j$، $\mathbf{G}_{-1=0}$، به ازای $j = 1,2$ و $\mathbf{e}_j$ یک بردار صفر است که غیر از مؤلفه jام که برابر با ۱ است بقیه مؤلفه‌های آن را عدد صفر تشکیل می‌دهد. بخش ۲۴ پسران (۲۰۱۵) را ببینید. به طور مشخص‌تر، اثر یک انحراف معیار شوک به متغیر jام، $\sqrt{\sigma_{jj}}$، روی متغیر iام در دامنه h=0, 1, 2, …, H، توسط $IRF_{ij}(h, \sqrt{\sigma_{jj}}) = \sqrt{\sigma_{jj}}(\mathbf{e}_i' \mathbf{G}_h \mathbf{A}_0^{-1} \mathbf{e}_j)$ به ازای $i, j = \Delta e_f, \Delta m, \Delta p, \Delta y$ مشخص می‌شود.

۴-۱-۲. توابع تکانه واکنش برای یک شوک به متغیر شدت تحریم

از آنجایی که فرض شده عوامل جهانی کاملاً برای اقتصاد ایران برون‌زا هستند و با تحریم‌ها ارتباطی ندارند، بنابراین بدون از دست دادن کلیت می‌توان توابع تکانه واکنش ناشی از شوک‌های تحریمی را با جداسازی از شوک‌های جهانی به د ست آورد. به تنا سب، با ا ستفاده از معادلات ۵ و ۶، میانگین متحرک متغیرهای داخلی را می‌توان بدین صورت نوشت:

$$\mathbf{q}_t = \mathbf{G}(1)\mathbf{A}_0^{-1}\left(\mathbf{a}_q + \frac{a_s}{1-\rho_s}\gamma_s\right) + \mathbf{b}(L)\eta_t + \mathbf{G}(L)\mathbf{A}_0^{-1}\varepsilon_t \qquad (۱۰)$$

که $\mathbf{G}(L) = \sum_{\ell=0}^{\infty} \mathbf{G}_\ell L^\ell$ و $\gamma_s = \gamma_{0s} + \gamma_{1s}, \mathbf{b}(L) = \mathbf{G}(L)\mathbf{A}_0^{-1}\left(1-\rho_s L\right)^{-1}\left(\gamma_{0s} + \gamma_{1s}L\right)$ با تکرار روی معادله تعریف می‌شود. بنابراین واکنش متغیر داخلی iام (مؤلفه iام از $\mathbf{q}_t$) به شوک مثبتی معادل یک انحراف معیار به متغیر شدت تحریم، ω_s، با رابطه زیر مشخص می‌شود:

$$IRF_i(h, \omega_s) = \omega_s(\mathbf{e}_i'\mathbf{b}_h), h = 0,1, \dots, H, i = \Delta e_f, \Delta m, \Delta p, \Delta y \qquad (۱۱)$$

۴-۱-۳. تابع تکانه واکنش به شوک عاملی جهانی

همانطور که پیش‌تر ا شاره شد، ما فقط شوک به ر شد تولید جهانی، $\Delta\bar{y}_{wt}$ را به عنوان عامل جهانی در تحلیل خود مد نظر قرار می‌دهیم و فرآیند خطی کلی زیر را برای $\Delta\bar{y}_{wt}$ در نظر می‌گیریم:

$$\Delta\bar{y}_{wt} = g_0 + c(L)v_{\Delta\bar{y},t} \qquad (۱۲)$$

از آنجا که متغیر شدت تحریم و رشد تولید جهانی ناهمبسته فرض شده‌اند، با جداسازی متغیر شدت تحریم می‌توانیم معادله ۵ را بازنویسی کنیم:

$$\mathbf{A}_0\mathbf{q}_t = \mathbf{a}_q + \mathbf{A}_1\mathbf{q}_{t-1} + \mathbf{A}_2\mathbf{q}_{t-2} + \delta_w\Delta\bar{y}_{wt} + \varepsilon_t$$

با ترکیب معادله ۱۲ با میانگین متحرک معادله بالا داریم

$$\mathbf{q}_t = \mathbf{G}(1)\mathbf{A}_0^{-1}\left(\mathbf{a}_q + \delta_w g_0\right) + \kappa(L)v_{\Delta\bar{y},t} + \mathbf{G}(L)\mathbf{A}_0^{-1}\varepsilon_t \qquad (۱۳)$$

که در آن $\kappa(L) = \sum_{\ell=0}^{\infty} \kappa_\ell L^\ell = \mathbf{G}(L)\mathbf{A}_0^{-1}\delta_w c(L)$ و $\mathbf{G}(L)$ به همان ترتیبی اســت که در بالا معرفی شد. از این رو تکانه واکنش مؤلفه iام $\mathbf{q}_t$ به شوک یک‌دوره‌ای رشد تولید جهانی عبارت است از:

$$IRF_i\left(h, \omega_{\Delta\bar{y}}\right) = \omega_{\Delta\bar{y}}(\mathbf{e}_i'\kappa_h), h = ۰,۱, \dots, H, i = \Delta e_f, \Delta m, \Delta p, \Delta y \qquad (۱۴)$$

که در آن $\omega_{\Delta\bar{y}}^2$ واریانس $v_{\Delta\bar{y},t}$ است.

۴-۲. تجزیه واریانس خطای پیش‌بینی

یکی دیگر از معیارهای مفید ردیابی پویایی شوک‌ها، تجزیه واریانس خطای پیش‌بینی ا ست که ن سبت واریانس خطای پیش‌بینی متغیر $\mathbf{q}_{it}$ (مثلاً رشد تولید) حاصل از یک شوک داخلی خاص، ε_{jt}، را در افق‌های مختلف اندازه‌گیری می‌کند. خا صه آنکه قصد داریم اهمیت ن سبی شوک‌های داخلی را در تو ضیح ر شد تولید در افق‌های مختلف در قیاس با تحریم‌ها یا شوک‌های تولید جهانی برآورد نماییم. برای به دست آوردن تجزیه واریانس

خطای پیش‌بینی هر دو نوع شوک، ابتدا توجه می‌کنیم که، با ساختن (۱۰) و (۱۳)، خطاهای پیش‌بینی n مرحله ای برای بردار متغیرهای داخلی، $\mathbf{q}_t$، به قرار زیر به دست می‌آید:

$$\xi_t(n) = \sum_{\ell=0}^{n} \mathbf{b}_\ell \eta_{t+n-\ell} + \sum_{\ell=0}^{n} \kappa_\ell v_{\Delta\bar{y},t+n-\ell} + \sum_{\ell=0}^{n} \mathbf{G}_\ell \mathbf{A}_0^{-1} \varepsilon_{t+n-\ell}$$

که در آن مانند قبل، ε_t برداری m×1 (m=4) از شوک‌های داخلی است. با استفاده از نتایج استاندارد حاصل از ادبیات موضوع، تجزیه واریانس خطای پیش‌بینی hگام جلوتر متغیر iام در $\mathbf{q}_t$ ناشی از شوک داخلی ε_{it} عبارت است از:

$$\theta_{ij}(h) = \frac{\sigma_{jj} \sum_{\ell=0}^{h} \left(\mathbf{e}_i' \mathbf{G}_\ell \mathbf{A}_0^{-1} \mathbf{e}_j \right)^2}{\sum_{\ell=0}^{h} \mathbf{e}_i' \mathbf{G}_\ell \mathbf{A}_0^{-1} \Sigma \mathbf{A}_0^{-1\prime} \mathbf{G}_\ell' \mathbf{e}_i + \omega_s^2 \sum_{\ell=0}^{h} \mathbf{e}_i' \mathbf{b}_\ell \mathbf{b}_\ell' \mathbf{e}_i + \omega_{\Delta\bar{y}}^2 \sum_{\ell=0}^{h} \mathbf{e}_i' \kappa_\ell \kappa_\ell' \mathbf{e}_i} \qquad (۱۵)$$

برای $i,j = \Delta e_f, \Delta m, \Delta p, \Delta y$ و $\Sigma = \mathrm{Diag}\left(\sigma_{\Delta e \Delta e}, \sigma_{\Delta m \Delta m}, \sigma_{\Delta p \Delta p}, \sigma_{\Delta y \Delta y}\right)$. به صورت مشابه نسبتی از واریانس خطای پیش‌بینی متغیر iام ناشی از شوک‌های شدت تحریم و شوک‌های رشد تولید جهانی در افق زمانی h به ترتیب عبارتند از:

$$\theta_{is}(h) = \frac{\omega_s^2 \sum_{\ell=0}^{h} \mathbf{e}_i' \mathbf{b}_\ell \mathbf{b}_\ell' \mathbf{e}_i}{\sum_{\ell=0}^{h} \mathbf{e}_i' \mathbf{G}_\ell \mathbf{A}_0^{-1} \Sigma \mathbf{A}_0^{-1\prime} \mathbf{G}_\ell' \mathbf{e}_i + \omega_s^2 \sum_{\ell=0}^{h} \mathbf{e}_i' \mathbf{b}_\ell \mathbf{b}_\ell' \mathbf{e}_i + \omega_{\Delta\bar{y}}^2 \sum_{\ell=0}^{h} \mathbf{e}_i' \kappa_\ell \kappa_\ell' \mathbf{e}_i} \qquad (۱۶)$$

و

$$\theta_{i\Delta\bar{y}}(h) = \frac{\omega_{\Delta\bar{y}}^2 \sum_{\ell=0}^{h} \mathbf{e}_i' \kappa_\ell \kappa_\ell' \mathbf{e}_i}{\sum_{\ell=0}^{h} \mathbf{e}_i' \mathbf{G}_\ell \mathbf{A}_0^{-1} \Sigma \mathbf{A}_0^{-1\prime} \mathbf{G}_\ell' \mathbf{e}_i + \omega_s^2 \sum_{\ell=0}^{h} \mathbf{e}_i' \mathbf{b}_\ell \mathbf{b}_\ell' \mathbf{e}_i + \omega_{\Delta\bar{y}}^2 \sum_{\ell=0}^{h} \mathbf{e}_i' \kappa_\ell \kappa_\ell' \mathbf{e}_i} \qquad (۱۷)$$

از آنجا که تمام شوک‌ها متعامد فرض شده‌اند در نتیجه $\sum_{j=1}^{m} \theta_{ij}(h) + \theta_{is}(h) + \theta_{i\Delta\bar{y}}(h) = 1$.

۵. معیارهای ارزیابی شدت تحریم

تحریم‌ها علیه ایران در چهل سال گذشته با شدت‌های متفاوتی اعمال شده است. برای لحاظ ماهیت طولانی‌مدت تحریم‌ها و همچنین شدت تفاوت زمانی آنها، ما معیارهای «وجود تحریم‌ها» و «نبود تحریم‌ها» را بر اساس پوشش روزنامه‌ها از اعمال و لغو گاه به گاه تحریم‌ها بنا می‌نهیم. پوشش روزنامه‌ای در ادبیات استفاده شده است و نخستین بار توسط بیکر و همکاران (۲۰۱۶) به شکل رسمی برای اندازه‌گیری اثرات نااطمینانی اقتصادی بر کل اقتصاد کلان مورد استفاده قرار گرفت. اما تا جایی که می‌دانیم، ایده استفاده از پوشش روزنامه‌ای برای تعیین کمیت شدت تحریم‌ها ایده‌ای جدید است.

ما شش مورد از روزنامه‌های مهم روزانه جهان یعنی نیویورک‌تایمز، واشنگتن‌پست، لس‌آنجلس تایمز و وال‌استریت ژورنال در ایالات متحده، و گاردین و فایننشال تایمز در بریتانیا را مورد بررسی قرار می‌دهیم. سپس

تعداد مقالات منتشر شده در این روزنامه‌ها را که به تحریم‌ها و ایران می‌پردازند مورد شمارش قرار می‌دهیم.[۱] در عین حال مراقبت می‌کنیم که معیارهای ما با مقالاتی که تحریم‌های بین‌المللی علیه عراق را پوشش می‌دهند و در آنها به ایران هم اشاره شده است، مغشوش نشوند. منابع و جزئیات نحوه انجام جستجوها در بخش S.2.1 ضمیمه آنلاین ارائه شده است.

می‌توان رویکرد ما را به عنوان سنجش یک پراکسی برآیند فرآیند پنهان شدت تحریم‌ها در نظر گرفت. فرایند واقعی علائمی ایجاد می‌کند که بخشی از آن در مقالات روزانه منتشر شده در شش روزنامه مورد بررسی ثبت می‌شود. به عبارت دقیق، n_{jdt} تعداد مقالات منتشرشده در مورد تحریم ایران در روزنامه j در روز d ماه t و متغیر شدت تحریم واقعی (پنهان) در ماه t با s_t^* نشان داده می‌شود. رابطه بین n_{jdt} و s_t^* را می‌توان به شکل زیر تصریح نمود:

$$n_{jdt} = \theta_j s_t^* + \zeta_{jdt} \qquad (۱۸)$$

که در آن $\theta_J > 0$ بار روزنامه j روی علامت واقعی، s_t^*، و ζ_{jdt} جمله خطای به طور متوالی ناهمبسته عوامل مشاهده‌نشده است که فرض شده توزیعی مستقل از علامت واقعی، s_t^*، داشته و میانگین صفر و واریانسی متناهی دارد. معادله ۱۸ را می‌توان به عنوان مدلی تک‌عاملی در نظر گرفت که θ_J بار عاملی مختص روزنامه است. تعداد مقالات چاپ شده در روزنامه j بسته به اندازه θ_J و واریانس جمله عوامل مشاهده‌نشده با علامت واقعی همبسته است. بدیهی است که تمامی مقالات چاپ‌شده حاوی علائم واقعی نیستند اما گرفتن میانگین بین روزنامه‌ها و روزهای مختلف یک ماه مشخص ممکن است اثر این اختلال، ζ_{jdt} ، را کاهش دهد و برآوردگری سازگار از s_t^* را در دسترس قرار دهد. هم میانگین ساده و هم میانگین وزنی قابل استفاده هستند. با گرفتن میانگین ساده بین روزنامه‌های j و تعداد روزهای هر ماه، D_t ، در ماه t، داریم $\bar{n}_t = \bar{\theta}_J s_t^* + \bar{\zeta}_t$ که $\bar{n}_t = J^{-1} D_t^{-1} \sum_{j=1}^{J} \sum_{d=1}^{D_t} n_{jdt}$ ، $s_t^* = D_t^{-1} \sum_{d=1}^{D_t} s_{dt}^*$ و $\bar{\theta}_J = J^{-1} \sum_{j=1}^{J} \theta_j$. ما ۶ روزنامه ($j=6$) را در روزهایی که طی ماه چاپ می شوند، D_t ، معمولاً ۲۶ روز، مورد بررسی قرار دادیم که در نتیجه حدود ۱۵۶ نقطه داده‌ای برای میانگین‌گیری وجود دارد. این به نوبه خود تضمین می‌کند که خطاهای عوامل مشاهده‌نشده متنوع باشند و در نتیجه میانگین خطای $\bar{\zeta}_t$ به طور قابل قبولی کوچک شود.

به صورت مشخص

$$\bar{\zeta}_t = J^{-1} D_t^{-1} \sum_{j=1}^{J} \sum_{d=1}^{D_t} \zeta_{jdt} = O_p\left(J^{-1} D_t^{-1}\right)$$

[۱] روزنامه‌های منتخب نمونه‌ای متوازن از پرخواننده‌ترین و کامل‌ترین مقاله‌های چهل سال گذشته را نمایندگی کرده و ترکیب خوبی از مطبوعات عمومی و آن‌هایی که بر مسائل اقتصادی و مالی تمرکز دارند را فراهم می‌کنند. همچنین با گنجاندن دو منطقه جغرافیایی متفاوت، امیدواریم بتوانیم نمونه متنوع‌تری را پوشش دهیم.

و داریم $s_t^* = \bar{\theta}_J^{-1}\bar{n}_t + o_p(1)$. سپس این برآوردهای ماهانه را می‌توان برای به دست آوردن سری‌های فصلی یا سالانه که بعداً برای شناسایی اثرات s_t^* (حداکثر تا مقیاس $\bar{\theta}_J^{-1}$) در مدل کلان اقتصادسنجی ما استفاده می‌شوند، تجمیع نمود. ما همچنین می‌توانیم حالت میانگین وزنی از $\bar{n}_t$ را همسو با پیشنهادهای ادبیات موضوع در نظر بگیریم، که در آن تعداد مقالات روزنامه (تعداد خام) را با معکوس انحراف معیار مربوطه آنها، $\hat{\sigma}_{jT}$، که $\hat{\sigma}_{jT} = \sqrt{(T-1)^{-1}\sum_{t=1}^{T}\left(\bar{n}_{jt} - \bar{n}_j\right)^2}, \bar{n}_{jt} =$ روی مجموعه کامل داده‌ها، با استفاده از $D_t^{-1}\sum_{d=1}^{D_t} n_{jdt}$ و $\bar{n}_j = T^{-1}\sum_{t=1}^{T}\bar{n}_{jt}$ محاسبه شده است، وزن داد. در این زمینه بکر و همکاران (۲۰۱۶) و پلانت[1] (۲۰۱۹) را ببینید. اما، همانطور که در شکل S.1 ضمیمه آنلاین گزارش شده است، میانگین‌های ساده و وزنی، پس از مقیاس بندی مناسب، در زمینه مورد استفاده ما بسیار به هم نزدیک هستند.

اگرچه اکثر اخبار تحریم‌ها درباره اعمال تحریم‌های جدید یا تشدید تحریم‌های قدیمی بوده است، اما گاه دوره‌هایی مانند سال ۱۹۸۱ پس از آزادی گروگان‌های آمریکایی و دوره سه ماهه اول ۲۰۱۶ تا سه ماهه دوم ۲۰۱۸ بعد از اجرای برجام وجود دارند که تحریم‌ها لغو شده‌اند. بر این اساس، ما دو معیار تحریم ایجاد می‌کنیم: یک معیار «وجود» که با $s_{t,on}$ نشان داده می‌شود و یک معیار «عدم وجود» که با $s_{t,off}$ نشان داده می‌شود، و آنها را به گونه‌ای نرمال می‌کنیم که هر دو بین ۰ و ۱ قرار داشته باشند که ۱ نشان‌دهنده حداکثر شدت تحریم در کل نمونه است. سپس یک معیار خالص تحریم را به صورت $s_t = s_{t,on} - w \times s_{t,off}$ تعریف می‌کنیم، که $w > 0$ نشان‌دهنده وزن مربوط به نشانگر نبود تحریم در مقایسه با وجود تحریم است. این وزن، w، با استفاده از روش جستجوی شبکه‌ای بر روی مقادیر w در بازه ۰ و ۱، معادل ۰,۴ ($\hat{w} = 0.4$)، تخمین زده می‌شود.[2]

شکل ۲ تخمین فصلی s_t را در بازه زمانی فصل نخست ۱۹۸۹ تا فصل سوم ۲۰۲۰ نشان می‌دهد که حداکثر میزان خود را در پایان سال ۲۰۱۱ می‌گیرد، زمانی که ایران به طور همزمان توسط سازمان ملل متحد، ایالات متحده و اتحادیه اروپا تحریم شد. رویدادهای تاریخی مهم در قسمت پایین شکل شرح داده شده، در حالی که مشخصات خاص تحریم‌ها در قسمت بالای شکل نشان داده شده است.

این واقعیت که شدت تحریم‌ها علیه ایران کاملاً متفاوت بوده است را می‌توان در شکل ۲ به وضوح مشاهده کرد. مهم‌تر از همه، سه جهش عمده در شدت تحریم‌ها وجود دارد. اولین مورد در سال ۲۰۰۶ پس از انتخاب احمدی نژاد و آغاز برنامه غنی‌سازی اورانیوم توسط ایران است، زمانی که ایالات متحده «قانون حمایت از آزادی در ایران» را تصویب کرد که اقدامات قهری علیه ایران را گسترش داد –به ویژه تحریم‌های ثانویه علیه شرکت‌ها و مؤسسات غیر آمریکایی که با ایران داد و ستد می‌کنند و تحریم‌های بسیار سخت مربوط به سرمایه‌گذاری در

[1] Plante

[2] بخش S.2.1 در داده‌های پیوست ضمیمه آنلاین، جزئیات بیشتری را در مورد تخمین $\hat{w}$ ارائه می‌دهد.

بخش انرژی. جهش حتی بیشـــتری بین ســـال‌های ۲۰۱۱ و ۲۰۱۲ رخ داد، زمانی که دولت اوباما تلاش‌های مشترکی را با سازمان ملل متحد و اتحادیه اروپا برای تشدید تحریم‌ها با هدف کشاندن ایران به مذاکره بر سر برنامه هسته‌ای ترتیب داد. ایالات متحده در پایان دسامبر ۲۰۱۱ تحت «قانون مجوز دفاع ملی برای سال مالی ۲۰۱۲» تدابیر ســـخت‌گیرانه‌ای را به تصـــویب رســـاند و ایران نیز تهدید کرد که در پاســـخ به آن مانع عبور محموله‌های نفتی از طریق تنگه هرمز خواهد شد. هم‌زمان اتحادیه اروپا در مارس ۲۰۱۲ قطع کامل مؤسسات مالی ایران از سیستم پرداخت‌های بین‌المللی (سوئیفت) را آغاز کرد[۱]، در حالی که سازمان ملل متحد بین ژوئن ۲۰۱۱ و ژوئن ۲۰۱۲ اقدام به افزایش احکام قطعنامه‌های پیشـین خود کرد. سـومین و جدیدترین جهش در سـه ماهه دوم سال ۲۰۱۸ پس از تصمیم ترامپ برای خروج یک‌جانبه ایالات متحده از توافق برجام و آغاز استراتژی «فشار حداکثری» ثبت شد. جهش‌های کوچکی هم در سال ۱۹۹۶ زمانی که دولت کلینتون «قانون تحریم‌های ایران و لیبی» را امضا کرد و در سال ۱۹۹۷ زمانی که ایالات متحده به منظور کاهش خطر ساخت سلاح‌های کشتار جمعی ممنوعیت صادرات را آغاز کرد و در سال ۲۰۱۰ زمانی که لایحه جامع تحریم‌ها، پاسخگویی و منع سرمایه‌گذاری ایران به قانون تبدیل شد و شورای امنیت سازمان ملل متحد با قطعنامه ۱۹۲۹ دور چهارم تحریم‌ها را علیه ایران تصویب کرد، به چشم می‌خورند.

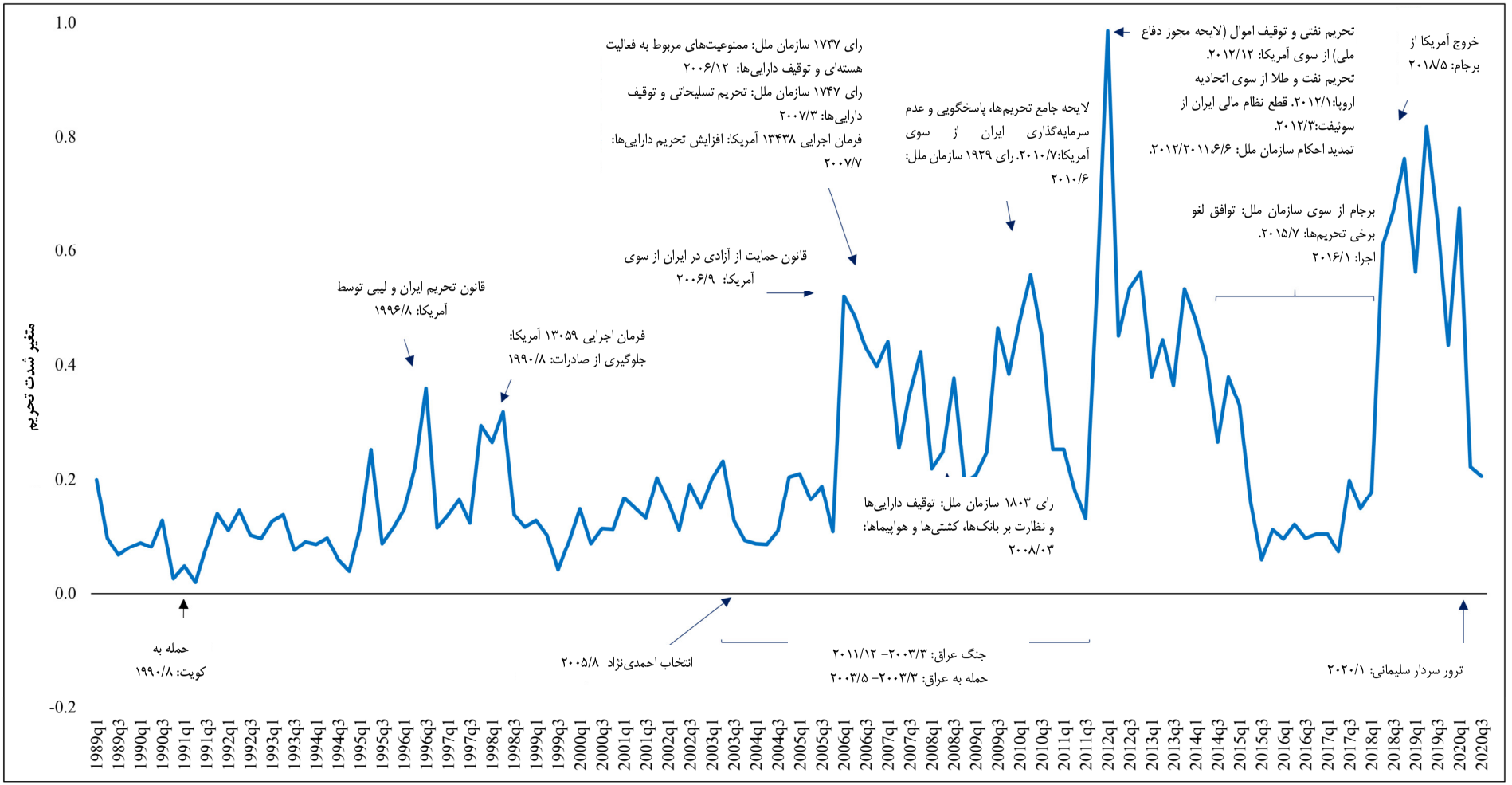
مقادیر حداقلی متغیر شدت تحریم در دوره سازندگی در دوران ریاست جمهوری رفسنجانی و دولت عمل‌گرای خاتمی و اخیراً در دوره بین توافق برجام در اوت ۲۰۱۵ تا ژانویه ۲۰۱۸، زمانی که ایالات متحده به طور یک‌جانبه از این توافق خارج شـد، ثبت شـده اسـت. جدول ۲ خلاصـه‌ای آماری (حداقل، میانه، میانگین، حداکثر و انحراف معیار) s_t را در برخی دوره‌ها طی مدت مورد بررسی نشان می‌دهد. از این جدول تعدادی مشاهدات جالب حاصل می‌شود. اول، خلاصه آماری s_t در دوره‌های کم تحریم در دوران رفسنجانی و خاتمی با آمار ثبت شده برای دوره سه ماهه اول سال ۲۰۱۵ تا سه ماهه اول سال ۲۰۱۸ که تحریم‌ها تا حدی پس از برجام لغو شد، بسیار نزدیک به هم هســتند. دوم، اوج تحریم‌ها طی تلاش‌های هماهنگ بین‌المللی در ســال‌های ۲۰۱۲/۲۰۱۱ اتفاق افتاد نه پس از سال ۲۰۱۸، زمانی که ایالات متحده استراتژی «فشار حداکثری» خود را در دوران ترامپ و بولتون آغاز کرد. در دوره بعد از سه ماهه دوم سال ۲۰۱۸، میزان شدت شاخص ما ۸۲ درصد اوج خود در سال ۲۰۱۱ است. با این حال، به نظر می‌رسد پس از سال ۲۰۱۸ شدت تحریم‌ها علیه ایران بسیار پایدارتر بوده است: میانگین و میانه در طول سه ماهه دوم ۲۰۱۸ تا سه ماهه سوم ۲۰۲۰ نسبت به سه ماهه اول سال ۲۰۱۲ تا سه ماهه چهارم ۲۰۱۴ بالاتر اســت. در نهایت در می‌یابیم که پس از جنگ ایران و عراق، میانه شـــدت تحریم‌ها تنها دو ســـوم میانگین بوده است: ۰,۱۶ در مقابل ۰,۲۴. این ویژگی ناشی از چندین رویداد دنباله‌دار است که مجموعه تحریم‌ها علیه ایران را توصیف می‌کند، و به عنوان یک معیار کلی، میانه به میانگین ترجیح داده می‌شود.

[۱] سـوئیفت مخفف «جامعه جهانی ارتباطات مالی بین بانکی» اسـت و شـبکه‌ای وسـیع و امن اسـت که توسـط بانک‌ها و سـایر مؤسسـات مالی برای انجام تراکنش‌های مالی در سراسر جهان استفاده می‌شود.

برای تحلیل اثر تحریم‌ها بر ایران، ذکر این نکته نیز حائز اهمیت اســت که s_t در طول زمان میزان قابل توجهی از پایداری را نشـــان می‌دهد. زمانی که تحریم‌ها تشـــدید می‌شـــوند، پیش از فروکش کردن تمایل دارند مدتی همچنان بالا بمانند. جدول S.4 در ضـــمیمه آنلاین تخمینی از فرآیندهای خودتوضـــیح (AR) مرتبه اول و دوم برازش شده برای s_t را ارائه می‌دهد و نشان می‌دهد که یک مدل AR(1) به خوبی فرآیند شدت تحریم‌ها را با یک ضریب AR نسبتاً بزرگ و بسیار معنی‌دار، یعنی ۰,۷۴۳ (۰,۰۵۹) به تصویر می‌کشد.

در نهایت، به منظور بررسی اعتبار یافته‌ها، همچنین سعی کردیم معیار جایگزینی برای شدت تحریم‌ها بر اساس تعداد نهادهای ایرانی تحریم شده توسط ایالات متحده بسازیم. ما از مجموعه داده‌های خزانه‌داری ایالات متحده در مورد شمول و حذف شرکت‌ها، افراد و کشتی‌های تحت تحریم استفاده کردیم. ما توانستیم برای سال ۲۰۰۶ تا امروز یک شاخص بسازیم. اگرچه این دو معیار (پوشش روزنامه‌ای و داده‌های خزانه‌داری ایالات متحده) پدیده تحریم‌ها را از دیدگاه‌هایی مختلف نشان می‌دهند، اما از همبستگی نسبتاً مناسب ۳۸ در صدی برخوردارند. برای جزئیات بیشتر به بخش S.2.1 ضمیمه آنلاین مراجعه کنید.

شکل ۲. متغیر شدت تحریم طی دوره فصل اول ۱۹۸۹ تا فصل سوم ۲۰۲۰



نکته: رویدادهای مهم مربوط به خاورمیانه با فلش‌هایی زیر محور x نشان داده می‌شوند. قسمت تحریم‌های مهم مربوط به ایران با فلش‌هایی بالای محور x نشان داده می‌شوند. برای جزئیات بیشتر در مورد ساختار متغیر شدت تحریم‌ها، بخش S.2.1 را در پیوست داده‌های ضمیمه آنلاین ببینید.

جدول ۲. آمار توصیفی متغیر شدت تحریم در دوره‌های زمانی مربوط

دوره زمانی		کمینه	میانه	میانگین	بیشینه	انحراف معیار
ریاست جمهوری رفسنجانی و خاتمی	ف سوم ۱۹۸۹– دوم ۲۰۰۵	۰,۰۲	۰,۱۲	۰,۱۳	۰,۳۶	۰,۰۷
ریاست جمهوری احمدی‌نژاد	ف سوم ۲۰۰۵– دوم ۲۰۱۳	۰,۱۱	۰,۳۹	۰,۳۸	۱	۰,۱۷
حداکثر تحریم‌های سازمان ملل و آمریکا	ف اول ۲۰۱۲– چهارم ۲۰۱۴	۰,۲۷	۰,۴۵	۰,۴۸	۱	۰,۱۸
توافق برجام	ف اول ۲۰۱۵– اول ۲۰۱۸	۰,۰۶	۰,۱۱	۰,۱۴	۰,۳۳	۰,۰۷
فشار حداکثری آمریکا	ف دوم ۲۰۱۸– سوم ۲۰۲۰	۰,۲۱	۰,۶۳	۰,۵۶	۰,۸۲	۰,۲۱
نمونه کامل (پس از جنگ ایران و عراق)	ف اول ۱۹۸۹– سوم ۲۰۲۰	۰,۰۲	۰,۱۶	۰,۲۴	۱	۰,۱۹

نکته: برای جزئیات در مورد ساختار متغیر شدت تحریم‌ها، بخش S.2.1 را در پیوست داده‌های ضمیمه آنلاین ببینید.

۶. یک مدل ساختاری سری زمانی برای ایران

با در اختیار داشتن معیار شدت تحریم، s_t، ما اکنون نتایج تخمین مدل خودتوضیح برداری ساختاری ارائه شده در بخش ۴ را با متغیر نرخ ارز، Δe_{ft}، که در وهله اول شامل رشد عرضه پول، Δm_t، تورم، Δp_t، و رشد تولید، Δy_t، است گزارش می‌کنیم. ما چهار معادله مدل خودتوضیح برداری ساختاری را شامل زیرمجموعه‌های مختلف متغیرهای کنترلی برآورد کردیم: رشد تولید جهانی، تغییرات قیمت بین‌المللی نفت، نوسانات جهانی تحقق‌یافته، بازده واقعی سهام جهانی، تغییرات در نرخ‌های بهره بلندمدت، و تغییرات نرخ ارز واقعی جهانی در برابر دلار آمریکا. مجموعه کامل نتایج رگرسیون در جداول S.6a تا S.6d در ضمیمه آنلاین ارائه شده است. همانطور که مشاهده می‌شود، هیچ یک از متغیرهای کنترلی به استثنای رشد تولید جهانی، نقش مهمی در تحلیل ما بازی نمی‌کنند. بر این اساس، در جدول ۳ تخمین‌هایی از مدل خودتوضیح برداری ساختاری را آورده‌ایم که تنها رشد بازده جهانی (Δy_{wt}) را به‌عنوان متغیر کنترلی شامل می‌شوند.

برآورد اثر تحریم‌ها بر متغیر نرخ ارز در بازار آزاد Δe_{ft} ذیل ستون (۱) آورده شده است.[۱] ابتدا متذکر می‌شویم که پایداری متوسط نرخ ارز با ضریب پایدار ۰,۳۳ تا حدی نشان‌دهنده ناکارآمدی در بازار ارز ایران است. دوم، مشاهده می‌کنیم که ارزش ریال در همان فصلی که تحریم‌ها افزایش می‌یابد، به شدت کاهش می‌یابد. متوسط کاهش ارزش آن بین ۴,۷ تا ۵ درصد در هر فصل است.[۲] با این حال، با توجه به تأثیر معکوس متغیر تحریم بر نرخ ارز پس از یک دوره سه ماهه، میزان قابل توجهی اضافه جهش وجود دارد. ارزش ریال در سه ماهه بعدی حدود ۳,۸ در صد افزایش می‌یابد که منجر به تأثیر کلی کمتر تحریم‌ها بر کاهش ارزش ریال و رسیدن به حدود

[۱] توجه داشته باشید که نرخ ارز به صورت تعداد ریال ایران به ازای هر دلار آمریکا بیان می شود و بنابراین افزایش متغیر نرخ برابری متناظر با کاهش ارزش ریال است.

[۲] برای ارزیابی تأثیر تحریم‌ها، باید تمام ضرایب مربوط به s_t و s_{t-1} را در میانه ضرب کنیم (۰,۱۶). جدول ۲ را ببینید. به این ترتیب، ما می‌توانیم تفاوت را با توجه به وضعیت عدم وجود تحریم ارزیابی کنیم ($s_t = 0$). با توجه به اینکه s_t از یک فرآیند غیر گاسی با چندین مشاهده پرت تبعیت می‌کند، برای حفظ رویکردی محتاطانه میانه و نه متوسط شدت را در نظر می‌گیریم.

۲٫۵ در صد در هر سه ماه یا ۱۰ در صد در سال می شود که همچنان کاملاً قابل توجه ا ست.[۱] در جدول S.6a ضمیمه آنلاین می‌توان دید که این تخمین‌ها به طور قابل ملاحظه‌ای پایدار و از نظر آماری در سطح ۱ درصد در تمام تصریح‌ها بدون توجه به تعداد متغیرهای کنترل کلی موجود در معادله رگرسیون، پایدار و معنی‌دار هستند. در واقع، هیچ یک از متغیرهای داخلی تأخیری (تورم، ر شد عر ضه پول و ر شد تولید) اثر آماری معنی‌داری بر نرخ ارز ندارند و تنها رشد تولید خارجی از نظر آماری در سطح ۱۰ درصد معنادار است. مهم‌تر از همه، تغییرات قیمت بین‌المللی نفت از لحاظ آماری تأثیر معنی‌داری بر نرخ ارز ندارد، که دلیل آن می‌تواند این باشد که با اعمال شرایط متغیر تحریم، بعید است با کاهش شدید صادرات نفت، افزایش قیمت نفت به نفع ایران باشد. R^2 تعدیل‌شده معادلات نرخ ارز با در نظر گرفتن رشد تولید جهانی حدود ۲۴ درصد است. این عدد با توجه به ا ستاندارد معادلات نرخ ارز بالا ا ست و تا حدی با وجود هم‌زمان متغیر تحریم در رگر سیون تو ضیح داده می شود. استفاده از آن برای پیش‌بینی مستلزم پیش‌بینی متغیر تحریم است که لایه دیگری از نااطمینانی را اضافه می‌کند. همچنین شایان توجه است که شواهد آماری معناداری مبنی بر همبستگی متوالی پسماندها در هیچ یک از معادلات نرخ ارز در جدول S.6a وجود ندارد. نبود همبستگی پسماندها پسماندها برای تحلیل معتبر تکانه واکنش و تجزیه واریانس خطای پیش‌بینی که در ادامه بررسی خواهیم کرد، حائز اهمیت است.

برآوردها برای معادله ر شد عر ضه پول (Δm_t) در ستون (۲) جدول ۳ خلا صه شده ا ست. همانطور که م شاهده می شود، تنها ر شد با تأخیر عر ضه پول معنی‌دار ا ست. همچنین جالب ا ست که ضریب ر شد با تأخیر عر ضه پول دارای علامت منفی ا ست که حاکی از ا ضافه جهش ر شد عر ضه پول ا ست که در دوره بعدی معکوس می شود. قابل ذکر است که ما هیچ اثر بازخوردی از تورم به رشد عرضه پول مشاهده نکردیم.

برآوردهای مربوط به تورم (Δp_t) در ستون (۳) جدول ۳ خلا صه شده ا ست. همانطور که در بخش ۲ بحث شد تورم در ایران در چهل سال گذشته به طور مداوم بالا بوده و برای لحاظ تداوم آن لازم است که Δp_{t-2} و همچنین Δp_{t-1} در معادله رگرسیون گنجانده شود. به نظر نمی‌رسد نیازی به درج تأخیرهای مرتبه دوم سایر متغیرها در معادله تورم باشد.[۲] شاید تعجب‌آور نباشد که برآوردها نشان می‌دهند کاهش ارزش ریال نیز یک عامل مهم تعیین‌کننده تورم در ایران است، عاملی که از نظر آماری معنی‌دار و از نظر مقداری قابل توجه است. **اثر فوری کاهش یک درصدی ارزش ریال در بازار آزاد، افزایش حدود ۰٫۱۵ تا ۰٫۱۶ درصدی قیمت‌ها است،** زیرا قیمت بسیاری از کالاهای وارداتی با کاهش ارزش ریال رو به افزایش می‌گذارند. تحریم‌ها به‌طور غیرمستقیم از طریق نرخ ارز و همچنین به‌طور مستقیم بر تورم تأثیر می‌گذارند، اما تأثیرات مستقیم تحریم‌ها دوام نمی‌آورد و خالص تأثیر مستقیم تحریم‌ها بر تورم ناچیز به نظر می‌رسد. همچنین جالب و کاملاً شگفت‌انگیز است که به نظر نمی‌رسد رشد عرضه پول یا رشد تولید با تأخیر، تأثیر مستقیم معنی‌داری بر تورم داشته باشد. اما شواهدی از تأثیر مثبت رشد تولید جهانی بر تورم، نوعی اثر بین‌المللی منحنی فیلیپس که منجر به افزایش قیمت‌های بین‌المللی

[۱] چنین اضافه جهش‌هایی در ادبیات مالی بین‌المللی شناخته شده است. برای مثال به دورنبوش (۱۹۷۶) نگاه کنید.

[۲] همچنین جدول S.6c از ضمیمه آنلاین را ببینید که در آن زیرمجموعه‌های مختلف متغیرهای کنترل نیز در رگرسیون‌های معادله تورم گنجانده شده‌اند.

می‌شـــود، مشـــاهده می‌شـــود که به نوبه خود در قیمت‌های واردات ایران و در نتیجه تورم داخلی خود را نشـــان می‌دهد.

در نهایت، ستون (۴) جدول ۳ نتایج رشد تولید واقعی را نشان می‌دهد. رشد تولید در ایران دارای خودهمبستگی منفی است و ضریب آن حدود ۰,۱۹۵- برآورد شده است که از نظر آماری معنادار است. این امر با خودهمبستگی مثبت رشد تولید که در بسیاری از کشورهای دیگر مشاهده شده در تضاد است. متغیر شدت تحریم‌ها با تأخیر بر رشد تولید تأثیر می‌گذارد، زیرا چند ماه طول می‌کشد تا بخش‌های مختلف اقتصاد خود را با تحریم‌ها وفق دهند. تنها پس از گذشـــت ســـه ماه، تأثیر تحریم‌ها بر رشـــد تولید از نظر آماری بســـیار معنادار اســـت.[۱] این رگرســـیون پیش‌بینی می‌کند که طی دو فصل، رشد تولید ایران حدود ۰,۹ درصد در هر سه ماهه (۳,۶ درصد در سال) کند شود. علاوه بر این اثر مستقیم، تحریم‌ها از طریق کاهش ارزش ریال نیز بر رشد تولید تأثیر می‌گذارند که این از نظر آماری نیز کاملاً معنادار است. این اثر غیرمستقیم به ازای هر یک درصد کاهش ارزش ریال، در هر سه ماه حدود ۰,۱۲۵ درصـــد رشـــد تولید را کاهش می‌دهد. رشـــد تولید تحت تأثیر تورم قبلی هم قرار می‌گیرد، که اثرات نامطلوب تورم بالا و پایدار را بدون هرگونه تبادل کوتاه‌مدت منحنی فیلیپس بین تورم و رشد تولید نشان می‌دهد. جالب اینجاست که به نظر نمی‌رسد هیچ یک از عوامل جهانی تأثیر قابل‌توجهی بر رشد تولید ایران داشته باشد که بخشی از آن به دلیل انزوای نسبی اقتصادی و مالی ایران از بقیه اقتصاد جهان است. برای جزئیات بیشتر به جدول S.6d ضمیمه آنلاین مراجعه کنید.

همچنین، شایان ذکر است که یافته‌های اصلی ما چندان تحت تأثیر ترتیب متغیرهای داخلی قرار نمی‌گیرند. در بخش S.4 از ضـــمیمه آنلاین، نتایج تخمین مدل خودتوضـــیح برداری ســـاختاری در (۵) را با دو ترتیب دیگر از متغیرهای داخلی، یعنی $(\Delta p_t, \Delta e_{ft}, \Delta m_t, \Delta y_t)$ و $(\Delta m_t, \Delta e_{ft}, \Delta p_t, \Delta y_t)$ ارائه می‌کنیم. نتایج به ترتیب در جداول S.7a تا S.7d و S.8a تا S.8d خلاصه شده‌اند و به وضوح نشان می‌دهند که رشد عرضه پول کمترین نقش را در تعیین تورم و تغییرات نرخ ارز ایفا می‌کند و نرخ ارز همچنان محرک اصلی تورم و رشد تولید است.

به طور کلی تحریم‌ها از طرق مختلف و از طریق کانال‌های مختلف مستقیم و غیرمستقیم بر ایران تأثیر گذاشته اســـت که مهم‌ترین آنها کاهش ارزش ریال اســـت. **کاهش ارزش ریال خود می‌تواند ریشـــه در تداوم ســـطوح بالای تورم، همراه با کاهش درآمدهای نفتی و پیش‌بینی کاهش فعالیت بخش خصـــوصـــی داشـــته باشـــد. کاهش ارزش پول به نوبه خود منجر به افزایش قیمت واردات و کاهش رشد اقتصادی می‌شود.** همچنین دریافتیم که تأثیر مستقیم تحریم‌ها بر تورم، در مقایسه با میانگین تورم سالانه حدود ۱۸ درصد در ایران، نسبتاً ناچیز است (جدول ۱ را ببینید).

[۱] جدول S.6d ضمیمه آنلاین ثابت می کند که این یک یافته پایدار تحت تصریح‌های مختلفی است که ما با استفاده از انواع متغیرهای کنترلی مورد بررسی قرار دادیم.

به نظر می‌رسد رشد عرضه پول از الگوهایی پیروی می‌کند که نه به تحریم‌ها و نه به هیچ یک از متغیرهای داخلی، به‌ویژه تورم، ارتباطی ندارد که این می‌تواند ناشی از توسعه‌نیافتگی بازارهای سرمایه و پول در ایران باشد همچنان که مزارعی (۲۰۱۹) اخیراً بر این موضوع تأکید کرده است. این نتایج برای سایر معیارهای نقدینگی مانند M1 یا اعتبار بخش خصوصی کاملاً پابرجا به نظر می‌رسد.[۱]

جدول ۳. برآوردهای فصلی مدل خودتوضیح برداری ساختاری ایران با متغیرهای داخلی به ترتیب: بازده نرخ ارز، رشد عرضه پول، تورم و رشد تولید، برآورد شده طی دوره زمانی فصل اول ۱۹۸۹ فصل اول ۲۰۲۰.

Δy_t	Δp_t	Δm_t	Δe_{ft}	
(4)	(3)	(2)	(1)	
0.021	***0.033	0.001	***0.303	s_t
(0.025)	(0.012)	(0.024)	(0.061)	
**0.058	***0.037	0.011	$-^{***}$0.245	s_{t-1}
(0.026)	(0.013)	(0.024)	(0.063)	
**0.125	***0.162	0.015		Δe_{ft}
(0.044)	(0.017)	(0.033)		
(0.044)	(0.017)	(0.033)		Δm_t
0.097	-0.032			
*0.341				Δp_t
(0.180)				
0.049	***0.721	0.135	$-^{*}$2.059	$\Delta \bar{y}_{wt}$
(0.432)	(0.209)	(0.405)	(1.123)	
0.033	0.010	0.040	***0.341	$\Delta e_{f,t-1}$
(0.035)	(0.019)	(0.034)	(0.090)	
-0.020	-0.038	$-^{***}$0.289	0.350	Δm_{t-1}
(0.095)	(0.048)	(0.090)	(0.250)	
***0.496	***0.490	0.132	0.376	Δp_{t-1}
(0.165)	(0.086)	(0.118)	(0.331)	
**0.195-	0.023	0.064-	0.126-	Δy_{t-1}
(0.088)	(0.046)	(0.086)	(0.242)	
	**0.174			Δp_{t-2}
	(0.076)			
7.108	8.236	7.165	6.013	آزمون همبستگی متوالی
[0.130]	[0.083]	[0.127]	[0.198]	پسماندها
0.129	0.669	0.047	0.240	R^2 تعدیل‌شده

برای جزئیات بیشتر در مورد ساختار متغیر شدت تحریم، تبدیل تاریخ‌ها، و منابع داده‌های مورد استفاده، به بخش‌های S.2.1، S.2.2 و S.2.3 در پیوست داده‌های ضمیمه آنلاین مراجعه کنید. نتایج رگرسیون که شامل سایر متغیرهای کنترل جهانی (مانند قیمت نفت) می‌شود در جداول S.6a–S.6d در ضمیمه آنلاین آمده است.

[۱] برآوردهای مربوط به این معیارهای جایگزین نقدینگی در صورت درخواست قابل ارائه است.

۶-۱. تحلیل تکانه واکنش

برآوردهای جداگانه هر یک از معادلات ارائه شده در جدول ۳ تصویری از اثر متقابل تحریم‌ها بر برخی از متغیرهای کلیدی اقتصـــاد کلان ارائه می‌دهد. با این حال، با توجه به ماهیت پویا و هم‌زمان مدل، برای درک و ارزیابی کامل ماهیت و پیامدهای این اثرات، باید از توابع تکانه واکنش (IRF) و تجزیه واریانس خطای پیش‌بینی (FEVD) که به ترتیب در بخش‌های ۴,۱ و ۴,۲ مورد بحث قرار گرفت، کمک بگیریم. شـاهد بودیم که رشـد عرضـه پول نقش چندانی در تعیین تورم و رشد تولید ندارد و به سختی تحت تأثیر تحریم‌ها قرار می‌گیرد. همچنین از بین متغیرهای کنترلی، به نظر می‌رسد که تنها رشد تولید خارجی از لحاظ آماری تأثیر معناداری بر تورم و رشد تولید داشته باشد. به این دلایل، برای محاسبه توابع تکانه واکنش و تجزیه واریانس خطای پیش‌بینی، ما بر روی یک مدل خودتوضیح برداری ساختاری مختصر بدون رشد عرضه پول و تنها شامل $\Delta\bar{y}_{wt}$ به عنوان متغیر کنترل تمرکز خواهیم کرد. ما همچنین از مدل‌های AR(1) برای s_t و $\Delta\bar{y}_{wt}$ اسـتفاده می‌کنیم تا پویایی این فرآیندهای برون‌زا را به تصـویر بکشیم.[۱]

تابع تکانه واکنش برای شوک‌هایی معادل یک خطای استاندارد مثبت برای سه شوک داخلی تحریمی در شکل ۳ نشان داده شده است. پانل الف این شکل، نتایج شوک تحریم را نشان می‌دهد.[۲] یک شوک سه ماهه موجب کاهش ارزش ریال حدود ۳ درصد در همان مدت می‌شود، اما اثرات آن نسبتاً کوتاه‌مدت است و دو فصل پس از شوک از نظر آماری بی‌معنا است. برای تورم و رشد تولید، اثرات شوک تحریم بسیار طولانی‌تر است. به ویژه اثر آن بر تورم پایدار است و حداقل تا چهار سال پس از شوک ادامه دارد، اگرچه اندازه آن نسبتاً کوچک است: ۰,۳ درصد افزایش در هر فصل در سال اول. از سوی دیگر، اثرات شوک تحریم بر رشد تولید بسیار بزرگتر است. یک شوک تک دوره‌ای معادل خطای استاندارد به تحریم‌ها، باعث می‌شود رشد تولید بیش از ۰,۴ درصد در هر فصل (۱,۶ درصد در هر سال) کاهش یابد. دو سال پس از شوک، کاهش رشد تولید همچنان نزدیک به ۰,۲ درصد در هر فصل است.

نتایج مربوط به شوک نرخ ارز (مستقل از شوک تحریم) در پانل ب شکل ۳ آورده شده است. این شوک یک اثر قابل توجه و برآوردشـده به طور دقیق (حدود ۸ درصـد در هر سـه ماهه) بر نرخ ارز ایجاد می‌کند، اما مشـابه اثرات شوک تحریم، این شوک مدت زیادی دوام نمی‌آورد و اثرات آن پس از دو فصل خیلی سریع از بین می‌رود. **شوک نرخ ارز، تورم را حدود ۱,۲ درصد در هر فصل افزایش می‌دهد** و سپس شروع به کاهش می‌کند و پس از حدود دو سال کاملاً محو می‌شود. اما این امر در مورد رشد تولید واقعی صادق نیست. اثرات مستقیم شوک ارزی بر رشد تولید منفی و از نظر آماری معنادار است، اما از نظر اندازه، کوچک است، در حدود ۰,۵۰- درصد، که سپس به سرعت به سمت صفر میل می‌کند.

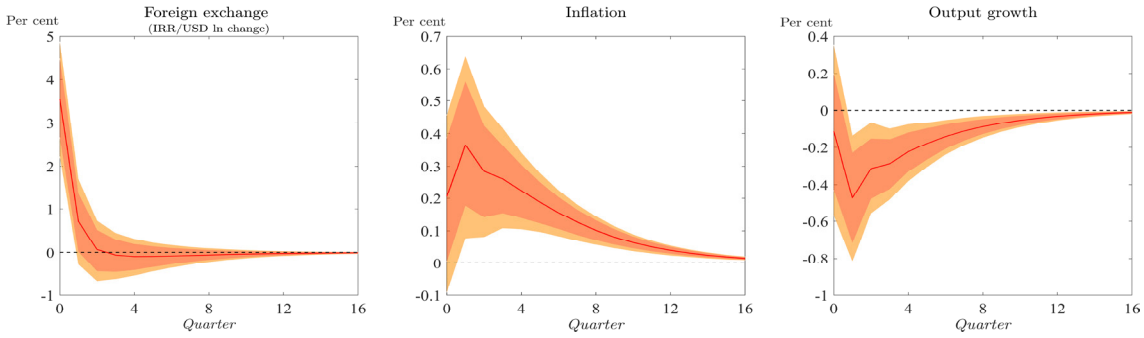
---

[۱] شواهد سری زمانی در حمایت از انتخاب ما از تصریح AR(1) برای s_t و $\Delta\bar{y}_{wt}$ در جداول S.4 و S.5 ضمیمه آنلاین ارائه شده است. همچنین شایان ذکر است که فرآیندهای AR(1) مفروض برای s_t و $\Delta\bar{y}_{wt}$ فقط بر توابع تکانه واکنش و تجزیه واریانس خطای پیش‌بینی تأثیر می‌گذارند و بر برآوردهای مدل خودتوضیح برداری ساختاری تأثیری ندارند.

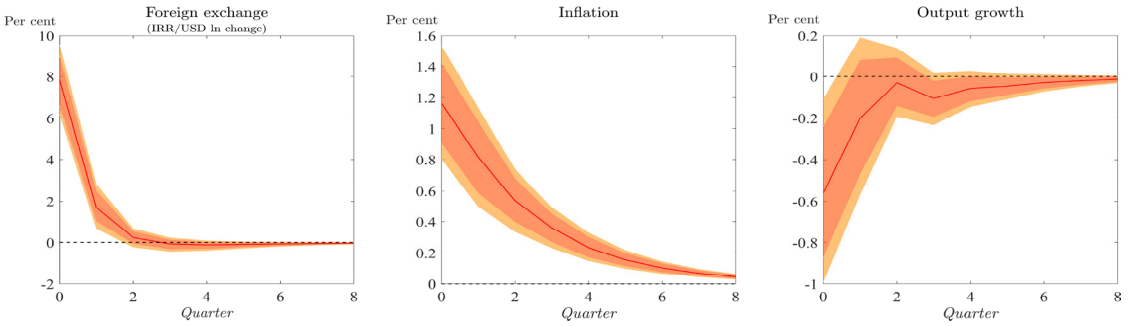
[۲] یک انحراف معیار برابر با ۰,۱۲۵ است. جدول S.4 را ببینید.

شکل ۳. تکانه واکنش‌های آثار تحریم‌ها و شوک‌های داخلی بر ارز، تورم و رشد تولید

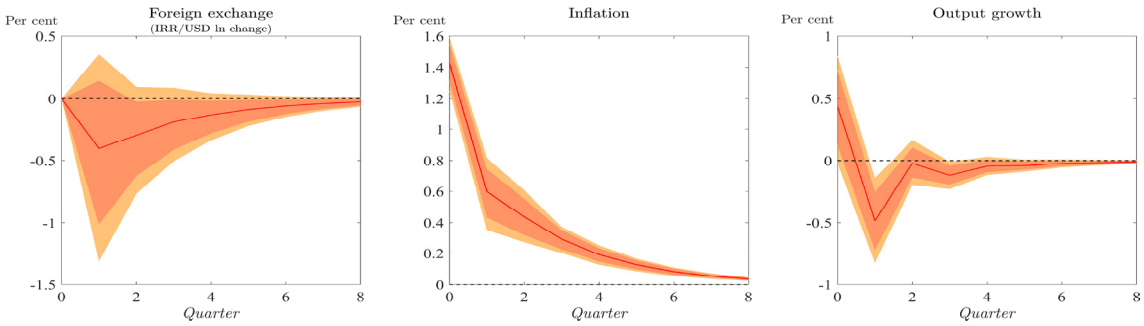
پانل الف. شوکی معادل افزایش یک انحراف استاندارد متغیر شدت تحریم



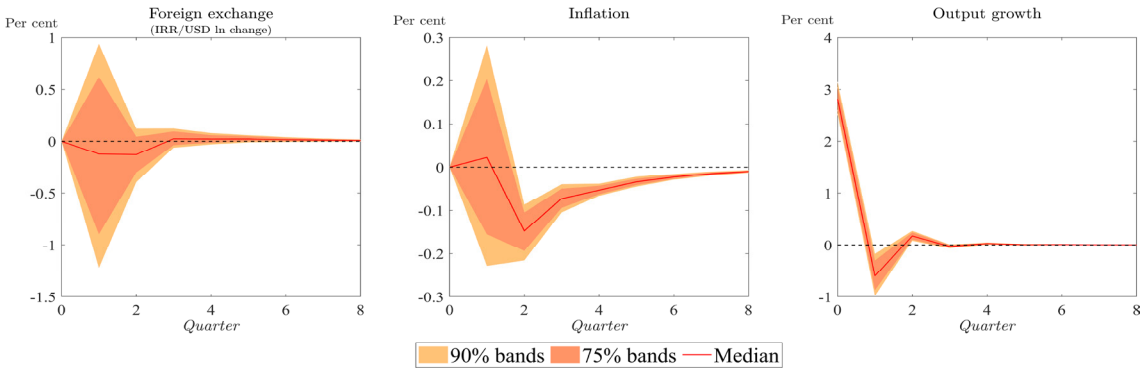
پانل ب .شوکی معادل افزایش یک انحراف استاندارد نرخ ارز



پانل پ .شوکی معادل افزایش یک انحراف استاندارد تورم



پانل ت .شوکی معادل افزایش یک انحراف استاندارد رشد تولید



پانل پ از شکل ۳ نتایج یک شوک تورمی (مثلاً ناشی از یک سیاست انبساطی داخلی) را نشان می‌دهد. مجدداً، به دلیل ماهیت بسیار پایدار تورم در ایران، بارزترین اثرات شوک تورم بر خود تورم است و این شوک، تورم را ۱٫۵

در صد در هر فصل افزایش می‌دهد و پس از دو سال به تدریج به صفر می‌رسد. **جالب اینجا است که اثر شوک تورم بر نرخ ارز از نظر آماری معنادار نیست و نشان می‌دهد که رابطه علت و معلولی بین آنها از نرخ ارز به تورم است و نه برعکس**. توابع واکنش تکانه‌ای نرخ ارز و تورم در پانل‌های ب و پ در شکل ۳ مقایسه کنید. اثرات شوک تورم بر رشد تولید مثبت است اما از نظر بزرگی کوچک است و پس از یک فصل به سرعت معکوس می شود و نشان می‌دهد ممکن است افزایش تولید با سیاست‌های انبساطی امکان‌پذیر نباشد.

در نهایت، توابع تکانه واکنش اثرات شوک مثبت بر رشد تولید در پانل ت شکل ۳ نشان داده شده است. یک شوک مثبت تولید می‌تواند ناشی از پیشرفت فناوری یا اصلاحاتی بنیادی باشد که انحراف‌های اقتصادی را کاهش و فرصت‌های تولید را افزایش دهد. به نظر می‌رسد شوک تولید تأثیر کمی (در کوتاه‌مدت یا میان‌مدت) بر نرخ ارز، که عمدتاً متأثر از تحریم‌ها و پویایی‌های آن است، داشته باشد. اما شوک مثبت تولید اثری مثبت، ولی نسبتاً متوسط بر تورم دارد و پس از دو فصل تورم را ۰٫۱ درصد در هر فصل کاهش می‌دهد. تأثیرات اصلی شوک تولید بر خود تولید است، و تولید را ۲٫۸ در صد در هر فصل، قبل از اینکه در کمتر از یک سال شتاب خود را از دست بدهد، افزایش می‌دهد. افزایش اولیه بسیار زیاد تولید تا حدودی یک واکنش جهشی است که پس از آن کمی اصلاح می‌شود، با این حال افزایش خالص ۲ درصدی تولید را در سال ایجاد شوک به همراه دارد. این نتیجه بار دیگر اهمیت سیاست‌های طرف عرضه را برای بهبود رشد تولید ایران در بلندمدت نشان می‌دهد.[۱]

تحلیل تکانه واکنش، برخی از نتایج اولیه ارائه شده در بخش ۶ را تأیید می‌کند. **تحریم‌ها بیشترین تأثیر خود را بر نرخ ارز بازار آزاد و به میزان کمتری بر رشد تولید دارند**. تورم پویایی خاص خود را دارد و به سختی تحت تأثیر تحریم‌ها قرار می‌گیرد. **ریشه‌های تورم بالا و پایدار را باید در سوء مدیریت اقتصادی داخلی جستجو کرد. همچنین، تحریم‌ها پس از یک فصل بر رشد تولید تأثیر معکوس می‌گذارند، اما چنین تأثیراتی کوتاه‌مدت هستند.**

۶-۲. تجزیه واریانس خطای پیش‌بینی

در این قسمت به اندازه‌گیری اهمیت نسبی تحریم‌ها در مقایسه با سه شوک داخلی و شوک تولید خارجی می‌پردازیم. جدول ۴ نتایج را نشان می‌دهد.[۲] پانل الف جدول نتایج را برای متغیر ارز ارائه می‌دهد. تعجب‌آور نیست که شوک‌های ارزی بیشترین اهمیت را داشته و ۸۲ درصد از واریانس خطای پیش‌بینی را به خود اختصاص دهند و با کاهشی تدریجی پس از ۵ فصل به ۷۹ در صد کاهش یابند. شوک تحریم‌ها ۱۶ در صد از واریانس را تشکیل می‌دهد و شوک‌های دیگر سهم بسیار کمی دارند. بنابراین، تحریم‌ها به تنهایی باعث افزایش نرخ ارز ایران

---

[۱] شکل S.3 در بخش S.4 ضمیمه آنلاین، توضیحی در مورد چگونگی واکنش متغیرهای داخلی به شوک مثبت رشد تولید جهان ارائه می‌دهد. به جز افزایش اندک ارزش ریال ایران در سه ماهه اول، تأثیرات از نظر آماری بی‌معنا است.

[۲] تجزیه واریانس خطای پیش‌بینی با استفاده از معادلات ۱۵، ۱۶ و ۱۷ محاسبه شده‌اند.

نمی‌شوند و تنها در صورتی به یک نیروی مسلط تبدیل می‌شوند که دوره‌های طولانی‌تری را در نظر بگیریم که در طی آن شوک‌های تحریمی با همان شدت اعمال شوند.

جدول ۴. تجزیه واریانس خطای پیش‌بینی برای متغیرهای داخلی در مدل خودتوضیح برداری ساختاری با شوکی یک‌باره به تحریم‌ها

پانل الف. تجزیه واریانس خطای پیش‌بینی برای نرخ ارز

فصول پیش‌رو	بخش توضیح‌داده‌شده با شوکی به:				
	s_t	Δe_{ft}	Δp_t	Δy_t	Δy^{-}_{wt}
۰	۰.۱۶	۰.۸۲	۰.۰۰	۰.۰۰	۰.۰۲
۱	۰.۱۶	۰.۸۰	۰.۰۰	۰.۰۰	۰.۰۳
۲	۰.۱۶	۰.۸۰	۰.۰۱	۰.۰۰	۰.۰۳
۳	۰.۱۶	۰.۸۰	۰.۰۱	۰.۰۰	۰.۰۳
۴	۰.۱۶	۰.۸۰	۰.۰۱	۰.۰۰	۰.۰۳
۵	۰.۱۶	۰.۷۹	۰.۰۱	۰.۰۰	۰.۰۳
۶	۰.۱۶	۰.۷۹	۰.۰۱	۰.۰۰	۰.۰۳
۷	۰.۱۶	۰.۷۹	۰.۰۱	۰.۰۰	۰.۰۳
۸	۰.۱۶	۰.۷۹	۰.۰۱	۰.۰۰	۰.۰۳

پانل ب. تجزیه واریانس خطای پیش‌بینی برای تورم

فصول پیش‌رو	بخش توضیح‌داده‌شده با شوکی به:				
	s_t	Δe_{ft}	Δp_t	Δy_t	Δy^{-}_{wt}
۰	۰.۰۱	۰.۴۳	۰.۵۴	۰.۰۰	۰.۰۲
۱	۰.۰۳	۰.۴۸	۰.۴۷	۰.۰۰	۰.۰۲
۲	۰.۰۵	۰.۴۹	۰.۴۴	۰.۰۰	۰.۰۲
۳	۰.۰۶	۰.۵۰	۰.۴۳	۰.۰۰	۰.۰۲
۴	۰.۰۶	۰.۵۰	۰.۴۲	۰.۰۰	۰.۰۲
۵	۰.۰۷	۰.۵۰	۰.۴۲	۰.۰۰	۰.۰۲
۶	۰.۰۷	۰.۵۰	۰.۴۲	۰.۰۰	۰.۰۲
۷	۰.۰۷	۰.۵۰	۰.۴۲	۰.۰۰	۰.۰۲
۸	۰.۰۷	۰.۵۰	۰.۴۲	۰.۰۰	۰.۰۲

پانل ج. تجزیه واریانس خطای پیش‌بینی برای رشد تولید

فصول پیش‌رو	بخش توضیح‌داده‌شده با شوکی به:				
	s_t	Δe_{ft}	Δp_t	Δy_t	Δy^{-}_{wt}
۰	۰.۰۰	۰.۰۴	۰.۰۳	۰.۹۳	۰.۰۰
۱	۰.۰۲	۰.۰۴	۰.۰۵	۰.۸۸	۰.۰۰
۲	۰.۰۴	۰.۰۴	۰.۰۵	۰.۸۷	۰.۰۰
۳	۰.۰۴	۰.۰۴	۰.۰۵	۰.۸۶	۰.۰۰
۴	۰.۰۵	۰.۰۴	۰.۰۵	۰.۸۵	۰.۰۰
۵	۰.۰۵	۰.۰۴	۰.۰۵	۰.۸۵	۰.۰۰
۶	۰.۰۵	۰.۰۴	۰.۰۵	۰.۸۵	۰.۰۰
۷	۰.۰۵	۰.۰۴	۰.۰۵	۰.۸۵	۰.۰۰
۸	۰.۰۵	۰.۰۴	۰.۰۵	۰.۸۵	۰.۰۰

نکات: s_t متغیر شدت تحریم‌های فصلی است. $\Delta eft = \ln(Eft/Ef_t-1)$، Eft نسبت ریال ایران به دلار آمریکا در بازار آزاد طی فصل است.
$\Delta pt = \ln(Pt-Pt-1)$، Pt شاخص فصلی قیمت مصرف‌کننده در ایران است. $\Delta y_t = \ln(Yt-Yt-1)$، Yt تولید واقعی سه ماهه ایران است.
$\Delta \bar{y}_{wt}$ رشد فصلی تولید جهانی است: $\bar{y}_{wt} = \sum_{i=1}^{n} w_i\, y_{it}$; با $\{y_{it}\}_{i=1}^{n}$ لگاریتم طبیعی تولید واقعی ۳۳ اقتصاد بزرگ، و w_i وزن GDP-PPP.
برای جزئیات بیشتر در مورد ساختار متغیر شدت تحریم، تبدیل تاریخ‌ها، و منابع داده‌های مورد استفاده، به بخش‌های S.2.1، S.2.2 و S.2.3 در پیوست داده‌های ضمیمه آنلاین مراجعه کنید.

تجزیه واریانس خطای پیش‌بینی تورم، که در پانل ب جدول ۴ گزارش شده، نشان می‌دهد که شوک‌های ارزی و تورمی بخش عمده واریانس و تکانه‌های تحریمی باقیمانده واریانس را تو ضیح می‌دهند. شوک‌های تولید داخلی و خارجی سهم کمی در توضیح واریانس دارند. از نظر تأثیر، شوک تورمی ۵۴ درصد از واریانس را توضیح می‌دهد که این میزان پس از ۴ فصل به ۴۲ درصد کاهش می‌یابد. در مقابل، سهم شوک ارزی از نظر تأثیر پس از ۳ فصل از ۴۳ درصد به ۵۰ درصد افزایش می‌یابد. سهم شوک تحریم چندان زیاد نیست و از ۱ درصد شروع می شود، اما پس از ۴ فصل به ۷ درصد افزایش می‌یابد. بار دیگر می‌بینیم که تورم و نرخ ارز در ایران عمدتاً تحت تأثیر عوامل داخلی است. اما اگر تحریم‌ها را در یک دوره زمانی طولانی در نظر بگیریم، اثرات تحریم‌ها می‌تواند خیلی سریع افزایش یابد.

در نهایت، تجزیه واریانس خطای پیش‌بینی رشد تولید در پانل ج از جدول ۴ گزارش شده است. همانطور که مشاهده می شود، شوک تولید هنگام وقوع با فاصله زیاد مهم‌ترین شوک است و ۹۳ درصد از واریانس خطای پیش‌بینی رشد تولید را توضیح می‌دهد و پس از ۴ فصل فقط اندکی کاهش یافته و به ۸۵ درصد می‌رسد. همسو با تخمین‌های ما، شوک تحریم‌ها هنگام وقوع بر رشد تولید تأثیر نمی‌گذارند و در نهایت تنها ۵ درصد از واریانس را پس از ۴ فصل توضیح می‌دهند. شوک تولید خارجی هیچ قدرت توضیحی برای رشد تولید ایران ندارند. دو شوک داخلی دیگر (تورم و نرخ ارز) با هم ۹ درصد از واریانس خطای پیش‌بینی رشد تولید را پس از یک فصل توضیح می‌دهند.

این نتایج نشان می‌دهد که بدون کاهش نوسانات ذاتی رشد تولید (با اصلاحات و مدیریت بهتر)، بعید است که با رفع تحریم‌ها اقتصاد ایران قادر به بازگشت به تورم تک رقمی و رشد پایدار باشد.

۶-۳. برآورد کاهش تولید ناشی از تحریم

تا اینجا تمرکز ما بر کانال‌هایی که تغییر شدت تحریم‌ها بر اقتصاد ایران تأثیر می‌گذارد و پروفایل زمانی گسترش آنها بوده است. در این قسمت کاهش احتمالی تولید ناشی از اثرات مستقیم و غیرمستقیم تحریم‌ها را مورد بررسی قرار می‌دهیم. با این حال، معادله رشد تولید موجود در مدل خودتوضیح برداری ساختاری و برآوردهای آن در ستون (۴) جدول ۳ برای این منظور مناسب نیست، زیرا مشخص شده است که رشد تولید توأمان به نرخ ارز و تورم بستگی دارد و در نتیجه کاهش تولیدی را که ممکن است به طور غیرمستقیم از طریق این متغیرها ایجاد شود، در نظر نمی‌گیرد. در عوض، ما فرم خلاصه‌شده رگرسیون‌های رشد تولید شرح داده شده در معادله (۴) را در نظر می‌گیریم و روی تصریحی با s_{t-1} به عنوان متغیر مداخله تمرکز می‌کنیم. ما این تصریح را بر تصریحی که هم s_t و هم s_{t-1} را شامل شود ترجیح می‌دهیم، زیرا «اخبار تحریم‌ها» حاوی اثرات پیش‌بینی نیست و انتظار نمی‌رود تغییرات هم‌زمان s_t بر رشد تولید تأثیر بگذارد، زیرا برای تطبیق اقتصاد واقعی با اخبار تحریم به زمان نیاز است.[۱] برآوردهای فرم خلاصه‌شده معادلات رشد تولید که طی فصل نخست سال ۱۹۸۹ تا فصل نخست سال

[۱] ما از نیک بلوم برای جلب توجه ما به این نکته سپاسگزاریم.

۲۰۲۰ محاسبه شده است در جدول S.9 در ضمیمه آنلاین به اختصار ارائه شده که در آن اثرات کوتاه‌مدت و بلندمدت تحریم‌ها بر رشد تولید را گزارش می‌کنیم، در حالی که هر دو متغیرهای کنترل داخلی و خارجی را مد نظر قرار می‌دهیم.[۱] پارامتر مد نظر، اثر بلندمدت تحریم‌ها بر رشد تولید است که در پانل آخر جدول S.9 گزارش شده است. برآورد می‌شود که این پارامتر حدود ۰٫۰۳۱- (۰٫۰۱۳) باشد، که از نظر آماری معنی‌دار و به طور قابل توجهی در هفت تصریح مختلف گزارش شده باثبات است.[۲] این پانل نشان می‌دهد که اگر از مقدار میانه s_t نمونه مورد بررسی استفاده کنیم، کاهش تولید حدود ۲ درصد، و اگر از مقدار میانگین استفاده کنیم کاهش حدود ۳ در صد خواهد بود.[۳] به دلیل وجود داده‌های پرت بزرگ در متغیر شدت تحریم، برآورد کمتر ۲ در صدی مبتنی بر میانه را ترجیح می‌دهیم که نشان می‌دهد در غیاب تحریم‌ها و سوء مدیریت ناشی از تحریم‌ها، متوسط رشد سالانه ایران در سه ماهه اول ۱۹۸۹ تا سه ماهه اول ۲۰۲۰ می‌توانست حدود ۴ تا ۵ درصد باشد، در مقایسه با ۳ درصد محقق شده، برآیندی موازی[۴] که نزدیک به رشد کشورهای نوظهوری مانند اندونزی، کره جنوبی، تایلند و ترکیه با میانگین رشد سالانه به ترتیب ۴٫۸، ۴٫۵، ۴٫۲ و ۴٫۰ درصد در دوره مشابه است.

۷. آثار گسترده‌تر اقتصادی و اجتماعی – جمعیتی تحریم‌ها

در این بخش، به بررسی آثار تحریم‌ها بر ترکیب بخشی تولید، اشتغال، مشارکت نیروی کار، آموزش پرداخته و بررسی می‌کنیم که آیا تحریم‌ها تورش جنسیتی دارند یا خیر. برای این منظور از داده‌های سالانه استفاده خواهیم کرد، زیرا داده‌های سه ماهه برای بسیاری از شاخص‌های مورد نظر در دسترس نیست.

۷–۱. آثار متفاوت تحریم‌ها بر رشد تولید بخشی

از آنجایی که تحریم‌ها عمدتاً بر درآمدهای نفتی، تجارت خارجی و پرداخت‌های بین‌المللی تأثیر می‌گذارند، احتمالاً با تأثیر بیشتر بر کالاهای تجارت شده و بخش‌های مالی، تأثیرات متفاوتی در بخش‌های مختلف خواهند داشت. در مورد ایران کمترین تجارت کالا مربوط به بخش کشاورزی و قسمتی از بخش خدمات است. بنابراین، انتظار می‌رود تأثیر کمتر تحریم‌ها بر بخش کشاورزی در مقایسه با بخش‌های تولیدی و خدماتی قابل قبول باشد. برای بررسی اثرات بخشی تحریم‌ها، مدل‌های خودتوضیح برداری مرتبه اول VAR(1) مربوط به نرخ‌های رشد بخشی به همراه خلاصه نتایج در جدول S.11 ضمیمه آنلاین آورده شده است. همانطور که مشاهده می‌شود، رشد تولید بخش‌های تولید صنعتی و خدماتی تحت تأثیر منفی تحریم‌ها قرار گرفته و این آثار منفی از نظر آماری

---

[۱] در بین متغیرهای داخلی، تنها تورم از نظر آماری تأثیر معناداری بر رشد تولید دارد. اما بار دیگر متوجه می‌شویم که عوامل جهانی مانند نوسانات یا رشد جهانی تولید بر رشد تولید ایران تأثیر نمی‌گذارند، که عمدتاً به دلیل انزوای نسبی اقتصادی ایران است. تنها عامل جهانی که از نظر آماری در معادله رشد تولید معنادار است، نرخ ارز است. اثر منفی تورم بر رشد تولید می تواند ناشی از انحراف قیمت ها و ناکارآمدی تخصیص باشد که اغلب با سطوح بالا و پایدار تورم همراه است، همانطور که در ایران اتفاق افتاده است. تفسیر اثر منفی متغیر نرخ ارز جهانی بر رشد تولید دشوارتر است.

[۲] اگر هم s_t و هم s_{t-1} در رگرسیون گنجانده شوند، تخمین های مشابهی به دست می‌آیند. جدول S.10 ضمیمه آنلاین را ببینید.

[۳] مقادیر میانه و میانگین s_t همان طور که در جدول ۲ خلاصه شده به ترتیب ۰٫۱۶ و ۰٫۲۴ است.

[4] counterfactual outcome

کاملاً معنی‌دار است. اما نمی‌توان در مورد رشد تولید بخش کشاورزی که به نظر می‌رسد به سختی تحت تأثیر تحریم‌ها قرار بگیرد، چنین چیزی گفت. همچنین این نکته جالب است که ارتباط متقابل معناداری بین تولید صنعتی و خدمات وجود دارد، حال آنکه بازخورد معناداری بین کشاورزی و مابقی اقتصاد وجود ندارد. این یافته‌ها در مورد تصریح‌های مختلفی که ترکیب گسترده‌ای از متغیرهای کنترلی فراهم می‌کنند، به قوت خود باقی است.

همچنین خاطرنشان می‌کنیم که تحریم‌ها بخش تولیدات صنعتی را بسیار بیشتر از بخش خدمات تحت تأثیر قرار داده است. میانگین کاهش سالانه ناشی از تحریم‌ها برای رشد تولیدات صنعتی حدود ۲٫۴ درصد است که در مقام مقایسه این رقم برای بخش خدمات برابر با ۱٫۲ درصد است. اگرچه صنایعی مانند بانکداری و مالی به طور جدی بواسطه تحریم‌ها با مشکل مواجه شده‌اند، خدمات توانسته در نتیجه روی آوردن مداوم ایران به سوی اقتصاد دانش‌بنیان، کمتر از تولید صنعتی آسیب ببینند.

در ضمیمه آنلاین دیگر نتایج مربوط به سهم هر یک از این بخش‌ها از کل ارزش افزوده را گزارش می‌کنیم.[۱]

یافته اصلی ما این است که تحریم‌های ایران باعث شده که بخش کشاورزی در کل اقتصاد اهمیت بیشتری پیدا کند، در حالی که سهم بخش تولید صنعتی کاهش یافته است. در مقابل، سهم خدمات از کل اقتصاد به طور قابل توجهی تحت تأثیر قرار نگرفته است. بنابراین، اگرچه تحریم‌ها تا حدودی رشد ارزش افزوده خدمات را کاهش داده است، اما سهم خدمات از کل ارزش افزوده در نتیجه تحریم کاهش از حیث آماری معناداری نداشته است.

به نظر می‌رسد این یافته‌ها مؤید آن باشد که تحریم‌ها نه تنها در نرخ‌های پایین‌تر رشد تولید، بلکه در تغییر ترکیب بخشی نیز خود را نشان می‌دهد. بخش‌هایی که بیشتر با تجارت سر و کار دارند، بیشترین کاهش را دارند، در حالی که اتکای بیشتر به کشاورزی و نوآوری‌های داخلی به طور بالقوه نقش پررنگ‌تری پیدا می‌کنند.

۷-۲. تأثیر تحریم‌ها بر برآیندهای بازار کار

منطقی است انتظار داشته باشیم که اختلالات ناشی از تحریم‌ها و کسادی اقتصاد تأثیرات سرریزی بر بازار کار، هم از نظر اشتغال و هم از نظر مشارکت نیروی کار داشته باشند. بدین منظور ما رگرسیون چند شاخص بازار کار را بر روی متغیر شدت تحریم اجرا می‌کنیم که نتایج در جداول S.15 تا S.17 ضمیمه آنلاین خلاصه‌شده است. ما این شاخص‌ها را نسبت به روند سایر کشورهای خاورمیانه و شمال آفریقا اندازه‌گیری می‌کنیم تا عوامل اجتماعی-اقتصادی مشترک منطقه را در نظر گرفته باشیم. همچنین تعدادی متغیر کنترلی اضافی را در رگرسیون‌ها گنجانده‌ایم تا اثرات مخدوش‌کننده احتمالی را کاهش دهیم.

جدول S.15 نتایج رگرسیون نرخ تغییر اشتغال در ایران را نسبت به سایر کشورهای منطقه خاورمیانه و شمال آفریقا ارائه نموده و نشان می‌دهد که نرخ اشتغال ایران حدود ۱ درصد در سال بیشتر از سایر کشورهای منطقه

[۱] جداول S.12 تا S.14 در ضمیمه آنلاین را ملاحظه کنید.

خاورمیانه و شـــمال آفریقا در واکنش به تحریم‌ها کاهش می‌یابد.[۱] هیچ متغیر کنترلی دیگری از نظر آماری تأثیر معناداری ندارد جز برخی از سرریزهای مثبت خفیف از رشد تولید ترکیه، که این ویژگی ممکن است به ارتباطات متقابل بین این دو اقتصاد مربوط باشد.[۲]

جالب‌تر اینکه، شواهد آماری معنی‌داری از تورش جنسیتی مشاهده می‌کنیم. تحریم‌ها، اندازه‌گیری شده بر حسب میانه ۰٫۱۶-، منجر به کاهش ۰٫۵ درصدی مشارکت مردان در نیروی کار در هر سال می‌شود – تأثیری که از نظر آماری معنادار است اما از نظر اقتصادی کم است. جدول S.16 ضمیمه آنلاین را ببینید. با این حال، مشارکت زنان در نیروی کار بسیار بیشتر تحت تأثیر تحریم‌ها قرار گرفته است، به طوری که ضریب متغیر تحریم از نظر آماری بسـیار معنادار و در مقایسـه با نتایج مردان بسـیار بزرگتر اسـت. جدول S.17 ضـمیمه آنلاین را ببینید. افزایشی معادل میانه شدت تحریم‌ها باعث می شود که نرخ مشارکت زنان ایران در نیروی کار نسبت به سایر کشـورهای خاورمیانه و شـمال آفریقا حدود ۳٫۸ درصـد کاهش یابد. برای درک بزرگی چنین تأثیری، مشـاهده می شود که پس از دوره بالاترین فشار بین‌المللی طی سال‌های ۲۰۱۴-۲۰۰۶، نرخ مشارکت زنان در نیروی کار بیش از ۳۰ درصد کاهش یافت (از اوج ۱۹٫۵ درصدی در سال ۲۰۰۵ به ۱۳٫۴ درصد در سال ۲۰۱۴).

به طور کلی، ما این شـهود اقتصـادی که کاهش تولید را به کاهش اشـتغال مرتبط می‌کند، تأیید می‌کنیم. بدتر شدن شرایط بازار کار قابل توجه و از نظر آماری معنادار است. با این حال، تا آنجا که ما می‌دانیم، مطالعه ما اولین مطالعه‌ای است که معیارهای کمی معتبری برای تورش جنسیتی ناشی از تحریم‌ها در ایران ارائه می‌دهد. عوامل اقتصادی و اجتماعی زیادی پشت این نتیجه وجود دارد. یکی از سناریوهای قابل قبول اشاره به تخصیص منابع کمتر به زنان در زمان کاهش درآمدهای نفتی و کاهش بودجه، با اولویت دادن به مردان در مشـاغل و دسـتمزد نسبت به زنان است.

۷-۳. تأثیر تحریم‌ها بر پیامدهای آموزشی

در نهایت به دنبال این هستیم که آیا نظام آموزشـی هم تحت تأثیر تحریم‌ها قرار گرفته اسـت؟ اگر تحریم‌های اقتصادی به بودجه دولت لطمه وارد کند، انتظار می‌رود که شاهد کاهش هزینه‌های مدارس و معلمان باشیم. ما شواهدی از اثرات تحریم‌ها بر تعداد مدارس متوسطه و دبیرستان در جداول S.19 و S.20 در ضمیمه آنلاین ارائه می‌دهیم. برای مقایسه همچنین نتایج مشابهی را برای تعداد مدارس ابتدایی در جدول S.21 ارائه می‌کنیم. این نتایج به وضوح نشان می‌دهد که در واقع مدارس متوسطه و دبیرستان‌ها تحت تأثیر تحریم‌ها قرار گرفته‌اند. اما جالب اینجاسـت که به نظر نمی‌رسـد تعداد مدارس ابتدایی تحت تأثیر تحریم‌ها قرار گرفته باشـد که می‌تواند به

---

[۱] به یاد بیاورید که برای ارزیابی اثرات تحریم‌ها، باید تمام ضرایب مربوط به s_t و s_{t-1} را در مقدار میانه آنها ۰٫۱۶ در جدول ۲ ضمیمه آنلاین ضرب کنیم. به این ترتیب، اثرات تحریم‌ها را بر اساس مقادیر میانه آن‌ها با نتایج بدون تحریم ($s_t = 0$) مقایسه می‌کنیم.

[۲] نتایج مشابهی هنگام استفاده از مشارکت کل نیروی کار به دست می آید. جدول S.18 ضمیمه آنلاین را ببینید.

دلیل ماهیت اجباری آموزش ابتدایی در ایران باشـــد که دولت را موظف می‌کند مدارس و معلمان مورد نیاز را متناسب با افزایش جمعیت تعداد دانش آموزان در ایران فراهم کند.[۱]

برای بررسی اینکه آیا تورش جنسیتی مستند شده در مورد مشارکت نیروی کار در بخش آموزش نیز وجود دارد، در جدول S.22 از ضمیمه آنلاین، رگرسیون نرخ تغییر نسبت دانش‌آموزان دختر به پسر را نسبت به تحریم‌ها و همچنین تعدادی از متغیرهای کنترلی نشان می‌دهیم. قابل ملاحظه است که تحریم‌ها این نسبت را کاهش داده است، اثری که ضمن قابل توجه بودن در عین حال از نظر آماری نیز کاملاً معنادار است. داده‌های مربوط به سال ۱۹۸۹ به بعد مؤید کاهش سالانه ۰٫۵ درصدی ناشی از تحریم‌ها است.

۸. نتایج

در این مقاله با استفاده از معیار جدیدی از شدت تحریم‌ها بر اساس پوشش روزنامه، اثرات تحریم‌ها بر نرخ ارز، تورم، رشد تولید، اشتغال، مشارکت نیروی کار و آموزش متوسطه در ایران را کمی سازی کرده‌ایم. تحلیل‌های تجربی ما نشان می‌دهد که تحریم‌ها، شاید ناخواسته، به جای کاهش تبعیض جنسیتی، آن را تشدید و منابع را از آموزش به نیازهای ضروری‌تر دیگر مانند حفظ مصرف به قیمت آسیب به سرمایه‌گذاری فیزیکی و انسانی هدایت می‌کنند.

شکی نیست که تحریم‌ها به اقتصاد ایران آسیب رسانده است، اما نباید صدمات ناشی از سال‌ها سوء مدیریت اقتصادی را دست‌کم گرفت. نمی‌توان همه رشد تولید پایین ایران نسبت به ظرفیت‌های آن، تورم بالا و نوسانات زیاد رشد تولید را به تحریم‌ها نسبت داد و این‌ها ریشه‌هایی داخلی ناشی از دوره‌های طولانی سوء مدیریت اقتصادی، قیمت‌های نسبی دست‌کاری‌شده، رانت‌جویی، سیستم بانکی ضعیف و توسعه‌نیافتگی نهادهای مالی دارند. تحریم‌ها برخی از این روندها را تشدید کرده و اجرای اصلاحات بسیار ضروری را به تأخیر انداخته است.

تحلیل جامع‌تر تحریم‌ها همچنین مستلزم بررسی دقیق این است که چگونه تحریم‌ها و انواع آن‌ها در چهل سال گذشته بر تصمیم‌گیری‌های سیاستی در همه سطوح، از سیاست‌های پولی و مالی گرفته تا سیاست‌های صنعتی، منطقه‌ای و اجتماعی تأثیر گذاشته است. همگان اذعان دارند که هنگام افزایش شدت تحریم‌ها، دولت‌هایی که از پیامدهای سیاسی هراس دارند، تمایلی به محدود کردن سیاست‌های انحراف‌زا، مانند یارانه‌های کلان برای غذا و انرژی ندارند، و حتی ممکن است آنها را تشدید کنند، یا برای کاهش اثرات تورمی تحریم‌ها به تعدد نرخ ارز متوسل شوند.

در ارزیابی هزینه‌های مستقیم و غیرمستقیم تحریم‌ها، با دنبال کردن ادبیات سعی کرده‌ایم عوامل مخدوش‌کننده احتمالی، یعنی عوامل خارجی و داخلی را که بر اقتصاد تأثیر می‌گذارند اما با تحریم‌ها ارتباطی ندارند، مانند پیشرفت‌های فناوری، رشد تولید جهانی، قیمت‌های بین‌المللی و عملکرد اقتصادی برخی از کشورهای همسایه،

[۱] تأثیر بر تعداد معلمان بسیار شبیه به تأثیر بر تعداد مدارس است. جداول S.23، S.24 و S.25 را در ضمیمه آنلاین ببینید.

کنترل کنیم. با استفاده از فرم خلاصه‌شده رگرسیون رشد تولید روی متغیر شدت تحریم‌ها، کاهش سالانه تولید ایران را حدود ۲ در صد برآورد می‌کنیم که وقتی در طول زمان انباشته شود، قابل توجه است. البته باید در نظر داشت که در این قبیل برآوردها میزان بالایی از نااطمینانی وجود دارد. اما حتی اگر عملکرد رشد ایران را در دوره فصل اول ۱۹۸۹ تا فصل اول ۲۰۲۱ با ترکیه و سایر اقتصادهای نوظهور هم‌اندازه مقایسه کنیم، متوجه می‌شویم که رشد تولید محقق شده ۳ درصدی ایران هنوز از میانگین رشد ۴٫۴ درصدی تجربه‌شده توسط اندونزی، ترکیه، کره جنوبی و تایلند در دوره مشابه کمتر است.

ما همچنین متوجه اهمیت بررسی اثرات احتمالی تحریم‌ها بر انحراف قیمت‌ها و افزایش نابرابری درآمدی و فقر شده‌ایم. هزینه واقعی خانوارها در ایران کاهش یافته است. هزینه واقعی خانوارها در ایران، به ویژه در مناطق شهری کاهش یافته است. شکاف درآمدی به طرز بارزتری بین دهک های بالا و پایین توزیع هزینه قابل مشاهده است. ضریب جینی، به عنوان معیاری برای سنجش نابرابری کلی، در ایران رو به افزایش بوده و تقریباً برابر با ضریب جینی ایالات متحده است که در میان اقتصادهای پیشرفته بالاترین میزان را دارا است. یکی دیگر از حوزه‌های مهم، تأثیر احتمالی تحریم بر انحراف قیمت‌ها و پیامدهای آن بر بهره‌وری و اشتغال است. با این حال، بررسی دقیق این موضوعات مهم از حوصله مقاله حاضر خارج است.

تحریم‌ها همچنین برخی آثار جانبی مثبت به همراه داشته است. صادرات غیرنفتی از ۶۰۰ میلیون دلار در پیش از انقلاب به حدود ۴۰ میلیارد دلار رسیده و در نتیجه تنوع ارزی بیشتر شده است. بخش فناوری پیشرفته در ۱۰ سال گذشته شاهد رشد تصاعدی بوده و اکنون یکی از سریع‌ترین بخش‌های در حال رشد منطقه به حساب می‌آید. شرکت‌های بزرگ اینترنتی ایران از جمله: دیجی‌کالا (آمازون)، آپارات (یوتیوب)، کافه بازار (گوگل پلی)، اسنپ (اوبر)، دیوار (کریگزلیست)، از رقابت احتمالی با همتایان آمریکایی خود که در پرانتز نشان داده شده‌اند، مصون مانده‌اند. تخمین زده می‌شود که اکنون بیش از ۶۵ درصد خانوارهای ایرانی به اینترنت متصل هستند. این گسترش سریع توسط دولت و دستگاه‌های امنیتی تسهیل شد تا اینترنت پرسرعت مقرون به صرفه در ایران رنگ واقعیت به خود بگیرد. شرکت مخابرات سیار ایران که عمدتاً تحت کنترل سپاه پاسداران انقلاب اسلامی است، اکنون بیش از ۴۳ میلیون مشترک دارد. تحریم‌ها همچنین منجر به پیشرفت‌های قابل توجهی در زمینه موشک‌ها و سایر فناوری‌های مرتبط نظامی شده است. تخمین زده می شود که سپاه پاسداران بین ۱۰ تا ۳۰ درصد از اقتصاد را در کنترل خود دارد که قسمت عمده آن مربوط به بخش‌های نفت و گاز، ساخت و ساز، مخابرات، بانکداری و گردشگری است.

همچنین تحلیل ما به وضوح نشان می‌دهد که تحریم‌ها تنها می‌توانند بخش نسبتاً کمی از واریانس رشد تولید را توضیح دهند و علت رشد تولید اندک و بیش از حد پرنوسان ایران را باید در جایی دیگر جستجو کرد. این به نوبه خود نشان می‌دهد که لغو تحریم‌ها به احتمال زیاد اثرات مثبت کوتاه‌مدتی خواهد داشت و برای اصلاحات اساسی بلندمدت پایدار به

مدیریت بهتر اقتصاد هم نیاز است. این اصلاحات شامل اصلاحاتی گسترده در بانکداری، سیستم مالیات و یارانه، یکسان سازی نرخ ارز، و ایجاد یک سیستم منسجم شبکه تأمین اجتماعی برای حمایت از فقرا است. سیاست‌های توسعه منطقه‌ای باید با اولویت دادن به مناطق دورافتاده آغاز شود. سیاست‌های دولت باید با استقبال و شفافیت بیشتری نسبت به طرح‌های بخش خصوصی و سرمایه‌گذاری‌های خارجی همراه شود. حفاظت از اقتصاد در برابر نوسانات درآمد نفتی نیز پس از برداشته شدن تحریم‌ها به یک موضوع سیاستی ضروری تبدیل خواهد شد. در گذشته، اقتصاد ایران نسبت به نوسانات قیمت نفت بسیار حساس بوده است و در بلندمدت، ایران به یک صندوق ثروت مستقل نیاز دارد تا تأثیر نوسانات درآمدهای نفتی را کاهش دهد. چالش اصلی این است که چگونه اقتصاد ایران را در نظام اقتصادی منطقه‌ای و جهانی ادغام کنیم تا پتانسیل واقعی اقتصادی ایران محقق شود.

در نهایت، یادآوری این نکته مهم است که کووید-۱۹ نمی‌توانست در زمانی بدتر از این برای اقتصاد ایران رخ دهد. نمونه ما زمان بعد از مارس ۲۰۲۰ که اثرات کووید-۱۹ در ایران احساس شد را پوشش نمی‌دهد. اما واضح است که کووید-۱۹ می‌تواند پیامدهای میان‌مدت مهمی به خصوص برای بخش خدمات سنتی داشته باشد. شوک کووید جهانی بوده است -تقریباً ۲۰۰ کشور را با شدت‌های مختلف تحت تأثیر قرار داده است و تأثیرات آن از طریق تجارت جهانی و پیوندهای مالی تشدید شده است. تأثیر کامل اقتصادی کووید-۱۹ بر اقتصاد ایران معلوم نیست و نیاز به بررسی بیشتر دارد.

References

Abadie, A., A. Diamond, and J. Hainmueller (2010). Synthetic Control Methods for Comparative Case Studies: Estimatingthe Effect of California's Tobacco Control Program. *Journal of the American Statistical Association 105*, 493–505.

Abadie, A. and J. Gardeazabal (2003). The Economic Costs of Conflict: A Case Study of the Basque Country. *AmericanEconomic Review 93*, 113–132.

Alizadeh, P. (2017). Female labour-force participation in Iran: A review of the literature. *Country Briefing Paper No: 06.17.4prepared for the project "Dynamics of Gender Inequality in the Middle East, North Africa and South Asia"*.

Amuzegar, J. (1997a). Adjusting to Sanctions. *Foreign Affairs 76*, 31–41.

Amuzegar, J. (1997b). Iran's economy and the US sanctions. *Middle East Journal 51*, 185–199.

Andreas, P. (2005). Criminalizing Consequences of Sanctions: Embargo Busting and Its Legacy. *International StudiesQuarterly 49*, 335–360.

Bahmani-Oskooee, M. (1996). The Black Market Exchange Rate and Demand for Money in Iran. *Journal of Macroeco-nomics 18*, 171–176.

Baker, S. R., N. Bloom, and S. J. Davis (2016). Measuring economic policy uncertainty. *The Quarterly Journal of Eco-nomics 131*, 1593–1636.

Baumeister, C. and J. D. Hamilton (2015). Sign Restrictions, Structural Vector Autoregressions, and Useful Prior Informa-tion. *Econometrica 83*, 1963–1999.

Bonato, L. (2008). Money and Inflation in the Islamic Republic of Iran. *Review of Middle East Economics and Finance 4*,Article 3.

Borszik, O. (2016). International sanctions against Iran and Tehran's responses: political effects on the targeted regime.

Contemporary Politics 22, 20–39.

Carswell, R. (1981). Economic sanctions and the Iran experience. *Foreign Affairs 60*, 247–265.

Celasun, O. and M. Goswami (2002). An Analysis of Money Demand and Inflation in the Islamic Republic of Iran. *IMFWorking Paper No. 02/205*.

Chudik, A., K. Mohaddes, M. H. Pesaran, M. Raissi, and A. Rebucci (2020). A Counterfactual Economic Analysis of Covid-19 Using a Threshold Augmented Multi-Country Model. *National Bureau of Economic Research Working Paper No. 27855*.

Chudik, A., M. H. Pesaran, and E. Tosetti (2011). Weak and strong cross-section dependence and estimation of large panels.

The Econometrics Journal 14, C45–C90.

Dadkhah, K. and H. Zangeneh (1998). International Economic Sanctions Are Not Zero-Sum Games: There Are Only Losers.

Iranian Journal of Trade Studies Quarterly 1, 1–14.

Dizaji, S. F. (2014). The effects of oil shocks on government expenditures and government revenues nexus (with an applica-tion to Iran's sanctions). *Economic Modelling 40*, 299–313.

Dizaji, S. F. and M. R. Farzanegan (2021). Do Sanctions Constrain Military Spending of Iran? *Defence and Peace Eco-nomics 32*, 125–150.

Dizaji, S. F., E. H. Nasab, P. A. van Bergeijk, and A. Assari (2014). Exports, Government Size and Economic growth:Evidence from Iran as a Developing Oil-based Economy. *International Journal of Humanities 21*, 45–86.

Dizaji, S. F. and P. A. G. van Bergeijk (2013). Potential early phase success and ultimate failure of economic sanctions: AVAR approach with an application to Iran. *Journal of Peace Research 50*, 721–736.

Dornbusch, R. (1976). Expectations and Exchange Rate Dynamics. *Journal of Political Economy 84*,

1161–1176. Doudchenko, N. and G. W. Imbens (2016). Balancing, Regression, Difference-in-Differences and Synthetic Control Methods:
A Synthesis. *National Bureau of Economic Research Working Paper No. 22791*.
Downs, E. and S. Maloney (2011). Getting China to Sanction Iran: The Chinese-Iranian Oil Connection. *Foreign Affairs 90*,15–21.
Doxey, M. P. (1996). *International Sanctions in Contemporary Perspective* (2nd ed.). Palgrave Macmillan UK, London. Esfahani, H. S., K. Mohaddes, and M. H. Pesaran (2013). Oil exports and the Iranian economy. *The Quarterly Review of*
Economics and Finance 53, 221–237.
Esfahani, H. S. and P. Shajari (2012). Gender, education, family structure, and the allocation of labor in Iran. *Middle EastDevelopment Journal 4*, 1250008/1–1250008/40.
Farzanegan, M. R. (2011). Oil revenue shocks and government spending behavior in Iran. *Energy Economics 33*, 1055–1069.
Farzanegan, M. R. (2013). Effects of International Financial and Energy Sanctions on Iran's Informal Economy. *SAIS Reviewof International Affairs 33*, 13–36.
Farzanegan, M. R. (2014). Military spending and economic growth: The case of Iran. *Defence and Peace Economics 25*,247–269.
Farzanegan, M. R. (2019). The Effects of International Sanctions on Military Spending of Iran: A Synthetic Control Analysis.
CESifo Working Paper No. 7937.
Farzanegan, M. R. and P. Alaedini (2016). *Economic Welfare and Inequality in Iran: Developments since the Revolution*.
Palgrave Macmillan US, New York.
Farzanegan, M. R. and B. Hayo (2019). Sanctions and the shadow economy: empirical evidence from Iranian provinces.
Applied Economics Letters 26, 501–505.
Farzanegan, M. R. and G. Markwardt (2009). The effects of oil price shocks on the Iranian economy. *Energy Economics 31*,134–151.
Gardeazabal, J. and A. Vega-Bayo (2017). An empirical comparison between the synthetic control method and Hsiao et al.'spanel data approach to program evaluation. *Journal of Applied Econometrics 32*, 983–1002.
Gharehgozli, O. (2017). An estimation of the economic cost of recent sanctions on Iran using the synthetic control method.
Economics Letters 157, 141–144.
Greenwald, J. (Ed.) (2020). *Iran Under Sanctions*. John Hopkins University School of Advanced International Studies report.Haidar, J. I. (2017). Sanctions and export deflection: evidence from Iran. *Economic Policy 32*, 319–355.
Hsiao, C., H. S. Ching, and S. Ki Wan (2012). A panel data approach for program evaluation: Measuring the benefits ofpolitical and economic integration of Hong Kong with mainland China. *Journal of Applied Econometrics 27*, 705–740.
Hufbauer, G. C., J. J. Schott, and K. A. Elliott (1990). *Economic Sanctions Reconsidered: History and Current Policy* (2nd ed.), Volume 1. Peterson Institute for International Economics, Washington, D.C.
Karshenas, M. and M. H. Pesaran (1995). Economic reform and the reconstruction of the Iranian economy. *Middle East Journal 49*, 89–111.
Kokabisaghi, F. (2018). Assessment of the Effects of Economic Sanctions on Iranians' Right to Health by Using Human Rights Impact Assessment Tool: A Systematic Review. *International Journal of Health Policy and Management 7*, 374– 393.

Liu, O. and O. Adedeji (2000). Determinants of Inflation in the Islamic Republic of Iran: A Macroeconomic Analysis. *IMFWorking Paper No. 00/127*.

Majbouri, M. (2015). Female Labor Force Participation in Iran: A Structural Analysis. *Review of Middle East Economicsand Finance 11*, 1–23.

Majidpour, M. (2013). The Unintended Consequences of US-led Sanctions on Iranian Industries. *Iranian Studies 46*, 1–15.Maloney, S. (2015). *Iran's Political Economy since the Revolution*. Cambridge University Press, Cambridge.

Mazarei, A. (2019). Iran Has a Slow Motion Banking Crisis. *Peterson Institute for International Economics Policy Brief No.*

19-8.

Mazarei, A. (2020). Inflation Targeting in the Time of Sanctions and Pandemic. In *J. Greenwald (ed.) "Iran Under Sanc-tions", John Hopkins University School of Advanced International Studies report*.

Mohaddes, K. and M. H. Pesaran (2013). One hundred years of oil income and the Iranian economy: A curse or a blessing? In *Alizadeh, P. and H. Hakimian, (eds.), "Iran and the Global Economy: Petro populism, Islam and economic sanctions"*, Chapter 1, 12–45. Routledge, New York.

Mohaddes, K. and M. Raissi (2020). Compilation, Revision and Updating of the Global VAR (GVAR) Database, 1979Q2-2019Q4. *University of Cambridge: Judge Business School (mimeo)*.

Morgan, T. C., N. Bapat, and Y. Kobayashi (2014). Threat and imposition of economic sanctions 1945–2005: Updating the TIES dataset. *Conflict Management and Peace Science 31*, 541–558.

Naghavi, A. and G. Pignataro (2015). Theocracy and resilience against economic sanctions. *Journal of Economic Behavior & Organization 111*, 1–12.

Pape, R. A. (1997). Why Economic Sanctions Do Not Work. *International Security 22*, 90–136. Pape, R. A. (1998). Why Economic Sanctions *Still* Do Not Work. *International Security 23*, 66–77.

Peksen, D. (2009). Better or Worse? The Effect of Economic Sanctions on Human Rights. *Journal of Peace Research 46*, 59–77.

Peksen, D. and A. C. Drury (2010). Coercive or Corrosive: The Negative Impact of Economic Sanctions on Democracy.

International Interactions 36, 240–264.

Pesaran, M. H. (1992). The Iranian foreign exchange policy and the black market for dollars. *International Journal of MiddleEast Studies 24*, 101–125.

Pesaran, M. H. (2000). Economic Trends and Macroeconomic Policies in Post-Revolutionary Iran. In *P. Alizadeh (ed.), "TheEconomy of Iran: Dilemmas of an Islamic State"*, Chapter 2, 63-99. I.B. Tauris, London.

Pesaran, M. H. (2006). Estimation and inference in large heterogeneous panels with a multifactor error structure. *Econome-rica 74*, 967–1012.

Pesaran, M. H. (2015). *Time Series and Panel Data Econometrics*. Oxford University Press, Oxford.Plante, M. (2019). OPEC in the news. *Energy Economics 80*, 163–172.

Popova, L. and E. Rasoulinezhad (2016). Have Sanctions Modified Iran's Trade Policy? An Evidence of Asianization andDe-Europeanization through the Gravity Model. *Economies 4*, Article 24.

Wan, S.-K., Y. Xie, and C. Hsiao (2018). Panel data approach vs synthetic control method. *Economics Letters 164*, 121–123.Weiss, T. G., D. Cortright, G. A. Lopez, and L. Minear (Eds.) (1997). *Political Gain and Civilian Pain: Humanitarian*

Impacts of Economic Sanctions. Rowman & Littlefield, Lanham: MD.

جدول S.6b: برآوردهای فصلی معادله رشد عرضه پول در مدل SVAR ایران با متغیرهای داخلی با ترتیب: بازده نرخ ارز، رشد عرضه پول، تورم و رشد تولید، برآورد شده طی دوره زمانی سه ماهه اول ۱۹۸۹ تا سه ماهه اول ۲۰۲۰

Δm_t

	(۱)	(۲)	(۳)	(۴)	(۵)	(۶)	(۷)
s_t	۰,۰۰۱−	۰,۰۰۱−	۰,۰۰۱−	۰,۰۰۲	۰,۰۰۲	۰,۰۰۲	۰,۰۰۲
	(۰,۰۲۴)	(۰,۰۲۴)	(۰,۰۲۴)	(۰,۰۲۴)	(۰,۰۲۴)	(۰,۰۲۴)	(۰,۰۲۵)
s_{t-1}	۰,۰۱۱	۰,۰۱۱	۰,۰۱۲	۰,۰۰۹	۰,۰۰۹	۰,۰۰۸	۰,۰۰۸
	(۰,۰۲۴)	(۰,۰۲۴)	(۰,۰۲۴)	(۰,۰۲۴)	(۰,۰۲۴)	(۰,۰۲۴)	(۰,۰۲۵)
Δe_{ft}	۰,۰۱۶−	۰,۰۱۵−	۰,۰۱۵−	۰,۰۲۳−	۰,۰۲۳−	۰,۰۲۳−	۰,۰۲۳−
	(۰,۰۳۲)	(۰,۰۳۳)	(۰,۰۳۳)	(۰,۰۳۳)	(۰,۰۳۴)	(۰,۰۳۴)	(۰,۰۳۴)
$\Delta e_{f,t-1}$	۰,۰۳۹−	۰,۰۴۰−	۰,۰۴۰−	۰,۰۴۰−	۰,۰۴۰−	۰,۰۴۰−	۰,۰۳۹−
	(۰,۰۳۴)	(۰,۰۳۴)	(۰,۰۳۴)	(۰,۰۳۴)	(۰,۰۳۴)	(۰,۰۳۴)	(۰,۰۳۵)
Δm_{t-1}	***۰,۲۸۵−	***۰,۲۸۹−	***۰,۲۸۹−	***۰,۳۰۴−	***۰,۳۰۴−	***۰,۳۰۴−	***۰,۳۰۲−
	(۰,۰۸۹)	(۰,۰۹۰)	(۰,۰۹۰)	(۰,۰۹۰)	(۰,۰۹۲)	(۰,۰۹۲)	(۰,۰۹۳)
Δp_{t-1}	۰,۱۲۶	۰,۱۳۲	۰,۱۳۲	۰,۱۱۰	۰,۱۱۰	۰,۱۰۸	۰,۱۰۶
	(۰,۱۱۷)	(۰,۱۱۸)	(۰,۱۱۹)	(۰,۱۱۹)	(۰,۱۲۰)	(۰,۱۲۱)	(۰,۱۲۲)
Δy_{t-1}	۰,۰۶۴−	۰,۰۶۴−	۰,۰۶۴−	۰,۰۷۰−	۰,۰۷۰−	۰,۰۷۰−	۰,۰۷۰−
	(۰,۰۸۶)	(۰,۰۸۶)	(۰,۰۸۷)	(۰,۰۸۶)	(۰,۰۸۷)	(۰,۰۸۷)	(۰,۰۸۷)
$\Delta \bar{y}_{wt}$		۰,۱۳۵	۰,۱۲۷	۰,۲۷۲−	۰,۲۷۳−	۰,۲۶۵−	۰,۲۷۱−
		(۰,۴۰۵)	(۰,۴۳۹)	(۰,۴۹۴)	(۰,۴۹۸)	(۰,۵۰۴)	(۰,۵۰۸)
Δp_t^0			۰,۰۰۱	۰,۰۰۶−	۰,۰۰۶−	۰,۰۰۶−	۰,۰۰۵−
			(۰,۰۱۹)	(۰,۰۱۹)	(۰,۰۲۱)	(۰,۰۲۱)	(۰,۰۲۴)
gr y				*۰,۱۴۵−	*۰,۱۴۵−	۰,۱۵۴−	۰,۱۵۵−
				(۰,۰۸۵)	(۰,۰۸۶)	(۰,۱۱۰)	(۰,۱۱۱)
$\Delta \bar{e}_{wt}$					۰,۰۰۶−	۰,۰۰۶−	۰,۰۰۱−
					(۰,۱۵۶)	(۰,۱۵۷)	(۰,۱۶۲)
$\Delta \overline{req}_{wt}$						۰,۰۰۷−	۰,۰۰۶−
						(۰,۰۵۵)	(۰,۰۵۵)
$\Delta \bar{r}_{wt}$							۰,۶۰۶−
							(۴,۴۶۱)
آزمون همبستگی سریالی پسماندها	۷,۰۵۱	۷,۱۶۵	۷,۱۷۴	۶,۳۶۳	۶,۴۱۱	۶,۶۵۳	۶,۶۵۰
	[۰,۱۳۳]	[۰,۱۲۷]	[۰,۱۲۷]	[۰,۱۷۴]	[۰,۱۷۱]	[۰,۱۵۵]	[۰,۱۵۶]
R^2 تعدیل‌شده	۰,۰۵۴	۰,۰۴۷	۰,۰۳۸	۰,۰۵۴	۰,۰۴۵	۰,۰۳۷	۰,۰۲۹

نکات: برای آگاهی از جزئیات مربوط به ساخت و منابع داده‌های مورد استفاده، نکات جدول S.6a را ببینید.

جدول S.6c: برآوردهای فصلی معادله نرخ تورم در مدل SVAR ایران با متغیرهای داخلی با ترتیب: بازده نرخ ارز، رشد عرضه پول، تورم و رشد تولید، برآورد شده طی دوره زمانی سه ماهه اول ۱۹۸۹ تا سه ماهه اول ۲۰۲۰

	Δp_t						
	(۱)	(۲)	(۳)	(۴)	(۵)	(۶)	(۷)
s_t	−۰,۰۳۳**	−۰,۰۳۳***	−۰,۰۳۲**	−۰,۰۳۲**	−۰,۰۳۳***	−۰,۰۳۰**	−۰,۰۳۰**
	(۰,۰۱۳)	(۰,۰۱۲)	(۰,۰۱۳)	(۰,۰۱۳)	(۰,۰۱۲)	(۰,۰۱۳)	(۰,۰۱۳)
s_{t-1}	۰,۰۳۴**	۰,۰۳۷***	۰,۰۳۶***	۰,۰۳۶***	۰,۰۳۶***	۰,۰۳۳**	۰,۰۳۳**
	(۰,۰۱۳)	(۰,۰۱۳)	(۰,۰۱۳)	(۰,۰۱۳)	(۰,۰۱۳)	(۰,۰۱۳)	(۰,۰۱۳)
Δe_{ft}	۰,۱۵۳***	۰,۱۶۲***	۰,۱۶۴***	۰,۱۶۳***	۰,۱۶۸***	۰,۱۶۶***	۰,۱۶۷***
	(۰,۰۱۸)	(۰,۰۱۷)	(۰,۰۱۷)	(۰,۰۱۷)	(۰,۰۱۷)	(۰,۰۱۷)	(۰,۰۱۷)
Δm_t	−۰,۰۲۶	−۰,۰۳۲	−۰,۰۳۱	−۰,۰۳۳	−۰,۰۳۲	−۰,۰۳۲	−۰,۰۳۱
	(۰,۰۵۰)	(۰,۰۴۸)	(۰,۰۴۸)	(۰,۰۴۹)	(۰,۰۴۹)	(۰,۰۴۸)	(۰,۰۴۸)
$\Delta e_{f,t-1}$	−۰,۰۰۳	−۰,۰۱۰	−۰,۰۱۰	−۰,۰۱۰	−۰,۰۰۸	−۰,۰۰۶	−۰,۰۰۷
	(۰,۰۲۰)	(۰,۰۱۹)	(۰,۰۱۹)	(۰,۰۲۰)	(۰,۰۱۹)	(۰,۰۱۹)	(۰,۰۱۹)
Δm_{t-1}	−۰,۰۱۶	−۰,۰۳۸	−۰,۰۴۲	−۰,۰۴۳	−۰,۰۵۶	−۰,۰۵۴	−۰,۰۵۹
	(۰,۰۵۰)	(۰,۰۴۸)	(۰,۰۴۹)	(۰,۰۴۹)	(۰,۰۴۹)	(۰,۰۴۹)	(۰,۰۵۰)
Δp_{t-1}	۰,۴۵۶***	۰,۴۹۰***	۰,۴۸۴***	۰,۴۸۴***	۰,۴۶۰***	۰,۴۴۳***	۰,۴۴۱***
	(۰,۰۹۰)	(۰,۰۸۶)	(۰,۰۸۷)	(۰,۰۸۷)	(۰,۰۸۷)	(۰,۰۸۸)	(۰,۰۸۸)
Δy_{t-1}	۰,۰۲۶	۰,۰۲۳	۰,۰۲۵	۰,۰۲۴	۰,۰۲۲	۰,۰۲۳	۰,۰۲۳
	(۰,۰۴۸)	(۰,۰۴۶)	(۰,۰۴۶)	(۰,۰۴۷)	(۰,۰۴۶)	(۰,۰۴۶)	(۰,۰۴۶)
Δp_{t-2}	۰,۱۸۰**	۰,۱۷۴**	۰,۱۸۱**	۰,۱۷۹**	۰,۱۹۹**	۰,۲۰۷***	۰,۲۱۶***
	(۰,۰۸۰)	(۰,۰۷۶)	(۰,۰۷۷)	(۰,۰۷۸)	(۰,۰۷۸)	(۰,۰۷۸)	(۰,۰۷۹)
$\Delta \bar{y}_{wt}$		۰,۷۲۱***	۰,۸۰۱***	۰,۷۷۷***	۰,۷۵۱***	۰,۷۹۵***	۰,۸۱۳***
		(۰,۲۰۹)	(۰,۲۲۵)	(۰,۲۵۸)	(۰,۲۵۶)	(۰,۲۵۷)	(۰,۲۵۹)
Δp_t^0			−۰,۰۰۹	−۰,۰۱۰	−۰,۰۱۸	−۰,۰۱۹*	−۰,۰۲۳*
			(۰,۰۱۰)	(۰,۰۱۰)	(۰,۰۱۱)	(۰,۰۱۱)	(۰,۰۱۲)
grv				−۰,۰۰۹	−۰,۰۰۲	−۰,۰۴۹	−۰,۰۴۶
				(۰,۰۴۵)	(۰,۰۴۵)	(۰,۰۵۷)	(۰,۰۵۷)
$\Delta \bar{e}_{wt}$					−۰,۱۳۸*	−۰,۱۴۱*	−۰,۱۵۶*
					(۰,۰۸۱)	(۰,۰۸۱)	(۰,۰۸۴)
$\Delta \overline{req}_{wt}$						−۰,۰۳۸	−۰,۰۴۰
						(۰,۰۲۸)	(۰,۰۲۸)
$\Delta \bar{r}_{wt}$							۱,۸۰۲
							(۲,۲۸۷)
آزمون همبستگی سریالی پسماندها	۱۳,۹۵۴	۸,۲۳۶	۹,۹۹۳	۱۰,۳۹۳	۱۰,۹۸۴	۹,۲۳۹	۹,۵۲۶
	[۰,۰۰۷]	[۰,۰۸۳]	[۰,۰۴۱]	[۰,۰۳۴]	[۰,۰۲۷]	[۰,۰۵۵]	[۰,۰۴۹]
R^2 تعدیل‌شده	۰,۶۳۸	۰,۶۶۹	۰,۶۶۹	۰,۶۶۶	۰,۶۷۲	۰,۶۷۴	۰,۶۷۳

نکات: برای آگاهی از جزئیات مربوط به ساخت و منابع داده‌های مورد استفاده، نکات جدول S.6a را ببینید.

جدول S.6d: برآوردهای فصلی معادله رشد تولید در مدل SVAR ایران با متغیرهای داخلی با ترتیب: بازده نرخ ارز، رشد عرضه پول، تورم و رشد تولید، برآورد شده طی دوره زمانی سه ماهه اول ۱۹۸۹ تا سه ماهه اول ۲۰۲۰

	Δy_t						
	(۱)	(۲)	(۳)	(۴)	(۵)	(۶)	(۷)
s_t	۰,۰۲۱ (۰,۰۲۵)	۰,۰۲۱ (۰,۰۲۵)	۰,۰۲۰ (۰,۰۲۵)	۰,۰۲۱ (۰,۰۲۵)	۰,۰۱۶ (۰,۰۲۵)	۰,۰۱۷ (۰,۰۲۵)	۰,۰۱۷ (۰,۰۲۶)
s_{t-1}	**۰,۰۵۷− (۰,۰۲۵)	**۰,۰۵۸− (۰,۰۲۶)	**۰,۰۵۷− (۰,۰۲۶)	**۰,۰۵۸− (۰,۰۲۶)	**۰,۰۵۵− (۰,۰۲۶)	**۰,۰۵۶− (۰,۰۲۶)	**۰,۰۵۷− (۰,۰۲۶)
Δe_{ft}	***۰,۱۲۳− (۰,۰۴۲)	***۰,۱۲۵− (۰,۰۴۴)	***۰,۱۲۷− (۰,۰۴۵)	***۰,۱۳۰− (۰,۰۴۵)	**۰,۱۱۳− (۰,۰۴۶)	**۰,۱۱۳− (۰,۰۴۶)	**۰,۱۱۶− (۰,۰۴۶)
Δm_t	۰,۰۹۶ (۰,۰۹۴)	۰,۰۹۷ (۰,۰۹۴)	۰,۰۹۷ (۰,۰۹۵)	۰,۰۸۸ (۰,۰۹۶)	۰,۰۸۶ (۰,۰۹۵)	۰,۰۸۵ (۰,۰۹۶)	۰,۰۸۴ (۰,۰۹۶)
Δp_t	*۰,۳۳۵ (۰,۱۷۱)	*۰,۳۴۱ (۰,۱۸۰)	*۰,۳۴۸ (۰,۱۸۱)	*۰,۳۴۴ (۰,۱۸۲)	*۰,۳۰۴ (۰,۱۸۱)	۰,۳۰۰ (۰,۱۸۳)	*۰,۳۰۵ (۰,۱۸۳)
$\Delta e_{f,t-1}$	۰,۰۳۳ (۰,۰۳۴)	۰,۰۳۳ (۰,۰۳۵)	۰,۰۳۵ (۰,۰۳۵)	۰,۰۳۴ (۰,۰۳۵)	۰,۰۳۴ (۰,۰۳۵)	۰,۰۳۴ (۰,۰۳۵)	۰,۰۳۸ (۰,۰۳۵)
Δm_{t-1}	۰,۰۲۲− (۰,۰۹۴)	۰,۰۲۰− (۰,۰۹۵)	۰,۰۱۶− (۰,۰۹۶)	۰,۰۲۴− (۰,۰۹۷)	۰,۰۵۱− (۰,۰۹۷)	۰,۰۵۱− (۰,۰۹۸)	۰,۰۴۰− (۰,۰۹۸)
Δp_{t-1}	***۰,۴۹۰− (۰,۱۵۷)	***۰,۴۹۶− (۰,۱۶۵)	***۰,۴۹۹− (۰,۱۶۶)	***۰,۵۰۲− (۰,۱۶۷)	***۰,۴۹۵− (۰,۱۶۵)	***۰,۴۹۵− (۰,۱۶۶)	***۰,۵۰۹− (۰,۱۶۷)
Δy_{t-1}	**۰,۱۹۵− (۰,۰۸۷)	**۰,۱۹۵− (۰,۰۸۸)	**۰,۱۹۶− (۰,۰۸۸)	**۰,۱۹۹− (۰,۰۸۸)	**۰,۲۱۰− (۰,۰۸۸)	**۰,۲۱۰− (۰,۰۸۸)	**۰,۲۰۸− (۰,۰۸۸)
$\Delta \bar{y}_{wt}$		۰,۰۴۹− (۰,۴۳۲)	۰,۱۴۵− (۰,۴۶۷)	۰,۲۷۸− (۰,۵۲۴)	۰,۳۱۳− (۰,۵۱۹)	۰,۲۹۸− (۰,۵۲۷)	۰,۳۳۵− (۰,۵۲۹)
Δp_t^0			۰,۰۱۰ (۰,۰۱۹)	۰,۰۰۸ (۰,۰۱۹)	۰,۰۰۹− (۰,۰۲۱)	۰,۰۰۹− (۰,۰۲۱)	۰,۰۰۱− (۰,۰۲۴)
gr y₹				۰,۰۵۰− (۰,۰۸۸)	۰,۰۳۹− (۰,۰۸۸)	۰,۰۵۳− (۰,۱۱۲)	۰,۰۵۸− (۰,۱۱۳)
$\Delta \bar{e}_{wt}$					*۰,۲۹۱− (۰,۱۵۹)	*۰,۲۹۱− (۰,۱۶۰)	۰,۲۶۱− (۰,۱۶۴)
$\Delta \overline{req}_{wt}$						۰,۰۱۱− (۰,۰۵۵)	۰,۰۰۶− (۰,۰۵۶)
$\Delta \bar{r}_{wt}$							۳,۷۳۴− (۴,۴۸۷)
آزمون همبستگی سریالی پسماندها	۷,۱۵۷ [۰,۱۲۸]	۷,۱۰۸ [۰,۱۳۰]	۶,۹۹۱ [۰,۱۳۶]	۷,۱۴۳ [۰,۱۲۹]	۷,۸۱۳ [۰,۰۹۹]	۷,۸۱۵ [۰,۰۹۹]	۷,۷۸۲ [۰,۱۰۰]
R^2 تعدیل‌شده	۰,۱۳۷	۰,۱۲۹	۰,۱۲۴	۰,۱۱۹	۰,۱۳۷	۰,۱۲۹	۰,۱۲۷

نکات: برای آگاهی از جزئیات مربوط به ساخت و منابع داده‌های مورد استفاده، نکات جدول S.6a را ببینید.

جدول S.7a: برآوردهای فصلی معادله نرخ تورم در مدل SVAR ایران با متغیرهای داخلی با ترتیب: تورم، بازده نرخ ارز، رشد عرضه پول، و رشد تولید، برآورد شده طی دوره زمانی سه ماهه اول ۱۹۸۹ تا سه ماهه اول ۲۰۲۰

	Δp_t						
	(۱)	(۲)	(۳)	(۴)	(۵)	(۶)	(۷)
s_t	۰,۰۱۵	۰,۰۱۷	۰,۰۱۷	۰,۰۱۷	۰,۰۱۷	۰,۰۲۰	۰,۰۲۱
	(۰,۰۱۵)	(۰,۰۱۵)	(۰,۰۱۵)	(۰,۰۱۵)	(۰,۰۱۵)	(۰,۰۱۵)	(۰,۰۱۶)
s_{t-1}	۰,۰۰۴–	۰,۰۰۴–	۰,۰۰۴–	۰,۰۰۴–	۰,۰۰۴–	۰,۰۰۷–	۰,۰۰۷–
	(۰,۰۱۶)	(۰,۰۱۶)	(۰,۰۱۶)	(۰,۰۱۶)	(۰,۰۱۶)	(۰,۰۱۶)	(۰,۰۱۶)
$\Delta e_{f,t-1}$	**۰,۰۵۰	**۰,۰۴۹	**۰,۰۴۹	*۰,۰۴۶	*۰,۰۴۷	*۰,۰۴۸	*۰,۰۴۸
	(۰,۰۲۴)	(۰,۰۲۴)	(۰,۰۲۴)	(۰,۰۲۵)	(۰,۰۲۵)	(۰,۰۲۵)	(۰,۰۲۵)
Δm_{t-1}	۰,۰۳۶	۰,۰۲۷	۰,۰۲۷	۰,۰۲۰	۰,۰۱۹	۰,۰۲۱	۰,۰۲۰
	(۰,۰۶۱)	(۰,۰۶۲)	(۰,۰۶۲)	(۰,۰۶۲)	(۰,۰۶۳)	(۰,۰۶۳)	(۰,۰۶۴)
Δp_{t-1}	***۰,۳۹۶	***۰,۴۱۱	***۰,۴۱۱	***۰,۴۱۱	***۰,۴۱۰	***۰,۳۸۴	***۰,۳۸۴
	(۰,۱۱۴)	(۰,۱۱۴)	(۰,۱۱۵)	(۰,۱۱۵)	(۰,۱۱۷)	(۰,۱۱۷)	(۰,۱۱۸)
Δy_{t-1}	۰,۰۰۹	۰,۰۰۷	۰,۰۰۷	۰,۰۰۳	۰,۰۰۳	۰,۰۰۵	۰,۰۰۴
	(۰,۰۶۱)	(۰,۰۶۱)	(۰,۰۶۲)	(۰,۰۶۲)	(۰,۰۶۲)	(۰,۰۶۲)	(۰,۰۶۲)
Δp_{t-2}	*۰,۱۹۴	*۰,۱۹۲	*۰,۱۹۲	*۰,۱۸۱	*۰,۱۸۲	*۰,۱۹۴	*۰,۱۹۶
	(۰,۱۰۲)	(۰,۱۰۲)	(۰,۱۰۲)	(۰,۱۰۳)	(۰,۱۰۵)	(۰,۱۰۴)	(۰,۱۰۶)
$\Delta \bar{y}_{wt}$		۰,۳۸۱	۰,۳۸۵	۰,۲۱۷	۰,۲۱۴	۰,۲۹۲	۰,۲۹۵
		(۰,۲۷۵)	(۰,۲۹۶)	(۰,۳۳۴)	(۰,۳۳۷)	(۰,۳۳۸)	(۰,۳۴۱)
Δp_t^0			۰,۰۰۱–	۰,۰۰۳–	۰,۰۰۴–	۰,۰۰۵–	۰,۰۰۷–
			(۰,۰۱۳)	(۰,۰۱۳)	(۰,۰۱۵)	(۰,۰۱۵)	(۰,۰۱۶)
gr ɣ				۰,۰۶۴–	۰,۰۶۴–	*۰,۱۳۵–	*۰,۱۳۵–
				(۰,۰۵۹)	(۰,۰۵۹)	(۰,۰۷۴)	(۰,۰۷۵)
$\Delta \bar{e}_{wt}$					۰,۰۰۹–	۰,۰۱۵–	۰,۰۱۸–
					(۰,۱۰۸)	(۰,۱۰۸)	(۰,۱۱۱)
$\Delta \overline{req}_{wt}$						۰,۰۵۹–	۰,۰۵۹–
						(۰,۰۳۷)	(۰,۰۳۸)
$\Delta \bar{r}_{wt}$							۰,۴۴۳
							(۳,۰۸۱)
آزمون همبستگی سریالی پسماندها	۳,۲۹۳	۳,۸۰۲	۳,۹۴۱	۴,۱۶۸	۴,۱۰۱	۴,۵۶۳	۴,۷۳۴
	[۰,۵۱۰]	[۰,۴۳۳]	[۰,۴۱۴]	[۰,۳۸۴]	[۰,۳۹۲]	[۰,۳۳۵]	[۰,۳۱۶]
R^2 تعدیل‌شده	۰,۴۰۶	۰,۴۱۱	۰,۴۰۶	۰,۴۰۷	۰,۴۰۱	۰,۴۰۹	۰,۴۰۴

نکات: متغیرها به صورت زیر مرتب شده‌اند: $\boldsymbol{\Delta p_t}$ ، $\boldsymbol{\Delta e_{ft}}$، $\boldsymbol{\Delta m_t}$ و $\boldsymbol{\Delta y_t}$، که در آن: $\boldsymbol{\Delta p_t} = \ln(P_t / P_{t-1})$ ، P_t شاخص فصلی قیمت مصرف‌کننده در ایران است؛ $\boldsymbol{\Delta e_{ft}} = \ln(E_{ft} / E_{f,t-1})$، E_{ft} نسبت فصلی ریال به دلار آمریکا در بازار آزاد؛ $\Delta mt = \ln(M_{2t} / M_{2,t-1})$، M_{2t} با جمع کردن M1 و "شبه پول" به دست می‌آید؛ $\boldsymbol{\Delta y_t} = \ln(Y_t / Y_{t-1})$، Y_t تولید واقعی فصلی در ایران است. برای آگاهی از جزئیات مربوط به ساخت و منابع داده‌های مورد استفاده، نکات جدول S.6a را ببینید.

جدول S.7b: برآوردهای فصلی معادله نرخ تغییر نرخ ارز در بازار آزاد در مدل SVAR ایران با متغیرهای داخلی با ترتیب: تورم، بازده نرخ ارز، رشد عرضه پول، و رشد تولید، برآورد شده طی دوره زمانی سه ماهه اول ۱۹۸۹ تا سه ماهه اول ۲۰۲۰

	Δe_{ft}						
	(۱)	(۲)	(۳)	(۴)	(۵)	(۶)	(۷)
s_t	***۰,۲۸۶	***۰,۲۷۲	***۰,۲۶۵	***۰,۲۶۶	***۰,۲۶۷	***۰,۲۶۶	***۰,۲۶۵
	(۰,۰۴۸)	(۰,۰۴۶)	(۰,۰۴۶)	(۰,۰۴۶)	(۰,۰۴۵)	(۰,۰۴۶)	(۰,۰۴۶)
s_{t-1}	***۰,۲۵۰−	***۰,۲۵۵−	***۰,۲۴۸−	***۰,۲۴۸−	***۰,۲۴۵−	***۰,۲۴۴−	***۰,۲۴۵−
	(۰,۰۵۰)	(۰,۰۴۸)	(۰,۰۴۸)	(۰,۰۴۸)	(۰,۰۴۷)	(۰,۰۴۸)	(۰,۰۴۸)
Δp_t	***۲,۵۴۱	***۲,۶۷۲	***۲,۶۶۸	***۲,۶۳۷	***۲,۶۲۶	***۲,۶۳۱	***۲,۶۲۹
	(۰,۲۹۳)	(۰,۲۸۲)	(۰,۲۸۱)	(۰,۲۸۳)	(۰,۲۷۹)	(۰,۲۸۲)	(۰,۲۸۳)
$\Delta e_{f,t-1}$	***۰,۲۵۷	***۰,۲۶۳	***۰,۲۶۷	***۰,۲۶۴	***۰,۲۵۵	***۰,۲۵۴	***۰,۲۶۱
	(۰,۰۷۲)	(۰,۰۶۸)	(۰,۰۶۸)	(۰,۰۶۸)	(۰,۰۶۷)	(۰,۰۶۸)	(۰,۰۶۸)
Δm_{t-1}	۰,۱۷۵	۰,۲۴۶	۰,۲۶۱	۰,۲۴۱	۰,۲۹۵	۰,۲۹۴	۰,۳۱۲
	(۰,۱۹۸)	(۰,۱۸۹)	(۰,۱۸۹)	(۰,۱۹۰)	(۰,۱۸۹)	(۰,۱۹۰)	(۰,۱۹۲)
Δp_{t-1}	***۱,۶۹۶−	***۱,۸۷۷−	***۱,۸۶۵−	***۱,۸۷۰−	***۱,۸۱۲−	***۱,۸۱۱−	***۱,۸۲۷−
	(۰,۳۰۶)	(۰,۲۹۵)	(۰,۲۹۵)	(۰,۲۹۵)	(۰,۲۹۱)	(۰,۲۹۳)	(۰,۲۹۴)
Δy_{t-1}	۰,۰۸۲−	۰,۰۶۶−	۰,۰۷۳−	۰,۰۷۹−	۰,۰۴۹−	۰,۰۴۹−	۰,۰۴۴−
	(۰,۱۹۲)	(۰,۱۸۳)	(۰,۱۸۲)	(۰,۱۸۲)	(۰,۱۸۰)	(۰,۱۸۱)	(۰,۱۸۱)
$\Delta \bar{y}_{wt}$		***۳,۱۰۲−	***۳,۵۱۵−	***۳,۹۴۵−	***۳,۷۰۴−	***۳,۷۲۴−	***۳,۷۷۴−
		(۰,۸۵۴)	(۰,۹۱۲)	(۱,۰۲۱)	(۱,۰۱۱)	(۱,۰۲۷)	(۱,۰۳۲)
Δp_t^0			۰,۰۴۹	۰,۰۴۱	*۰,۰۸۱	*۰,۰۸۱	**۰,۰۹۷
			(۰,۰۳۹)	(۰,۰۴۰)	(۰,۰۴۳)	(۰,۰۴۴)	(۰,۰۴۹)
grv_t				۰,۱۶۹−	۰,۱۹۰−	۰,۱۷۲−	۰,۱۸۰−
				(۰,۱۸۰)	(۰,۱۷۸)	(۰,۲۲۹)	(۰,۲۳۰)
$\Delta \bar{e}_{wt}$					**۰,۶۹۶	**۰,۶۹۷	**۰,۷۵۰
					(۰,۳۲۱)	(۰,۳۲۲)	(۰,۳۳۱)
$\Delta \overline{req}_{wt}$						۰,۰۱۴	۰,۰۲۲
						(۰,۱۱۴)	(۰,۱۱۵)
$\Delta \bar{r}_{wt}$							۶,۸۲۹−
							(۹,۲۳۵)
آزمون همبستگی سریالی پسماندها	۱۱,۵۶۰	۸,۰۰۱	۸,۶۶۵	۷,۶۷۰	۸,۲۲۳	۸,۱۷۵	۷,۹۳۰
	[۰,۰۲۱]	[۰,۰۹۲]	[۰,۰۷۰]	[۰,۱۰۴]	[۰,۰۸۴]	[۰,۰۸۵]	[۰,۰۹۴]
R^2 تعدیل‌شده	۰,۵۲۳	۰,۵۶۸	۰,۵۷۱	۰,۵۷۰	۰,۵۸۴	۰,۵۸۰	۰,۵۷۸

نکات: برای آگاهی از جزئیات مربوط به ساخت و منابع داده‌های مورد استفاده، نکات جدول S.6a را ببینید.

جدول S.7c: برآوردهای فصلی معادله رشد عرضه پول در مدل SVAR ایران با متغیرهای داخلی با ترتیب: تورم، بازده نرخ ارز، رشد عرضه پول، و رشد تولید، برآورد شده طی دوره زمانی سه ماهه اول ۱۹۸۹ تا سه ماهه اول ۲۰۲۰

	Δm_t						
	(۱)	(۲)	(۳)	(۴)	(۵)	(۶)	(۷)
s_t	۰,۰۰۵–	۰,۰۰۷–	۰,۰۰۷–	۰,۰۰۴–	۰,۰۰۵–	۰,۰۰۴–	۰,۰۰۴–
	(۰,۰۲۵)	(۰,۰۲۵)	(۰,۰۲۵)	(۰,۰۲۵)	(۰,۰۲۵)	(۰,۰۲۵)	(۰,۰۲۵)
s_{t-1}	۰,۰۱۶	۰,۰۱۸	۰,۰۱۸	۰,۰۱۶	۰,۰۱۶	۰,۰۱۵	۰,۰۱۵
	(۰,۰۲۵)	(۰,۰۲۵)	(۰,۰۲۵)	(۰,۰۲۵)	(۰,۰۲۵)	(۰,۰۲۵)	(۰,۰۲۶)
Δp_t	۰,۱۲۰–	۰,۱۵۱–	۰,۱۵۱–	۰,۱۶۰–	۰,۱۶۳–	۰,۱۶۸–	۰,۱۶۷–
	(۰,۱۶۹)	(۰,۱۷۷)	(۰,۱۷۹)	(۰,۱۷۷)	(۰,۱۷۹)	(۰,۱۸۱)	(۰,۱۸۲)
Δe_{ft}	۰,۰۰۲	۰,۰۱۰	۰,۰۱۰	۰,۰۰۳	۰,۰۰۵	۰,۰۰۵	۰,۰۰۵
	(۰,۰۴۱)	(۰,۰۴۴)	(۰,۰۴۴)	(۰,۰۴۴)	(۰,۰۴۵)	(۰,۰۴۵)	(۰,۰۴۶)
$\Delta e_{f,t-1}$	۰,۰۴۱–	۰,۰۴۴–	۰,۰۴۴–	۰,۰۴۴–	۰,۰۴۴–	۰,۰۴۴–	۰,۰۴۴–
	(۰,۰۳۴)	(۰,۰۳۴)	(۰,۰۳۵)	(۰,۰۳۴)	(۰,۰۳۴)	(۰,۰۳۵)	(۰,۰۳۵)
Δm_{t-1}	***۰,۲۸۵–	***۰,۲۹۲–	***۰,۲۹۲–	***۰,۳۰۷–	***۰,۳۰۹–	***۰,۳۰۸–	***۰,۳۰۷–
	(۰,۰۸۹)	(۰,۰۹۰)	(۰,۰۹۱)	(۰,۰۹۰)	(۰,۰۹۲)	(۰,۰۹۲)	(۰,۰۹۴)
Δp_{t-1}	۰,۱۹۸	۰,۲۲۶	۰,۲۲۶	۰,۲۰۹	۰,۲۱۰	۰,۲۰۹	۰,۲۰۷
	(۰,۱۵۴)	(۰,۱۶۲)	(۰,۱۶۳)	(۰,۱۶۲)	(۰,۱۶۳)	(۰,۱۶۳)	(۰,۱۶۵)
Δy_{t-1}	۰,۰۶۴–	۰,۰۶۴–	۰,۰۶۴–	۰,۰۷۰–	۰,۰۷۱–	۰,۰۷۱–	۰,۰۷۱–
	(۰,۰۸۶)	(۰,۰۸۶)	(۰,۰۸۷)	(۰,۰۸۶)	(۰,۰۸۷)	(۰,۰۸۷)	(۰,۰۸۸)
$\Delta \bar{y}_{wt}$		۰,۲۴۵	۰,۲۴۶	۰,۱۵۲–	۰,۱۵۵–	۰,۱۳۷–	۰,۱۴۲–
		(۰,۴۲۶)	(۰,۴۶۱)	(۰,۵۱۲)	(۰,۵۱۵)	(۰,۵۲۳)	(۰,۵۲۷)
Δp_t^0			۰,۰۰۰۲–	۰,۰۰۷–	۰,۰۰۸–	۰,۰۰۸–	۰,۰۰۷–
			(۰,۰۱۹)	(۰,۰۱۹)	(۰,۰۲۱)	(۰,۰۲۱)	(۰,۰۲۴)
gr ɣ				*۰,۱۴۷–	*۰,۱۴۷–	۰,۱۶۲–	۰,۱۶۳–
				(۰,۰۸۵)	(۰,۰۸۶)	(۰,۱۱۰)	(۰,۱۱۱)
$\Delta \bar{e}_{wt}$					۰,۰۲۳–	۰,۰۲۴–	۰,۰۲۰–
					(۰,۱۵۸)	(۰,۱۵۸)	(۰,۱۶۳)
$\Delta \overline{req}_{wt}$						۰,۰۱۳–	۰,۰۱۲–
						(۰,۰۵۵)	(۰,۰۵۶)
$\Delta \bar{r}_{wt}$							۰,۴۴۹–
							(۴,۴۶۸)
آزمون همبستگی سریالی پسماندها	۶,۵۱۶	۶,۳۳۱	۶,۳۲۹	۴,۹۴۶	۴,۹۸۹	۵,۲۸۳	۵,۲۶۶
	[۰,۱۶۴]	[۰,۱۷۶]	[۰,۱۷۶]	[۰,۲۹۳]	[۰,۲۸۸]	[۰,۲۵۹]	[۰,۲۶۱]
R^2 تعدیل‌شده	۰,۰۵۰	۰,۰۴۴	۰,۰۳۶	۰,۰۵۲	۰,۰۴۴	۰,۰۳۶	۰,۰۲۷

نکات: برای آگاهی از جزئیات مربوط به ساخت و منابع داده‌های مورد استفاده، نکات جدول S.6a را ببینید.

جدول S.7d: برآوردهای فصلی معادله رشد تولید در مدل SVAR ایران با متغیرهای داخلی با ترتیب: تورم، بازده نرخ ارز، رشد عرضه پول، و رشد تولید، برآورد شده طی دوره زمانی سه ماهه اول ۱۹۸۹ تا سه ماهه اول ۲۰۲۰

	Δy_t						
	(۱)	(۲)	(۳)	(۴)	(۵)	(۶)	(۷)
s_t	۰,۰۲۱	۰,۰۲۱	۰,۰۲۰	۰,۰۲۱	۰,۰۱۶	۰,۰۱۷	۰,۰۱۷
	(۰,۰۲۵)	(۰,۰۲۵)	(۰,۰۲۵)	(۰,۰۲۵)	(۰,۰۲۵)	(۰,۰۲۵)	(۰,۰۲۶)
s_{t-1}	**۰,۰۵۷−	**۰,۰۵۸−	**۰,۰۵۷−	**۰,۰۵۸−	**۰,۰۵۵−	**۰,۰۵۶−	**۰,۰۵۷−
	(۰,۰۲۵)	(۰,۰۲۶)	(۰,۰۲۶)	(۰,۰۲۶)	(۰,۰۲۶)	(۰,۰۲۶)	(۰,۰۲۶)
Δe_{ft}	***۰,۱۲۳−	***۰,۱۲۵−	***۰,۱۲۷−	***۰,۱۳۰−	**۰,۱۱۳−	**۰,۱۱۳−	**۰,۱۱۶−
	(۰,۰۴۲)	(۰,۰۴۴)	(۰,۰۴۵)	(۰,۰۴۵)	(۰,۰۴۶)	(۰,۰۴۶)	(۰,۰۴۶)
Δm_t	۰,۰۹۶	۰,۰۹۷	۰,۰۹۷	۰,۰۸۸	۰,۰۸۶	۰,۰۸۵	۰,۰۸۴
	(۰,۰۹۴)	(۰,۰۹۴)	(۰,۰۹۵)	(۰,۰۹۶)	(۰,۰۹۵)	(۰,۰۹۶)	(۰,۰۹۶)
Δp_t	*۰,۳۳۵	*۰,۳۴۱	*۰,۳۴۸	*۰,۳۴۴	*۰,۳۰۴	۰,۳۰۰	*۰,۳۰۵
	(۰,۱۷۱)	(۰,۱۸۰)	(۰,۱۸۱)	(۰,۱۸۲)	(۰,۱۸۱)	(۰,۱۸۳)	(۰,۱۸۳)
$\Delta e_{f,t-1}$	۰,۰۳۳	۰,۰۳۳	۰,۰۳۵	۰,۰۳۴	۰,۰۳۴	۰,۰۳۴	۰,۰۳۸
	(۰,۰۳۴)	(۰,۰۳۵)	(۰,۰۳۵)	(۰,۰۳۵)	(۰,۰۳۵)	(۰,۰۳۵)	(۰,۰۳۵)
Δm_{t-1}	۰,۰۲۲−	۰,۰۲۰−	۰,۰۱۶−	۰,۰۲۴−	۰,۰۵۱−	۰,۰۵۱−	۰,۰۴۰−
	(۰,۰۹۴)	(۰,۰۹۵)	(۰,۰۹۶)	(۰,۰۹۷)	(۰,۰۹۷)	(۰,۰۹۸)	(۰,۰۹۸)
Δp_{t-1}	***۰,۴۹۰−	***۰,۴۹۶−	***۰,۴۹۹−	***۰,۵۰۲−	***۰,۴۹۵−	***۰,۴۹۵−	***۰,۵۰۹−
	(۰,۱۵۷)	(۰,۱۶۵)	(۰,۱۶۶)	(۰,۱۶۷)	(۰,۱۶۵)	(۰,۱۶۶)	(۰,۱۶۷)
Δy_{t-1}	**۰,۱۹۵−	**۰,۱۹۵−	**۰,۱۹۶−	**۰,۱۹۹−	**۰,۲۱۰−	**۰,۲۱۰−	**۰,۲۰۸−
	(۰,۰۸۷)	(۰,۰۸۸)	(۰,۰۸۸)	(۰,۰۸۸)	(۰,۰۸۸)	(۰,۰۸۸)	(۰,۰۸۸)
$\Delta \bar{y}_{wt}$		۰,۰۴۹−	۰,۱۴۵−	۰,۲۷۸−	۰,۳۱۳−	۰,۲۹۸−	۰,۳۳۵−
		(۰,۴۳۲)	(۰,۴۶۷)	(۰,۵۲۴)	(۰,۵۱۹)	(۰,۵۲۷)	(۰,۵۲۹)
Δp_t^0			۰,۰۱۰	۰,۰۰۸	۰,۰۰۹−	۰,۰۰۹−	۰,۰۰۱−
			(۰,۰۱۹)	(۰,۰۱۹)	(۰,۰۲۱)	(۰,۰۲۱)	(۰,۰۲۴)
gr ɣ				۰,۰۵۰−	۰,۰۳۹−	۰,۰۵۳−	۰,۰۵۸−
				(۰,۰۸۸)	(۰,۰۸۸)	(۰,۱۱۲)	(۰,۱۱۳)
$\Delta \bar{e}_{wt}$					*۰,۲۹۱−	*۰,۲۹۱−	۰,۲۶۱−
					(۰,۱۵۹)	(۰,۱۶۰)	(۰,۱۶۴)
$\Delta \overline{req}_{wt}$						۰,۰۱۱−	۰,۰۰۶−
						(۰,۰۵۵)	(۰,۰۵۶)
$\Delta \bar{r}_{wt}$							۳,۷۳۴−
							(۴,۴۸۷)
آزمون همبستگی سریالی پسماندها	۷,۱۵۷	۷,۱۰۸	۶,۹۹۱	۷,۱۴۳	۷,۸۱۳	۷,۸۱۵	۷,۷۸۲
	[۰,۱۲۸]	[۰,۱۳۰]	[۰,۱۳۶]	[۰,۱۲۹]	[۰,۰۹۹]	[۰,۰۹۹]	[۰,۱۰۰]
R^2 تعدیل‌شده	۰,۱۳۷	۰,۱۲۹	۰,۱۲۴	۰,۱۱۹	۰,۱۳۷	۰,۱۲۹	۰,۱۲۷

نکات: برای آگاهی از جزئیات مربوط به ساخت و منابع داده‌های مورد استفاده، نکات جدول S.6a را ببینید.

جدول S.8a: برآوردهای فصلی معادله رشد عرضه پول در مدل SVAR ایران با متغیرهای داخلی با ترتیب: رشد عرضه پول، بازده نرخ ارز، تورم، و رشد تولید، برآورد شده طی دوره زمانی سه ماهه اول ۱۹۸۹ تا سه ماهه اول ۲۰۲۰

	Δm_t						
	(۱)	(۲)	(۳)	(۴)	(۵)	(۶)	(۷)
s_t	۰,۰۰۶−	۰,۰۰۵−	۰,۰۰۵−	۰,۰۰۵−	۰,۰۰۵−	۰,۰۰۵−	۰,۰۰۵−
	(۰,۰۲۱)	(۰,۰۲۲)	(۰,۰۲۲)	(۰,۰۲۲)	(۰,۰۲۲)	(۰,۰۲۲)	(۰,۰۲۲)
s_{t-1}	۰,۰۱۵	۰,۰۱۵	۰,۰۱۵	۰,۰۱۴	۰,۰۱۴	۰,۰۱۴	۰,۰۱۴
	(۰,۰۲۲)	(۰,۰۲۲)	(۰,۰۲۳)	(۰,۰۲۳)	(۰,۰۲۳)	(۰,۰۲۳)	(۰,۰۲۳)
$\Delta e_{f,t-1}$	۰,۰۴۴−	۰,۰۴۵−	۰,۰۴۵−	۰,۰۴۸−	۰,۰۴۷−	۰,۰۴۷−	۰,۰۴۷−
	(۰,۰۳۲)	(۰,۰۳۲)	(۰,۰۳۲)	(۰,۰۳۲)	(۰,۰۳۲)	(۰,۰۳۲)	(۰,۰۳۳)
Δm_{t-1}	***۰,۲۹۰−	***۰,۲۹۴−	***۰,۲۹۴−	***۰,۳۱۱−	***۰,۳۱۳−	***۰,۳۱۲−	***۰,۳۱۱−
	(۰,۰۸۸)	(۰,۰۸۹)	(۰,۰۸۹)	(۰,۰۸۹)	(۰,۰۹۰)	(۰,۰۹۱)	(۰,۰۹۲)
Δp_{t-1}	۰,۱۳۱	۰,۱۳۷	۰,۱۳۷	۰,۱۲۰	۰,۱۱۸	۰,۱۱۷	۰,۱۱۶
	(۰,۱۱۶)	(۰,۱۱۷)	(۰,۱۱۸)	(۰,۱۱۸)	(۰,۱۱۹)	(۰,۱۲۰)	(۰,۱۲۱)
Δy_{t-1}	۰,۰۶۱−	۰,۰۶۲−	۰,۰۶۲−	۰,۰۶۷−	۰,۰۶۸−	۰,۰۶۸−	۰,۰۶۷−
	(۰,۰۸۶)	(۰,۰۸۶)	(۰,۰۸۶)	(۰,۰۸۶)	(۰,۰۸۶)	(۰,۰۸۷)	(۰,۰۸۷)
$\Delta \bar{y}_{wt}$		۰,۱۶۵	۰,۱۶۴	۰,۱۹۳−	۰,۲۰۱−	۰,۱۹۵−	۰,۱۹۸−
		(۰,۳۹۸)	(۰,۴۲۹)	(۰,۴۸۰)	(۰,۴۸۵)	(۰,۴۹۲)	(۰,۴۹۵)
Δp_t^0			۰,۰۰۰۱	۰,۰۰۶−	۰,۰۰۸−	۰,۰۰۸−	۰,۰۰۷−
			(۰,۰۱۸)	(۰,۰۱۹)	(۰,۰۲۱)	(۰,۰۲۱)	(۰,۰۲۳)
gr ɣ				۰,۱۳۷−	۰,۱۳۶−	۰,۱۴۱−	۰,۱۴۲−
				(۰,۰۸۴)	(۰,۰۸۵)	(۰,۱۰۸)	(۰,۱۰۹)
$\Delta \bar{e}_{wt}$					۰,۰۲۳−	۰,۰۲۳−	۰,۰۲۰−
					(۰,۱۵۴)	(۰,۱۵۵)	(۰,۱۵۹)
$\Delta \overline{req}_{wt}$						۰,۰۰۴−	۰,۰۰۴−
						(۰,۰۵۴)	(۰,۰۵۵)
$\Delta \bar{r}_{wt}$							۰,۴۲۷−
							(۴,۴۴۲)
آزمون همبستگی سریالی پسماندها	۷,۵۷۷	۷,۷۱۵	۷,۷۲۰	۷,۴۴۴	۷,۵۰۳	۷,۶۷۶	۷,۷۱۸
	[۰,۱۰۸]	[۰,۱۰۳]	[۰,۱۰۲]	[۰,۱۱۴]	[۰,۱۱۲]	[۰,۱۰۴]	[۰,۱۰۲]
R^2 تعدیل‌شده	۰,۰۶۰	۰,۰۵۳	۰,۰۴۵	۰,۰۵۸	۰,۰۵۰	۰,۰۴۲	۰,۰۳۳

نکات: متغیرها به صورت زیر مرتب شده‌اند: $\boldsymbol{\Delta m_t}$، $\boldsymbol{\Delta e_{ft}}$ ، $\boldsymbol{\Delta p_t}$ و $\boldsymbol{\Delta y_t}$، که در آن: $\Delta mt = \ln(M_{2t}/M_{2,t-1})$، M_{2t} با جمع کردن M1 و «شبه پول» به دست می‌آید؛ $\boldsymbol{\Delta e_{ft}} = \ln(E_{ft}/E_{f,t-1})$، E_{ft} نسبت فصلی ریال به دلار آمریکا در بازار آزاد؛ $\boldsymbol{\Delta p_t} = \ln(P_t/P_{t-1})$ شاخص فصلی قیمت مصرف‌کننده در ایران؛ $\boldsymbol{\Delta y_t} = \ln(Y_t/Y_{t-1})$، Y_t تولید واقعی فصلی در ایران است. برای آگاهی از جزئیات مربوط به ساخت و منابع داده‌های مورد استفاده، نکات جدول S.6a را ببینید.

جدول S.8b: برآوردهای فصلی معادله نرخ تغییر نرخ ارز در بازار آزاد در مدل SVAR ایران با متغیرهای داخلی با ترتیب: رشد عرضه پول، بازده نرخ ارز، تورم، و رشد تولید، برآورد شده طی دوره زمانی سه ماهه اول ۱۹۸۹ تا سه ماهه اول ۲۰۲۰

	Δe_{ft}						
	(۱)	(۲)	(۳)	(۴)	(۵)	(۶)	(۷)
s_t	***۰,۳۱۰	***۰,۳۰۲	***۰,۲۹۵	***۰,۲۹۵	***۰,۲۹۶	***۰,۳۰۳	***۰,۳۰۲
	(۰,۰۶۲)	(۰,۰۶۱)	(۰,۰۶۱)	(۰,۰۶۱)	(۰,۰۶۱)	(۰,۰۶۱)	(۰,۰۶۱)
s_{t-1}	***۰,۲۴۱−	***۰,۲۴۴−	***۰,۲۳۶−	***۰,۲۳۷−	***۰,۲۳۴−	***۰,۲۴۰−	***۰,۲۴۱−
	(۰,۰۶۴)	(۰,۰۶۴)	(۰,۰۶۴)	(۰,۰۶۴)	(۰,۰۶۳)	(۰,۰۶۳)	(۰,۰۶۴)
Δm_t	۰,۱۳۴−	۰,۱۱۶−	۰,۱۱۶−	۰,۱۸۰−	۰,۱۷۴−	۰,۱۷۵−	۰,۱۷۷−
	(۰,۲۶۴)	(۰,۲۶۲)	(۰,۲۶۲)	(۰,۲۶۳)	(۰,۲۶۰)	(۰,۲۶۱)	(۰,۲۶۱)
$\Delta e_{f,t-1}$	***۰,۳۲۹	***۰,۳۳۶	***۰,۳۴۰	***۰,۳۲۹	***۰,۳۱۹	***۰,۳۲۰	***۰,۳۲۷
	(۰,۰۹۲)	(۰,۰۹۱)	(۰,۰۹۱)	(۰,۰۹۱)	(۰,۰۹۰)	(۰,۰۹۰)	(۰,۰۹۱)
Δm_{t-1}	۰,۲۶۰	۰,۳۱۶	۰,۳۳۱	۰,۲۶۵	۰,۳۲۴	۰,۳۳۰	۰,۳۵۱
	(۰,۲۶۳)	(۰,۲۶۳)	(۰,۲۶۳)	(۰,۲۶۴)	(۰,۲۶۴)	(۰,۲۶۵)	(۰,۲۶۷)
Δp_{t-1}	۰,۲۸۶−	۰,۳۶۰−	۰,۳۵۰−	۰,۳۹۱−	۰,۳۳۷−	۰,۳۷۱−	۰,۳۹۱−
	(۰,۳۳۵)	(۰,۳۳۴)	(۰,۳۳۴)	(۰,۳۳۳)	(۰,۳۳۱)	(۰,۳۳۴)	(۰,۳۳۶)
Δy_{t-1}	۰,۱۴۳−	۰,۱۳۴−	۰,۱۴۰−	۰,۱۵۸−	۰,۱۲۵−	۰,۱۲۶−	۰,۱۲۰−
	(۰,۲۴۶)	(۰,۲۴۴)	(۰,۲۴۴)	(۰,۲۴۲)	(۰,۲۴۱)	(۰,۲۴۱)	(۰,۲۴۲)
$\Delta \bar{y}_{wt}$		*۲,۰۴۰−	**۲,۴۹۴−	**۳,۵۰۲−	**۳,۲۴۶−	**۳,۰۸۲−	**۳,۱۴۰−
		(۱,۱۲۸)	(۱,۲۱۰)	(۱,۳۵۲)	(۱,۳۴۸)	(۱,۳۶۴)	(۱,۳۷۰)
Δp_t^0			۰,۰۵۴	۰,۰۳۵	۰,۰۷۸	۰,۰۷۵	۰,۰۹۳
			(۰,۰۵۲)	(۰,۰۵۳)	(۰,۰۵۸)	(۰,۰۵۸)	(۰,۰۶۵)
gr ɣ				۰,۳۹۰−	*۰,۴۱۱−	*۰,۵۶۷−	*۰,۵۷۶−
				(۰,۲۴۰)	(۰,۲۳۸)	(۰,۳۰۲)	(۰,۳۰۳)
$\Delta \bar{e}_{wt}$					*۰,۷۴۴	*۰,۷۳۵	*۰,۷۹۵
					(۰,۴۲۸)	(۰,۴۲۹)	(۰,۴۴۰)
$\Delta \overline{req}_{wt}$						۰,۱۲۷−	۰,۱۱۷−
						(۰,۱۵۱)	(۰,۱۵۲)
$\Delta \bar{r}_{wt}$							۷,۸۰۷−
							(۱۲,۲۹۰)
آزمون همبستگی سریالی پسماندها	۶,۹۵۵	۶,۰۸۹	۵,۴۷۱	۴,۱۵۹	۵,۱۸۳	۵,۱۴۵	۵,۴۱۲
	[۰,۱۳۸]	[۰,۱۹۳]	[۰,۲۴۲]	[۰,۳۸۵]	[۰,۲۶۹]	[۰,۲۷۳]	[۰,۲۴۸]
R^2 تعدیل‌شده	۰,۲۲۰	۰,۲۳۵	۰,۲۳۵	۰,۲۴۶	۰,۲۵۹	۰,۲۵۷	۰,۲۵۳

نکات: برای آگاهی از جزئیات مربوط به ساخت و منابع داده‌های مورد استفاده، نکات جدول S.6a را ببینید.

جدول S.8c: برآوردهای فصلی معادله نرخ تورم در مدل SVAR ایران با متغیرهای داخلی با ترتیب: رشد عرضه پول، بازده نرخ ارز، تورم، و رشد تولید، برآورد شده طی دوره زمانی سه ماهه اول ۱۹۸۹ تا سه ماهه اول ۲۰۲۰

	Δp_t						
	(۱)	(۲)	(۳)	(۴)	(۵)	(۶)	(۷)
s_t	−۰,۰۳۳**	−۰,۰۳۳***	−۰,۰۳۲**	−۰,۰۳۲**	−۰,۰۳۳***	−۰,۰۳۰**	−۰,۰۳۰**
	(۰,۰۱۳)	(۰,۰۱۲)	(۰,۰۱۳)	(۰,۰۱۳)	(۰,۰۱۲)	(۰,۰۱۳)	(۰,۰۱۳)
s_{t-1}	۰,۰۳۴**	۰,۰۳۷***	۰,۰۳۶***	۰,۰۳۶***	۰,۰۳۶***	۰,۰۳۳**	۰,۰۳۳**
	(۰,۰۱۳)	(۰,۰۱۳)	(۰,۰۱۳)	(۰,۰۱۳)	(۰,۰۱۳)	(۰,۰۱۳)	(۰,۰۱۳)
Δe_{ft}	۰,۱۵۳***	۰,۱۶۲***	۰,۱۶۴***	۰,۱۶۳***	۰,۱۶۸***	۰,۱۶۶***	۰,۱۶۷***
	(۰,۰۱۸)	(۰,۰۱۷)	(۰,۰۱۷)	(۰,۰۱۷)	(۰,۰۱۷)	(۰,۰۱۷)	(۰,۰۱۷)
Δm_t	−۰,۰۲۶	−۰,۰۳۲	−۰,۰۳۱	−۰,۰۳۳	−۰,۰۳۲	−۰,۰۳۲	−۰,۰۳۱
	(۰,۰۵۰)	(۰,۰۴۸)	(۰,۰۴۸)	(۰,۰۴۹)	(۰,۰۴۹)	(۰,۰۴۸)	(۰,۰۴۸)
$\Delta e_{f,t-1}$	−۰,۰۰۳	−۰,۰۱۰	−۰,۰۱۰	−۰,۰۱۰	−۰,۰۰۸	−۰,۰۰۶	−۰,۰۰۷
	(۰,۰۲۰)	(۰,۰۱۹)	(۰,۰۱۹)	(۰,۰۲۰)	(۰,۰۱۹)	(۰,۰۱۹)	(۰,۰۱۹)
Δm_{t-1}	−۰,۰۱۶	−۰,۰۳۸	−۰,۰۴۲	−۰,۰۴۳	−۰,۰۵۶	−۰,۰۵۴	−۰,۰۵۹
	(۰,۰۵۰)	(۰,۰۴۸)	(۰,۰۴۹)	(۰,۰۴۹)	(۰,۰۴۹)	(۰,۰۴۹)	(۰,۰۵۰)
Δp_{t-1}	۰,۴۵۶***	۰,۴۹۰***	۰,۴۸۴***	۰,۴۸۴***	۰,۴۶۰***	۰,۴۴۳***	۰,۴۴۱***
	(۰,۰۹۰)	(۰,۰۸۶)	(۰,۰۸۷)	(۰,۰۸۷)	(۰,۰۸۷)	(۰,۰۸۸)	(۰,۰۸۸)
Δy_{t-1}	۰,۰۲۶	۰,۰۲۳	۰,۰۲۵	۰,۰۲۴	۰,۰۲۲	۰,۰۲۳	۰,۰۲۳
	(۰,۰۴۸)	(۰,۰۴۶)	(۰,۰۴۶)	(۰,۰۴۷)	(۰,۰۴۶)	(۰,۰۴۶)	(۰,۰۴۶)
Δp_{t-2}	۰,۱۸۰**	۰,۱۷۴**	۰,۱۸۱**	۰,۱۷۹**	۰,۱۹۹**	۰,۲۰۷***	۰,۲۱۶***
	(۰,۰۸۰)	(۰,۰۷۶)	(۰,۰۷۷)	(۰,۰۷۸)	(۰,۰۷۸)	(۰,۰۷۸)	(۰,۰۷۹)
$\Delta \bar{y}_{wt}$		۰,۷۲۱***	۰,۸۰۱***	۰,۷۷۷***	۰,۷۵۱***	۰,۷۹۵***	۰,۸۱۳***
		(۰,۲۰۹)	(۰,۲۲۵)	(۰,۲۵۸)	(۰,۲۵۶)	(۰,۲۵۷)	(۰,۲۵۹)
Δp_t^0			−۰,۰۰۹	−۰,۰۱۰	−۰,۰۱۸	−۰,۰۱۹*	−۰,۰۲۳*
			(۰,۰۱۰)	(۰,۰۱۰)	(۰,۰۱۱)	(۰,۰۱۱)	(۰,۰۱۲)
grv_t				−۰,۰۰۹	−۰,۰۰۲	−۰,۰۴۹	−۰,۰۴۶
				(۰,۰۴۵)	(۰,۰۴۵)	(۰,۰۵۷)	(۰,۰۵۷)
$\Delta \bar{e}_{wt}$					−۰,۱۳۸*	−۰,۱۴۱*	−۰,۱۵۶*
					(۰,۰۸۱)	(۰,۰۸۱)	(۰,۰۸۴)
$\Delta \overline{req}_{wt}$						−۰,۰۳۸	−۰,۰۴۰
						(۰,۰۲۸)	(۰,۰۲۸)
$\Delta \bar{r}_{wt}$							۱,۸۰۲
							(۲,۲۸۷)
آزمون همبستگی سریالی پسماندها	۱۳,۹۵۴	۸,۲۳۶	۹,۹۹۳	۱۰,۳۹۳	۱۰,۹۸۴	۹,۲۳۹	۹,۵۲۶
	[۰,۰۰۷]	[۰,۰۸۳]	[۰,۰۴۱]	[۰,۰۳۴]	[۰,۰۲۷]	[۰,۰۵۵]	[۰,۰۴۹]
R^2 تعدیل‌شده	۰,۶۳۸	۰,۶۶۹	۰,۶۶۹	۰,۶۶۶	۰,۶۷۲	۰,۶۷۴	۰,۶۷۳

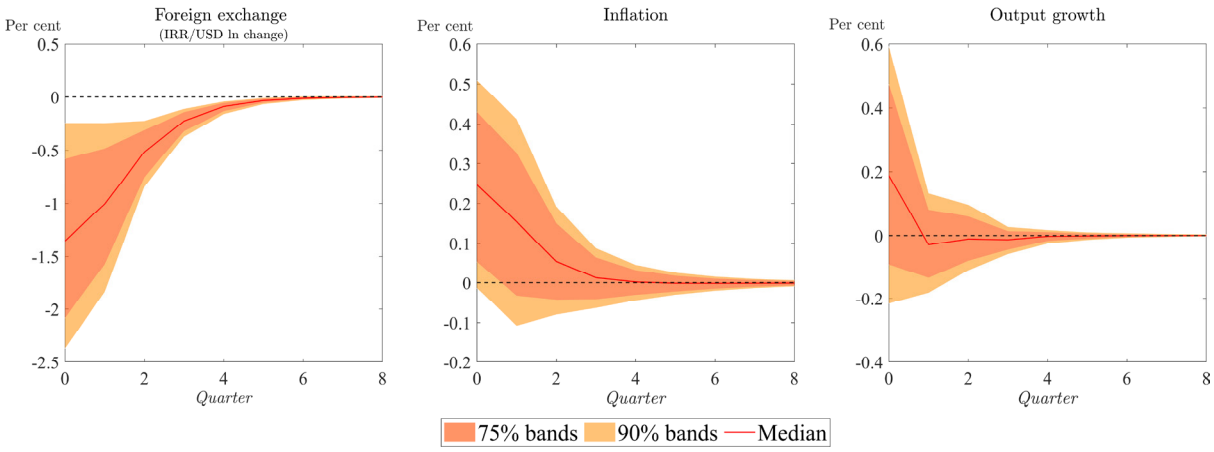
نکات: برای آگاهی از جزئیات مربوط به ساخت و منابع داده‌های مورد استفاده، نکات جدول S.6a را ببینید.

جدول S.8d: برآوردهای فصلی معادله رشد تولید در مدل SVAR ایران با متغیرهای داخلی با ترتیب: رشد عرضه پول، بازده نرخ ارز، تورم، و رشد تولید، برآورد شده طی دوره زمانی سه ماهه اول ۱۹۸۹ تا سه ماهه اول ۲۰۲۰

	Δy_t						
	(۱)	(۲)	(۳)	(۴)	(۵)	(۶)	(۷)
s_t	۰,۰۲۱ (۰,۰۲۵)	۰,۰۲۱ (۰,۰۲۵)	۰,۰۲۰ (۰,۰۲۵)	۰,۰۲۱ (۰,۰۲۵)	۰,۰۱۶ (۰,۰۲۵)	۰,۰۱۷ (۰,۰۲۵)	۰,۰۱۷ (۰,۰۲۶)
s_{t-1}	**۰,۰۵۷− (۰,۰۲۵)	**۰,۰۵۸− (۰,۰۲۶)	**۰,۰۵۷− (۰,۰۲۶)	**۰,۰۵۸− (۰,۰۲۶)	**۰,۰۵۵− (۰,۰۲۶)	**۰,۰۵۶− (۰,۰۲۶)	**۰,۰۵۷− (۰,۰۲۶)
Δe_{ft}	***۰,۱۲۳− (۰,۰۴۲)	***۰,۱۲۵− (۰,۰۴۴)	***۰,۱۲۷− (۰,۰۴۵)	***۰,۱۳۰− (۰,۰۴۵)	**۰,۱۱۳− (۰,۰۴۶)	**۰,۱۱۳− (۰,۰۴۶)	**۰,۱۱۶− (۰,۰۴۶)
Δm_t	۰,۰۹۶ (۰,۰۹۴)	۰,۰۹۷ (۰,۰۹۴)	۰,۰۹۷ (۰,۰۹۵)	۰,۰۸۸ (۰,۰۹۶)	۰,۰۸۶ (۰,۰۹۵)	۰,۰۸۵ (۰,۰۹۶)	۰,۰۸۴ (۰,۰۹۶)
Δp_t	*۰,۳۳۵ (۰,۱۷۱)	*۰,۳۴۱ (۰,۱۸۰)	*۰,۳۴۸ (۰,۱۸۱)	*۰,۳۴۴ (۰,۱۸۲)	*۰,۳۰۴ (۰,۱۸۱)	۰,۳۰۰ (۰,۱۸۳)	*۰,۳۰۵ (۰,۱۸۳)
$\Delta e_{f,t-1}$	۰,۰۳۳ (۰,۰۳۴)	۰,۰۳۳ (۰,۰۳۵)	۰,۰۳۵ (۰,۰۳۵)	۰,۰۳۴ (۰,۰۳۵)	۰,۰۳۴ (۰,۰۳۵)	۰,۰۳۴ (۰,۰۳۵)	۰,۰۳۸ (۰,۰۳۵)
Δm_{t-1}	۰,۰۲۲− (۰,۰۹۴)	۰,۰۲۰− (۰,۰۹۵)	۰,۰۱۶− (۰,۰۹۶)	۰,۰۲۴− (۰,۰۹۷)	۰,۰۵۱− (۰,۰۹۷)	۰,۰۵۱− (۰,۰۹۸)	۰,۰۴۰− (۰,۰۹۸)
Δp_{t-1}	***۰,۴۹۰− (۰,۱۵۷)	***۰,۴۹۶− (۰,۱۶۵)	***۰,۴۹۹− (۰,۱۶۶)	***۰,۵۰۲− (۰,۱۶۷)	***۰,۴۹۵− (۰,۱۶۵)	***۰,۴۹۵− (۰,۱۶۶)	***۰,۵۰۹− (۰,۱۶۷)
Δy_{t-1}	**۰,۱۹۵− (۰,۰۸۷)	**۰,۱۹۵− (۰,۰۸۸)	**۰,۱۹۶− (۰,۰۸۸)	**۰,۱۹۹− (۰,۰۸۸)	**۰,۲۱۰− (۰,۰۸۸)	**۰,۲۱۰− (۰,۰۸۸)	**۰,۲۰۸− (۰,۰۸۸)
$\Delta \bar{y}_{wt}$		۰,۰۴۹− (۰,۴۳۲)	۰,۱۴۵− (۰,۴۶۷)	۰,۲۷۸− (۰,۵۲۴)	۰,۳۱۳− (۰,۵۱۹)	۰,۲۹۸− (۰,۵۲۷)	۰,۳۳۵− (۰,۵۲۹)
Δp_t^0			۰,۰۱۰ (۰,۰۱۹)	۰,۰۰۸ (۰,۰۱۹)	۰,۰۰۹− (۰,۰۲۱)	۰,۰۰۹− (۰,۰۲۱)	۰,۰۰۱− (۰,۰۲۴)
gr y				۰,۰۵۰− (۰,۰۸۸)	۰,۰۳۹− (۰,۰۸۸)	۰,۰۵۳− (۰,۱۱۲)	۰,۰۵۸− (۰,۱۱۳)
$\Delta \bar{e}_{wt}$					*۰,۲۹۱− (۰,۱۵۹)	*۰,۲۹۱− (۰,۱۶۰)	۰,۲۶۱− (۰,۱۶۴)
$\Delta \overline{req}_{wt}$						۰,۰۱۱− (۰,۰۵۵)	۰,۰۰۶− (۰,۰۵۶)
$\Delta \bar{r}_{wt}$							۳,۷۳۴− (۴,۴۸۷)
آزمون همبستگی سریالی پسماندها	۷,۱۵۷ [۰,۱۲۸]	۷,۱۰۸ [۰,۱۳۰]	۶,۹۹۱ [۰,۱۳۶]	۷,۱۴۳ [۰,۱۲۹]	۷,۸۱۳ [۰,۰۹۹]	۷,۸۱۵ [۰,۰۹۹]	۷,۷۸۲ [۰,۱۰۰]
R^2 تعدیل‌شده	۰,۱۳۷	۰,۱۲۹	۰,۱۲۴	۰,۱۱۹	۰,۱۳۷	۰,۱۲۹	۰,۱۲۷

نکات: برای آگاهی از جزئیات مربوط به ساخت و منابع داده‌های مورد استفاده، نکات جدول S.6a را ببینید.

شکل S.3: واکنش‌های تکانه‌ای آثار شوک رشد تولید جهانی بر نرخ ارز، تورم و رشد تولید ایران



نکات: سیستم ساختاری VAR که در معادله ۸ بدان پرداخته شده است متشکل از ۵ متغیر است. این شکل مکمل چهار شکل ارائه‌شده در شکل S.3 است.

جدول S.9: برآورد معادله خلاصه‌شده رشد تولید ایران که برای دوره سه ماهه اول ۱۹۸۹ تا سه ماهه اول ۲۰۲۰ تخمین زده شده است

	Δy_t						
	(۱)	(۲)	(۳)	(۴)	(۵)	(۶)	(۷)
$s_{t-1}(\beta_{s_{t-1}})$	۰,۰۳۷-**	۰,۰۳۵-**	۰,۰۳۵-**	۰,۰۳۵-**	۰,۰۳۷-**	۰,۰۳۷-**	۰,۰۳۸-**
	(۰,۰۱۶)	(۰,۰۱۶)	(۰,۰۱۶)	(۰,۰۱۶)	(۰,۰۱۶)	(۰,۰۱۶)	(۰,۰۱۶)
$\Delta y_{t-1}\left(\lambda_{\Delta y_{t-1}}\right)$	۰,۱۸۶-**	۰,۱۸۸-**	۰,۱۸۸-**	۰,۱۹۰-**	۰,۲۰۶-**	۰,۲۰۶-**	۰,۲۰۴-**
	(۰,۰۸۹)	(۰,۰۸۹)	(۰,۰۸۹)	(۰,۰۹۰)	(۰,۰۸۸)	(۰,۰۸۹)	(۰,۰۸۹)
$\Delta e_{f,t-1}$	۰,۰۰۰-	۰,۰۰۲-	۰,۰۰۲-	۰,۰۰۲-	۰,۰۰۳	۰,۰۰۳	۰,۰۰۶
	(۰,۰۳۳)	(۰,۰۳۳)	(۰,۰۳۳)	(۰,۰۳۳)	(۰,۰۳۳)	(۰,۰۳۳)	(۰,۰۳۳)
Δm_{t-1}	۰,۰۶۸-	۰,۰۷۷-	۰,۰۷۷-	۰,۰۸۲-	۰,۱۱۰-	۰,۱۰۹-	۰,۱۰۱-
	(۰,۰۹۲)	(۰,۰۹۲)	(۰,۰۹۳)	(۰,۰۹۴)	(۰,۰۹۳)	(۰,۰۹۳)	(۰,۰۹۴)
Δp_{t-1}	۰,۲۶۴-**	۰,۲۵۰-**	۰,۲۵۰-**	۰,۲۵۵-**	۰,۲۸۳-**	۰,۲۸۷-**	۰,۲۹۵-**
	(۰,۱۲۰)	(۰,۱۲۱)	(۰,۱۲۲)	(۰,۱۲۳)	(۰,۱۲۱)	(۰,۱۲۲)	(۰,۱۲۳)
$\Delta \bar{y}_{wt}$		۰,۳۷۵	۰,۳۵۳	۰,۲۴۵	۰,۱۱۹	۰,۱۴۰	۰,۱۱۹
		(۰,۴۱۳)	(۰,۴۴۳)	(۰,۵۰۱)	(۰,۴۹۴)	(۰,۵۰۱)	(۰,۵۰۳)
Δp_t^0			۰,۰۰۳	۰,۰۰۱	۰,۰۲۰-	۰,۰۲۱-	۰,۰۱۴-
			(۰,۰۱۹)	(۰,۰۲۰)	(۰,۰۲۱)	(۰,۰۲۱)	(۰,۰۲۴)
grץ				۰,۰۴۱-	۰,۰۳۰-	۰,۰۵۲-	۰,۰۵۵-
				(۰,۰۸۸)	(۰,۰۸۷)	(۰,۱۱۰)	(۰,۱۱۱)
$\Delta \bar{e}_{wt}$					۰,۳۷۰-**	۰,۳۷۲-**	۰,۳۴۹-**
					(۰,۱۵۸)	(۰,۱۵۸)	(۰,۱۶۳)
$\Delta \overline{req}_{wt}$						۰,۰۱۸-	۰,۰۱۴-
						(۰,۰۵۵)	(۰,۰۵۶)
$\Delta \bar{r}_{wt}$							۲,۹۳۲-
							(۴,۵۴۲)
$\beta_{s_{t-1}}$ $/(1-\lambda_{\Delta y_{t-1}})$	۰,۰۳۱-**	۰,۰۲۹-**	۰,۰۲۹-**	۰,۰۲۹-**	۰,۰۳۱-**	۰,۰۳۱-**	۰,۰۳۱-**
	(۰,۰۱۳)	(۰,۰۱۳)	(۰,۰۱۳)	(۰,۰۱۳)	(۰,۰۱۳)	(۰,۰۱۳)	(۰,۰۱۳)
R^2 تعدیل‌شده	۰,۰۹۳	۰,۰۹۱	۰,۰۸۴	۰,۰۷۷	۰,۱۱۲	۰,۱۰۵	۰,۱۰۰

نکات: $\boldsymbol{\beta_{s_{t-1}}}$ و $\boldsymbol{\lambda_{\Delta y_{t-1}}}$ به ترتیب ضرایب $\boldsymbol{s_{t-1}}$ و $\boldsymbol{\Delta y_{t-1}}$؛ $\boldsymbol{\beta_{s_{t-1}}/(1-\lambda_{\Delta y_{t-1}})}$ اثر بلندمدت تحریم بر رشد تولید را نشان می‌دهد. بخش ۶ پسران (۲۰۱۵) رابببینید. برای آگاهی از جزئیات مربوط به ساخت و منابع داده‌های مورد استفاده، نکات جدول S.6a را ببینید.

جدول S.10: برآورد معادله خلاصه‌شده رشد تولید ایران مشتمل بر متغیر هم‌زمان تحریم که برای دوره سه ماهه اول ۱۹۸۹ تا سه ماهه اول ۲۰۲۰ تخمین زده شده است

	Δy_t						
	(۱)	(۲)	(۳)	(۴)	(۵)	(۶)	(۷)
$s_t(\beta_{s_t})$	۰,۰۱۵−	۰,۰۱۳−	۰,۰۱۴−	۰,۰۱۴−	۰,۰۱۴−	۰,۰۱۳−	۰,۰۱۴−
	(۰,۰۲۲)	(۰,۰۲۲)	(۰,۰۲۳)	(۰,۰۲۳)	(۰,۰۲۲)	(۰,۰۲۳)	(۰,۰۲۳)
$s_{t-1}(\beta_{s_{t-1}})$	۰,۰۲۵−	۰,۰۲۵−	۰,۰۲۴−	۰,۰۲۴−	۰,۰۲۶−	۰,۰۲۷−	۰,۰۲۷−
	(۰,۰۲۳)	(۰,۰۲۳)	(۰,۰۲۴)	(۰,۰۲۴)	(۰,۰۲۳)	(۰,۰۲۳)	(۰,۰۲۴)
$\Delta y_{t-1}\left(\lambda_{\Delta y_{t-1}}\right)$	**۰,۱۹۱−	**۰,۱۹۲−	**۰,۱۹۳−	**۰,۱۹۴−	**۰,۲۱۱−	**۰,۲۱۱−	**۰,۲۰۸−
	(۰,۰۸۹)	(۰,۰۸۹)	(۰,۰۹۰)	(۰,۰۹۰)	(۰,۰۸۹)	(۰,۰۸۹)	(۰,۰۸۹)
$\Delta e_{f,t-1}$	۰,۰۰۲−	۰,۰۰۴−	۰,۰۰۳−	۰,۰۰۴−	۰,۰۰۱	۰,۰۰۱	۰,۰۰۴
	(۰,۰۳۳)	(۰,۰۳۳)	(۰,۰۳۳)	(۰,۰۳۴)	(۰,۰۳۳)	(۰,۰۳۳)	(۰,۰۳۴)
Δm_{t-1}	۰,۰۷۰−	۰,۰۷۹−	۰,۰۷۸−	۰,۰۸۳−	۰,۱۱۱−	۰,۱۱۰−	۰,۱۰۲−
	(۰,۰۹۲)	(۰,۰۹۲)	(۰,۰۹۳)	(۰,۰۹۴)	(۰,۰۹۳)	(۰,۰۹۳)	(۰,۰۹۴)
Δp_{t-1}	**۰,۲۵۷−	**۰,۲۴۴−	**۰,۲۴۳−	**۰,۲۴۹−	**۰,۲۷۶−	**۰,۲۸۰−	**۰,۲۸۷−
	(۰,۱۲۱)	(۰,۱۲۲)	(۰,۱۲۳)	(۰,۱۲۴)	(۰,۱۲۲)	(۰,۱۲۳)	(۰,۱۲۴)
$\Delta \bar{y}_{wt}$		۰,۳۵۷	۰,۳۲۲	۰,۲۱۶	۰,۰۸۹	۰,۱۰۶	۰,۰۸۴
		(۰,۴۱۵)	(۰,۴۴۷)	(۰,۵۰۵)	(۰,۴۹۸)	(۰,۵۰۵)	(۰,۵۰۸)
Δp_t^0			۰,۰۰۴	۰,۰۰۲	۰,۰۱۹−	۰,۰۱۹−	۰,۰۱۲−
			(۰,۰۱۹)	(۰,۰۲۰)	(۰,۰۲۱)	(۰,۰۲۱)	(۰,۰۲۴)
grv				۰,۰۴۱−	۰,۰۳۰−	۰,۰۴۶−	۰,۰۴۹−
				(۰,۰۸۹)	(۰,۰۸۷)	(۰,۱۱۱)	(۰,۱۱۲)
$\Delta \bar{e}_{wt}$					**۰,۳۷۱−	**۰,۳۷۲−	**۰,۳۴۹−
					(۰,۱۵۸)	(۰,۱۵۹)	(۰,۱۶۳)
$\Delta \overline{req}_{wt}$						۰,۰۱۳−	۰,۰۰۹−
						(۰,۰۵۶)	(۰,۰۵۶)
$\Delta \bar{r}_{wt}$							۲,۹۸۲−
							(۴,۵۵۶)
	**۰,۰۴۰−	**۰,۰۳۸−	**۰,۰۳۸−	**۰,۰۳۸−	**۰,۰۴۰−	**۰,۰۴۰−	**۰,۰۴۱−
$\beta_{s_t} + \beta_{s_{t-1}}$	(۰,۰۱۶)	(۰,۰۱۷)	(۰,۰۱۷)	(۰,۰۱۷)	(۰,۰۱۷)	(۰,۰۱۷)	(۰,۰۱۷)
$\left(\beta_{s_t} + \beta_{s_{t-1}}\right) / \left(1 - \lambda_{\Delta y_{t-1}}\right)$	**۰,۰۳۴−	**۰,۰۳۲−	**۰,۰۳۲−	**۰,۰۳۲−	**۰,۰۳۳−	**۰,۰۳۳−	**۰,۰۳۴−
	(۰,۰۱۴)	(۰,۰۱۴)	(۰,۰۱۴)	(۰,۰۱۴)	(۰,۰۱۳)	(۰,۰۱۴)	(۰,۰۱۴)
R^2 تعدیل‌شده	۰,۰۸۸	۰,۰۸۶	۰,۰۷۹	۰,۰۷۲	۰,۱۰۷	۰,۱۰۰	۰,۰۹۵

نکات: $\boldsymbol{\beta_{s_t}}$ ، $\boldsymbol{\beta_{s_{t-1}}}$ و $\boldsymbol{\lambda_{\Delta y_{t-1}}}$ به ترتیب ضرایب $\boldsymbol{s_t}$، $\boldsymbol{s_{t-1}}$ و $\boldsymbol{\Delta y_{t-1}}$؛ $\boldsymbol{\left(\beta_{s_t} + \beta_{s_{t-1}}\right)/\left(1 - \lambda_{\Delta y_{t-1}}\right)}$ اثر بلندمدت تحریم بر رشد تولید را نشان می‌دهد. بخش ۶ پسران (۲۰۱۵) رابببنید. برای آگاهی از جزئیات مربوط به ساخت و منابع داده‌های مورد استفاده، نکات جدول S.6a را ببینید.

جدول S.11: اثرات تحریم بر رشد تولید بخشی ایران برآوردشده برای دوره ۱۹۸۹ تا ۲۰۱۹

	(۱)			(۲)			(۳)			(۴)		
	Δagr_t	Δmfg_t	$\Delta svcs_t$	Δagr_t	Δmfg_t	$\Delta svcs_t$	Δagr_t	Δmfg_t	$\Delta svcs_t$	Δagr_t	Δmfg_t	$\Delta svcs_t$
s_t	۰,۰۱-	۰,۱۵۴-***	۰,۰۷۴-***	۰,۰۰۸-	۰,۱۵۸-***	۰,۰۷۶-***	۰,۰۱۹	۰,۱۴۳-***	۰,۰۶۷-***	۰,۰۳۸	۰,۱۵۴-***	۰,۰۷۵-***
	(۰,۰۵۸-)	(۰,۰۵۷-)	(۰,۰۲۸-)	(۰,۰۵۱-)	(۰,۰۵۴-)	(۰,۰۲۵-)	(۰,۰۵-)	(۰,۰۵۵-)	(۰,۰۲۵-)	(۰,۰۵۴-)	(۰,۰۵۹-)	(۰,۰۲۷-)
Δagr_{t-1}	۰,۰۳۴	۰,۳۵۲-*	۰,۰۷۴-	۰,۱۱۳	۰,۲۸۴-	۰,۰۳۴-	۰,۱۸۹	۰,۲۴۲-	۰,۰۰۹-	۰,۲۳۱	۰,۲۸۴-	۰,۰۲۸-
	(۰,۱۸۹-)	(۰,۱۸۸-)	(۰,۰۹۲-)	(۰,۱۶۹-)	(۰,۱۸-)	(۰,۰۸۳-)	(۰,۱۶۴-)	(۰,۱۸۲-)	(۰,۰۸۳-)	(۰,۱۶۲-)	(۰,۱۷۷-)	(۰,۰۸۲-)
Δmfg_{t-1}	۰,۰۸۶	۰,۲۱۵-	۰,۲۲۶-**	۰,۱۱۱-	۰,۳۳۵-*	۰,۳۱۴-***	۰,۱۰۶-	۰,۳۳۲-*	۰,۳۱۳-***	۰,۱۰۴-	۰,۲۹۱-	۰,۳۰۷-***
	(۰,۱۸۷-)	(۰,۱۸۶-)	(۰,۰۹۱-)	(۰,۱۷۸-)	(۰,۱۸۹-)	(۰,۰۸۷-)	(۰,۱۶۷-)	(۰,۱۸۶-)	(۰,۰۸۴-)	(۰,۱۷۳-)	(۰,۱۹-)	(۰,۰۸۷-)
$\Delta svcs_{t-1}$	۰,۰۴۸-	۱,۲۷۱*** (۰,۳-)	۰,۸۷۸*** (۰,۱۴۷-)	۰,۰۸۴- (۰,۲۶۶-)	۱,۲۳۵*** (۰,۲۸۳-)	۰,۸۶۶*** (۰,۱۳-)	۰,۲۴۴- (۰,۲۶۲-)	۱,۱۴۵*** (۰,۲۹۲-)	۰,۸۱۲*** (۰,۱۳۲-)	۰,۳۴۸- (۰,۲۷-)	۱,۲۳۸*** (۰,۲۹۶-)	۰,۸۵۸*** (۰,۱۳۶-)
Δp_t^0	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓
gr ¥$_t$	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓
$\Delta \bar{r}_{wt}$				✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓
$\Delta \bar{e}_{wt}$				✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓
$\Delta \overline{req}_{wt}$				✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓
$\Delta \bar{y}_{wt}$							✓	✓	✓	✓	✓	✓
$\Delta \bar{y}_t^{\cdot}$										✓	✓	✓
Δy_t^{Tur}										✓	✓	✓
R^2 تعدیل‌شده	۰,۰۲-	۰,۳۸۵	۰,۵۴۵	۰,۱۰۲	۰,۳۷۸	۰,۵۹۸	۰,۱۶۷	۰,۳۶۸	۰,۶۰۱	۰,۱۳۳	۰,۰۲-	۰,۳۸۵

نکات: $\boldsymbol{\Delta agr_t}$، $\boldsymbol{\Delta mfg_t}$ و $\boldsymbol{\Delta svcs_t}$ به ترتیب نرخ تغییر سالانه ارزش افزوده بخش‌های کشاورزی، تولیدات صنعتی و معدن و خدمات هستند: $\boldsymbol{\Delta agr_t = \ln(Agr_t/Agr_{t-1})}$، $\boldsymbol{\Delta mfg_t = \ln(Mfg_t/Mfg_{t-1})}$ و $\boldsymbol{\Delta svcs_t = \ln(Svcs_t/Svcs_{t-1})}$ که $\boldsymbol{Agr_t, Mfg_t, Svcs_t}$ ارزش افزوده سه بخش مذکور در سال t هستند. برای آگاهی از جزئیات مربوط به ساخت و منابع داده‌های مورد استفاده، نکات جدول S.6a را ببینید.

جدول S.12: اثرات تحریم بر نرخ تغییر ارزش افزوده بخش‌های کشاورزی و تولیدات صنعتی به عنوان بخشی از ارزش افزوده کل طی دوره ۱۹۸۹ تا ۲۰۱۹

	(۱)		(۲)		(۳)		(٤)		(٥)	
	$\Delta\widetilde{agr}_t$	$\Delta\widetilde{mfg}_t$	$\Delta\widetilde{agr}_t$	$\Delta\widetilde{mfg}_t$	$\Delta\widetilde{agr}_t$	$\Delta\widetilde{mfg}_t$	$\Delta\widetilde{agr}_t$	$\Delta\widetilde{mfg}_t$	$\Delta\widetilde{agr}_t$	$\Delta\widetilde{mfg}_t$
st	۰,۱۰۵*	۰,۰۶۶-	۰,۱۲۳**	۰,۰۷۴-**	۰,۱۲۵**	۰,۰۷۰-**	۰,۱۴۴***	۰,۰۷۶-**	۰,۱۲۲**	۰,۰۶۳-*
	(۰,۰۵۷-)	(۰,۰۳۵-)	(۰,۰۵۴-)	(۰,۰۳۵-)	(۰,۰۵۴-)	(۰,۰۳۴-)	(۰,۰۵۵-)	(۰,۰۳۵-)	(۰,۰۵۶-)	(۰,۰۳۷-)
Δagr_{t-1}	۰,۵۹۸***	۰,۳۲۶-***	۰,۶۶۲***	۰,۳۵۲-***	۰,۶۷۱***	۰,۳۴۱-***	۰,۷۱۵***	۰,۳۶۴-***	۰,۵۹۶***	۰,۲۷۴-**
	(۰,۱۸۸-)	(۰,۱۱۵-)	(۰,۱۷۸-)	(۰,۱۱۴-)	(۰,۱۷۸-)	(۰,۱۱۲-)	(۰,۱۷۵-)	(۰,۱۱۱-)	(۰,۱۸۵-)	(۰,۱۲۲-)
Δmfg_{t-1}	۰,۷۰۸**	۰,۱۷۶-	۰,۷۱۱***	۰,۱۷۷-	۰,۶۹۸***	۰,۱۹۳-	۰,۷۴۸***	۰,۱۹۷-	۰,۶۰۸**	۰,۱۶۵-
	(۰,۲۸۹-)	(۰,۱۷۸-)	(۰,۲۷۱-)	(۰,۱۷۳-)	(۰,۲۷-)	(۰,۱۷۱-)	(۰,۲۶۶-)	(۰,۱۶۹-)	(۰,۲۷۲-)	(۰,۱۷۹-)
$\Delta\bar{y}_{wt}$			✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓
Δp_t^0					✓	✓	✓	✓	✓	✓
$\Delta\bar{y}_t^{\cdot}$							✓	✓	✓	✓
Δy_t^{Tur}							✓	✓	✓	✓
gr ۲									✓	✓
$\Delta\bar{r}_{wt}$									✓	✓
$\Delta\bar{e}_{wt}$									✓	✓
$\Delta\overline{req}_{wt}$									✓	✓
R^2 تعدیل‌شده	۰,۱۸۲	۰,۱۴۷	۰,۲۵۶	۰,۱۶۲	۰,۲۳۵	۰,۱۵۹	۰,۲۱۸	۰,۱۳۹	۰,۲۰۷	۰,۰۴۸

نکات: $\boldsymbol{\Delta\widetilde{agr}_t}$ و $\boldsymbol{\Delta\widetilde{mfg}_t}$ به ترتیب نرخ تغییر سالانه ارزش افزوده بخش‌های کشاورزی و تولیدات صنعتی و معدن به عنوان بخشی از ارزش افزوده کل هستند: $\boldsymbol{\Delta\widetilde{agr}_t = \ln(\widetilde{Agr}_t/\widetilde{Agr}_{t-1}), \Delta\widetilde{mfg}_t = \ln(\widetilde{Mfg}_t/\widetilde{Mfg}_{t-1})}$، که $\boldsymbol{\Delta\widetilde{agr}_t}$ و $\boldsymbol{\Delta\widetilde{mfg}_t}$ ارزش افزوده دو بخش مذکور تقسیم بر مجموع ارزش افزوده بخش‌های کشاورزی، تولیدات صنعتی و معدن و خدمات در سال t هستند. برای آگاهی از جزئیات مربوط به ساخت و منابع داده‌های مورد استفاده، نکات جدول S.6a را ببینید.

جدول S.13: اثرات تحریم بر نرخ تغییر ارزش افزوده بخش‌های کشاورزی و خدمات به عنوان بخشی از ارزش افزوده کل طی دوره ۱۹۸۹ تا ۲۰۱۹

	(۱)		(۲)		(۳)		(٤)		(٥)	
	$\Delta\widetilde{agr}_t$	$\Delta\widetilde{svcs}_t$	$\Delta\widetilde{agr}_t$	$\Delta\widetilde{svcs}_t$	$\Delta\widetilde{agr}_t$	$\Delta\widetilde{svcs}_t$	$\Delta\widetilde{agr}_t$	$\Delta\widetilde{svcs}_t$	$\Delta\widetilde{agr}_t$	$\Delta\widetilde{svcs}_t$
st	۰,۱۱۱*	۰,۰۱۷	۰,۱۲۵**	۰,۰۱۸	۰,۱۲۹**	۰,۰۱۶	۰,۱۵۲***	۰,۰۱۶	۰,۱۳۰**	۰,۰۱۴
	(۰,۰۵۸–)	(۰,۰۱۲–)	(۰,۰۵۵–)	(۰,۰۱۲–)	(۰,۰۵۵–)	(۰,۰۱۲–)	(۰,۰۵۵–)	(۰,۰۱۲–)	(۰,۰۵۷–)	(۰,۰۱۳–)
$\Delta\widetilde{agr}_{t-1}$	۰,۳۸۷**	۰,۰۷۷**	۰,۴۴۳***	۰,۰۸۲**	۰,۴۵۹***	۰,۰۷۵**	۰,۴۹۲***	۰,۰۸۰**	۰,۴۲۳***	۰,۰۶۴*
	(۰,۱۵۷–)	(۰,۰۳۳–)	(۰,۱۵۱–)	(۰,۰۳۴–)	(۰,۱۵۱–)	(۰,۰۳۳–)	(۰,۱۴۸–)	(۰,۰۳۳–)	(۰,۱۶۱–)	(۰,۰۳۸–)
$\Delta\widetilde{svcs}_{t-1}$	۱,۷۰۳–**	۰,۰۸۴	۱,۶۳۳–**	۰,۰۹	۱,۶۱۲–**	۰,۰۸۱	۱,۷۹۴–***	۰,۰۹۲	۱,۴۸۸–**	۰,۰۸۵
	(۰,۶۸–)	(۰,۱۴۴–)	(۰,۶۴۴–)	(۰,۱۴۳–)	(۰,۶۳۹–)	(۰,۱۳۹–)	(۰,۶۳۱–)	(۰,۱۳۹–)	(۰,۶۳۸–)	(۰,۱۵۱–)
$\Delta\bar{y}_{wt}$			✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓
Δp_t^0					✓	✓	✓	✓	✓	✓
$\Delta\bar{y}_t$							✓	✓	✓	✓
Δy_t^{Tur}							✓	✓	✓	✓
grv_t									✓	✓
$\Delta\bar{r}_{wt}$									✓	✓
$\Delta\bar{e}_{wt}$									✓	✓
$\Delta\overline{req}_{wt}$									✓	✓
R^2 تعدیل‌شده	۰,۱۸۸	۰,۱۰۱	۰,۲۴۷	۰,۰۸۵	۰,۲۲۸	۰,۱۰۳	۰,۲۲۲	۰,۰۷	۰,۲۱۶	۰,۰۷۶–

نکات: $\Delta\widetilde{agr}_t$ و $\Delta\widetilde{svcs}_t$ به ترتیب نرخ تغییر سالانه ارزش افزوده بخش‌های کشاورزی و خدمات به عنوان بخشی از ارزش افزوده کل هستند:

$\Delta\widetilde{agr}_t = \ln(\widetilde{Agr}_t/\widetilde{Agr}_{t-1}), \Delta\widetilde{svcs}_t = \ln(\widetilde{svcs}_t/\widetilde{svcs}_{t-1})$ ، که $\Delta\widetilde{agr}_t$ و $\widetilde{svcs}_t$ ارزش افزوده دو بخش مذکور تقسیم بر مجموع ارزش افزوده بخش‌های کشاورزی، تولیدات صنعتی و معدن و خدمات در سال t هستند. برای آگاهی از جزئیات مربوط به ساخت و منابع داده‌های مورد استفاده، نکات جدول S.6a را ببینید.

جدول S.14: اثرات تحریم بر نرخ تغییر ارزش افزوده بخش‌های تولیدات صنعتی و معدن و خدمات به عنوان بخشی از ارزش افزوده کل طی دوره ۱۹۸۹ تا ۲۰۱۹

	(۱)		(۲)		(۳)		(٤)		(٥)	
	$\Delta\widetilde{mfg}_t$	$\Delta\widetilde{svcs}_t$	$\Delta\widetilde{mfg}_t$	$\Delta\widetilde{svcs}_t$	$\Delta\widetilde{mfg}_t$	$\Delta\widetilde{svcs}_t$	$\Delta\widetilde{mfg}_t$	$\Delta\widetilde{svcs}_t$	$\Delta\widetilde{mfg}_t$	$\Delta\widetilde{svcs}_t$
st	−۰,۰۷۲**	۰,۰۱۸	−۰,۰۷۵**	۰,۰۱۸	−۰,۰۷۲**	۰,۰۱۷	−۰,۰۸۲**	۰,۰۱۷	−۰,۰۶۷*	۰,۰۱۴
	(۰,۰۳۶)	(۰,۰۱۲)	(۰,۰۳۶)	(۰,۰۱۲)	(۰,۰۳۶)	(۰,۰۱۲)	(۰,۰۳۶)	(۰,۰۱۳)	(۰,۰۳۹)	(۰,۰۱۴)
$\Delta\widetilde{mfg}_{t-1}$	۰,۸۵۹***	−۰,۲۴۱**	۰,۸۸۱***	−۰,۲۴۵**	۰,۸۲۴***	−۰,۲۱۸**	۰,۹۴۵***	−۰,۲۴۲**	۰,۶۹۸*	−۰,۱۸۳
	(۰,۳۰۶)	(۰,۱۰۵)	(۰,۳۰۴)	(۰,۱۰۵)	(۰,۳۰۷)	(۰,۱۰۵)	(۰,۳۰۴)	(۰,۱۰۶)	(۰,۳۵۷)	(۰,۱۲۷)
$\Delta\widetilde{svcs}_{t-1}$	۲,۴۳۶***	−۰,۴۷۴	۲,۴۶۰***	−۰,۴۷۹	۲,۳۴۳***	−۰,۴۲۱	۲,۶۸۶***	−۰,۴۷۳	۲,۰۰۷**	−۰,۳۳۷
	(۰,۸۶۳)	(۰,۲۹۶)	(۰,۸۵۲)	(۰,۲۹۵)	(۰,۸۵۳)	(۰,۲۹۲)	(۰,۸۵۳)	(۰,۲۹۶)	(۰,۹۶۳)	(۰,۳۴۳)
$\Delta\bar{y}_{wt}$			✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓
Δp_t^0					✓	✓	✓	✓	✓	✓
$\Delta\bar{y}_t^{\cdot}$							✓	✓	✓	✓
Δy_t^{Tur}							✓	✓	✓	✓
gr ٧									✓	✓
$\Delta\bar{r}_{wt}$									✓	✓
$\Delta\bar{e}_{wt}$									✓	✓
$\Delta\overline{req}_{wt}$									✓	✓
R^2 تعدیل‌شده	۰,۱۴۷	۰,۰۹۸	۰,۱۳۶	۰,۰۷۱	۰,۱۲۳	۰,۰۸	۰,۱۲۱	۰,۰۵۱	۰,۰۲۹	−۰,۱۰۱

نکات: $\Delta\widetilde{mfg}_t$ و $\Delta\widetilde{svcs}_t$ به ترتیب نرخ تغییر سالانه ارزش افزوده بخش‌های کشاورزی و خدمات به عنوان بخشی از ارزش افزوده کل هستند:

$\left(\Delta\widetilde{svcs}_t = \ln(\widetilde{svcs}_t/\widetilde{svcs}_{t-1}), \Delta\widetilde{mfg}_t = \ln(\widetilde{mfg}_t/\widetilde{mfg}_{t-1})\right.$، که $\widetilde{mfg}_t$ و $\widetilde{svcs}_t$ ارزش افزوده دو بخش مذکور تقسیم بر مجموع ارزش افزوده بخش‌های کشاورزی، تولیدات صنعتی و معدن و خدمات در سال t هستند. برای آگاهی از جزئیات مربوط به ساخت و منابع داده‌های مورد استفاده، نکات جدول S.6a را ببینید.

جدول S.15: اثر تحریم‌ها بر نرخ تغییر نرخ اشتغال در ایران نسبت به سایر کشورهای خاور میانه و شمال آفریقا برآوردشده برای دوره ۱۹۹۵ تا ۲۰۱۹

	$\Delta\tilde{e}_t$				
	(۱)	(۲)	(۳)	(۴)	(۵)
s_t	**۰,۰۶۷−	**۰,۰۶۱−	*۰,۰۵۷−	*۰,۰۵۵−	*۰,۰۵۴−
	(۰,۰۲۸)	(۰,۰۲۷)	(۰,۰۲۸)	(۰,۰۲۹)	(۰,۰۲۶)
$\Delta\tilde{e}_{t-1}$	**۰,۴۰۸	**۰,۴۴۳	**۰,۴۳۹	**۰,۴۲۰	**۰,۳۷۳
	(۰,۱۸۰)	(۰,۱۷۶)	(۰,۱۷۷)	(۰,۱۸۴)	(۰,۱۶۸)
Δy_t	۰,۱۷۰−	۰,۱۱۹−	۰,۰۸۱−	۰,۰۸۷−	۰,۱۰۳−
	(۰,۱۱۱)	(۰,۱۱۲)	(۰,۱۲۳)	(۰,۱۲۵)	(۰,۱۱۴)
Δp_t^0		۰,۰۲۲−	۰,۰۱۳−	۰,۰۱۱−	۰,۰۰۲−
		(۰,۰۱۴)	(۰,۰۱۷)	(۰,۰۱۹)	(۰,۰۱۷)
$\Delta\bar{y}_{wt}$			۰,۲۹۷−	۰,۰۷۹−	۰,۵۳۶−
			(۰,۳۶۸)	(۰,۵۵۴)	(۰,۵۴۲)
$\Delta\bar{y}_t^{\cdot}$				۰,۲۱۷−	۰,۳۳۵−
				(۰,۴۰۸)	(۰,۳۷۳)
Δy_t^{Tur}					**۰,۲۳۵
					(۰,۱۰۶)
R^2 تعدیل‌شده	۰,۲۳۶	۰,۲۸۷	۰,۲۷۴	۰,۲۴۵	۰,۳۸۱

نکات: متغیر وابسته نرخ تغییر نرخ سالانه اشتغال نسبت به سایر کشورهای خاور میانه و شمال آفریقا است، یعنی $\boldsymbol{\Delta\tilde{e}_t = \Delta e_t - \Delta e_t^{MENA}}$ که $\boldsymbol{\Delta e_t = \ln(E_t/E_{t-1})}$ و $\boldsymbol{\Delta e_t^{MENA} = \ln\left(E_t^{MENA}/E_{t-1}^{MENA}\right)}$. $\boldsymbol{E_t}$ نرخ اشتغال در ایران در سال t، $\boldsymbol{\{E_{jt}\}_{j=1}^{n_{MENA}}}$ نرخ اشتغال ۱۷ کشور خاور میانه و شمال آفریقا (غیر از ایران) در سال t است، و $\boldsymbol{w_j}$ که $\boldsymbol{\sum_{j=1}^{n_{MENA}} w_j E_{jt} = E_t^{MENA}}$ وزن جمعیت برای هر کشور است. برای آگاهی از جزئیات مربوط به ساخت و منابع داده‌های مورد استفاده، نکات جدول S.6a را ببینید. برای آگاهی از جزئیات بیشتر در مورد نیروی کار بخش s.2.3 را در پیوست داده‌های ضمیمه آنلاین ببینید.

جدول S.16: اثر تحریم‌ها بر نرخ تغییر نرخ مشارکت نیروی کار مرد در ایران نسبت به سایر کشورهای خاور میانه و شمال آفریقا برآوردشده برای دوره ۱۹۹۵ تا ۲۰۱۹

	$\Delta\widetilde{lf}_{mt}$				
	(۱)	(۲)	(۳)	(۴)	(۵)
s_t	−۰,۰۳۴**	−۰,۰۲۸**	−۰,۰۲۶*	−۰,۰۲۵*	−۰,۰۲۴*
	(۰,۰۱۵)	(۰,۰۱۳)	(۰,۰۱۳)	(۰,۰۱۳)	(۰,۰۱۳)
Δy_t	۰,۵۲۲***	۰,۵۵۷***	۰,۵۵۴***	۰,۵۳۵***	۰,۵۱۲***
	(۰,۱۷۰)	(۰,۱۴۱)	(۰,۱۴۰)	(۰,۱۴۵)	(۰,۱۴۳)
$\Delta\widetilde{lf}_{m,t-1}$	−۰,۱۰۶*	−۰,۰۵۷	−۰,۰۳۴	−۰,۰۳۷	−۰,۰۴۱
	(۰,۰۶۱)	(۰,۰۵۳)	(۰,۰۵۷)	(۰,۰۵۸)	(۰,۰۵۷)
Δp_t^0		−۰,۰۲۱***	−۰,۰۱۶*	−۰,۰۱۴	−۰,۰۱۲
		(۰,۰۰۶)	(۰,۰۰۸)	(۰,۰۰۸)	(۰,۰۰۸)
$\Delta\bar{y}_{wt}$			−۰,۱۷۸	−۰,۰۴۹	−۰,۱۸۳
			(۰,۱۶۹)	(۰,۲۵۳)	(۰,۲۶۸)
$\Delta\bar{y}_t^{\cdot}$				−۰,۱۲۹	−۰,۱۶۳
				(۰,۱۸۵)	(۰,۱۸۴)
Δy_t^{Tur}					۰,۰۶۹
					(۰,۰۵۲)
R^2 تعدیل‌شده	۰,۲۹۹	۰,۵۲۰	۰,۵۲۳	۰,۵۱۰	۰,۵۲۹

نکات: متغیر وابسته نرخ تغییر نرخ سالانه مشارکت مردان در نیروی کار نسبت به سایر کشورهای خاور میانه و شمال آفریقا است، یعنی $\boldsymbol{\Delta\widetilde{lf}_{mt} = \Delta lf_{mt} - \Delta lf_{mt}^{MENA}}$ که $\boldsymbol{\Delta lf_{mt} = \ln(LF_{mt}/LF_{m,t-1})}$ و $\boldsymbol{\Delta lf_{mt}^{MENA} = \ln(LF_{mt}^{MENA}/LF_{m,t-1}^{MENA})}$. $\boldsymbol{LF_{mt}}$ نرخ مشارکت مردان در نیروی کار در ایران در سال t، که $\boldsymbol{\sum_{j=1}^{n_{MENA}} w_j LF_{jmt} = LF_{mt}^{MENA}}$ و $\boldsymbol{\{LF_{jmt}\}_{j=1}^{n_{MENA}}}$ نرخ مشارکت مردان در نیروی کار در ۱۷ کشور خاور میانه و شمال آفریقا (غیر از ایران) در سال t است، و $\boldsymbol{w_j}$ وزن جمعیت برای هر کشور است. برای آگاهی از جزئیات مربوط به ساخت و منابع داده‌های مورد استفاده، نکات جدول S.6a را ببینید. برای آگاهی از جزئیات بیشتر در مورد نیروی کار بخش s.2.3 را در پیوست داده‌های ضمیمه آنلاین ببینید.

جدول S.17: اثر تحریم‌ها بر نرخ تغییر نرخ مشارکت نیروی کار مرد در ایران نسبت به سایر کشورهای خاور میانه و شمال آفریقا برآوردشده برای دوره ۱۹۹۵ تا ۲۰۱۹

	$\Delta\widetilde{lf}_{ft}$				
	(۱)	(۲)	(۳)	(۴)	(۵)
s_t	***۰,۲۶۹−	***۰,۲۳۸−	***۰,۲۳۲−	***۰,۲۲۹−	***۰,۲۲۹−
	(۰,۰۶۲)	(۰,۰۴۸)	(۰,۰۴۹)	(۰,۰۵۰)	(۰,۰۴۶)
$\Delta\widetilde{lf}_{f,t-1}$	***۰,۵۳۵	***۰,۶۲۴	***۰,۶۱۷	***۰,۶۰۷	***۰,۵۸۸
	(۰,۱۴۳)	(۰,۱۱۱)	(۰,۱۱۲)	(۰,۱۱۶)	(۰,۱۰۷)
Δy_t	**۰,۵۸۳−	*۰,۳۹۳−	۰,۳۲۷−	۰,۳۳۲−	۰,۳۵۳−
	(۰,۲۵۶)	(۰,۲۰۱)	(۰,۲۲۰)	(۰,۲۲۵)	(۰,۲۰۷)
Δp_t^0		***۰,۰۹۸−	**۰,۰۸۴−	**۰,۰۷۹−	*۰,۰۶۵−
		(۰,۰۲۴)	(۰,۰۳۱)	(۰,۰۳۳)	(۰,۰۳۱)
$\Delta\bar{y}_{wt}$			۰,۴۹۱−	۰,۱۵۰−	۰,۹۲۰−
			(۰,۶۴۱)	(۰,۹۶۰)	(۰,۹۵۷)
$\Delta\bar{y}_t^{\cdot}$				۰,۳۴۴−	۰,۵۲۵−
				(۰,۷۰۸)	(۰,۶۵۶)
Δy_t^{Tur}					*۰,۳۸۷
					(۰,۱۸۶)
R^2 تعدیل‌شده	۰,۶۰۲	۰,۷۷۰	۰,۷۶۵	۰,۷۵۵	۰,۷۹۳

نکات: متغیر وابسته نرخ تغییر نرخ سالانه مشارکت زنان در نیروی کار نسبت به سایر کشورهای خاور میانه و شمال آفریقا است، یعنی $\boldsymbol{\Delta\widetilde{lf}_{ft} = \Delta lf_{ft} - \Delta lf_{ft}^{MENA}}$ که $\boldsymbol{\Delta lf_{mt} = \ln\left(LF_{ft}/LF_{f,t-1}\right)}$ و $\boldsymbol{\Delta lf_{ft}^{MENA} = \ln\left(LF_{ft}^{MENA}/LF_{f,t-1}^{MENA}\right)}$. $\boldsymbol{LF_{mt}}$ نرخ مشارکت زنان در نیروی کار در ایران در سال t، $\boldsymbol{\{LF_{jft}\}_{j=1}^{n_{MENA}}}$ که $\boldsymbol{\sum_{j=1}^{n_{MENA}} w_j LF_{jft} = LF_{ft}^{MENA}}$ نرخ مشارکت زنان در نیروی کار در ۱۷ کشور خاور میانه و شمال آفریقا (غیر از ایران) در سال t است، و $\boldsymbol{w_j}$ وزن جمعیت برای هر کشور است. برای آگاهی از جزئیات مربوط به ساخت و منابع داده‌های مورد استفاده، نکات جدول S.6a را ببینید. برای آگاهی از جزئیات بیشتر در مورد نیروی کار بخش s.2.3 را در پیوست داده‌های ضمیمه آنلاین ببینید.

جدول S.18: اثر تحریم‌ها بر نرخ تغییر نرخ مشارکت نیروی در ایران نسبت به سایر کشورهای خاور میانه و شمال آفریقا برآوردشده برای دوره ۱۹۹۵ تا ۲۰۱۹

	$\Delta\widetilde{lf}_t$				
	(۱)	(۲)	(۳)	(۴)	(۵)
s_t	***۰,۰۸۳−	***۰,۰۷۳−	***۰,۰۷۰−	***۰,۰۶۹−	***۰,۰۶۸−
	(۰,۰۲۳)	(۰,۰۱۸)	(۰,۰۱۸)	(۰,۰۱۸)	(۰,۰۱۷)
$\Delta\widetilde{lf}_{t-1}$	***۰,۵۱۸	***۰,۵۷۸	***۰,۵۷۱	***۰,۵۶۱	***۰,۵۲۹
	(۰,۱۵۲)	(۰,۱۱۸)	(۰,۱۱۹)	(۰,۱۲۴)	(۰,۱۱۶)
Δy_t	*۰,۱۷۹−	۰,۱۰۴−	۰,۰۷۴−	۰,۰۷۶−	۰,۰۸۲−
	(۰,۰۹۳)	(۰,۰۷۴)	(۰,۰۸۰)	(۰,۰۸۲)	(۰,۰۷۷)
Δp_t^0		***۰,۰۳۵−	**۰,۰۲۸−	**۰,۰۲۷−	*۰,۰۲۲−
		(۰,۰۰۹)	(۰,۰۱۱)	(۰,۰۱۲)	(۰,۰۱۱)
$\Delta\bar{y}_{wt}$			۰,۲۲۳−	۰,۱۰۶−	۰,۳۷۰−
			(۰,۲۳۴)	(۰,۳۵۳)	(۰,۳۵۵)
$\Delta\bar{y}_t^{\cdot}$				۰,۱۱۸−	۰,۱۸۷−
				(۰,۲۶۰)	(۰,۲۴۴)
Δy_t^{Tur}					*۰,۱۳۵
					(۰,۰۶۹)
R^2 تعدیل‌شده	۰,۴۹۵	۰,۷۰۰	۰,۶۹۸	۰,۶۸۵	۰,۷۲۸

نکات: متغیر وابسته تفاضل نرخ تغییر نرخ سالانه مشارکت نیروی کار ایران و سایر کشورهای خاور میانه و شمال آفریقا است، یعنی $\boldsymbol{\Delta\widetilde{lf}_t = \Delta lf_t - \Delta lf_t^{MENA}}$ که $\boldsymbol{\Delta lf_t = \ln(LF_t/LF_{t-1})}$ و $\boldsymbol{\Delta lf_t^{MENA} = \ln\left(LF_t^{MENA}/LF_{t-1}^{MENA}\right)}$. $\boldsymbol{LF_t}$ نرخ مشارکت نیروی کار در ایران در سال t، $\boldsymbol{\sum_{j=1}^{n_{MENA}} w_j LF_{jt} = LF_t^{MENA}}$ که $\boldsymbol{\{LF_{jt}\}_{j=1}^{n_{MENA}}}$ نرخ مشارکت نیروی کار در ۱۷ کشور خاور میانه و شمال آفریقا (غیر از ایران) در سال t است، و $\boldsymbol{w_j}$ وزن جمعیت برای هر کشور است. برای آگاهی از جزئیات مربوط به ساخت و منابع داده‌های مورد استفاده، نکات جدول S.6a را ببینید. برای آگاهی از جزئیات بیشتر در مورد نیروی کار بخش s.2.3 را در پیوست داده‌های ضمیمه آنلاین ببینید.

جدول S.19: اثر تحریم بر نرخ تغییر تعداد مدارس متوسطه اول در ایران برآوردشده برای سال‌های ۱۹۸۹ تا ۲۰۱۸

	مدارس متوسطه اول				
	(۱)	(۲)	(۳)	(۴)	(۵)
s_{t-1}	***۰,۲۱۷−	***۰,۲۲۱−	***۰,۲۲۷−	***۰,۲۲۲−	***۰,۲۲۳−
	(۰,۰۵۲)	(۰,۰۵۲)	(۰,۰۵۰)	(۰,۰۵۴)	(۰,۰۵۵)
Δy_t	۰,۱۲۴	۰,۱۶۶	۰,۱۳۰	۰,۱۱۷	۰,۱۱۴
	(۰,۱۶۷)	(۰,۱۶۷)	(۰,۱۶۳)	(۰,۱۷۲)	(۰,۱۸۱)
Δp_t^0		۰,۰۳۶−	**۰,۰۶۶−	*۰,۰۶۲−	۰,۰۶۲−
		(۰,۰۲۷)	(۰,۰۳۲)	(۰,۰۳۵)	(۰,۰۳۶)
$\Delta \bar{y}_{wt}$			۱,۰۷۲	۱,۲۸۸	۱,۲۶۵
			(۰,۶۳۷)	(۰,۹۷۹)	(۱,۰۶۸)
$\Delta \bar{y}_t^{\cdot}$				۰,۲۳۳−	۰,۲۳۳−
				(۰,۷۹۱)	(۰,۸۰۸)
Δy_t^{Tur}					۰,۰۱۱
					(۰,۱۸۶)
R^2 تعدیل‌شده	۰,۴۱۳	۰,۴۲۹	۰,۴۶۷	۰,۴۴۷	۰,۴۲۳

نکات: متغیر وابسته نرخ تغییر تعداد مدارس متوسطه اول در ایران است. برای آگاهی از جزئیات مربوط به ساخت و منابع داده‌های مورد استفاده، نکات جدول S.6a را ببینید. برای آگاهی از جزئیات بیشتر در مورد آمار آموزش بخش s.2.3 را در پیوست داده‌های ضمیمه آنلاین ببینید.

جدول S.20: اثر تحریم بر نرخ تغییر تعداد مدارس متوسطه دوم در ایران برآوردشده برای سال‌های ۱۹۸۹ تا ۲۰۱۸

	مدارس متوسطه دوم				
	(۱)	(۲)	(۳)	(۴)	(۵)
s_{t-1}	***۰,۲۵۳−	***۰,۲۴۸−	***۰,۲۵۴−	***۰,۲۷۲−	***۰,۲۶۶−
	(۰,۰۷۴)	(۰,۰۷۵)	(۰,۰۷۵)	(۰,۰۸۰)	(۰,۰۸۱)
Δy_t	۰,۰۳۱	۰,۰۱۰−	۰,۰۴۴−	۰,۰۰۴	۰,۰۴۷
	(۰,۲۳۸)	(۰,۲۴۳)	(۰,۲۴۴)	(۰,۲۵۶)	(۰,۲۶۶)
Δp_t		۰,۰۳۵	۰,۰۰۶	۰,۰۱۰−	۰,۰۱۲−
		(۰,۰۳۹)	(۰,۰۴۷)	(۰,۰۵۳)	(۰,۰۵۳)
$\Delta \bar{y}_{wt}$			۱,۰۲۵	۰,۲۵۶	۰,۶۴۷
			(۰,۹۵۵)	(۱,۴۵۶)	(۱,۵۷۱)
$\Delta \bar{y}_t^{\cdot}$				۰,۸۳۰	۰,۸۴۲
				(۱,۱۷۷)	(۱,۱۸۹)
Δy_t^{Tur}					۰,۱۹۵−
					(۰,۲۷۴)
R^2 تعدیل‌شده	۰,۲۸۱	۰,۲۷۵	۰,۲۸۰	۰,۲۶۵	۰,۲۴۹

نکات: متغیر وابسته نرخ تغییر تعداد مدارس متوسطه دوم در ایران است. برای آگاهی از جزئیات مربوط به ساخت و منابع داده‌های مورد استفاده، نکات جدول S.6a را ببینید. برای آگاهی از جزئیات بیشتر در مورد آمار آموزش بخش s.2.3 را در پیوست داده‌های ضمیمه آنلاین ببینید.

جدول S.21: اثر تحریم بر نرخ تغییر تعداد مدارس ابتدایی در ایران برآوردشده برای سال‌های ۱۹۸۹ تا ۲۰۱۸

	مدارس ابتدایی				
	(۱)	(۲)	(۳)	(۴)	(۵)
s_{t-1}	۰,۰۴۱−	۰,۰۴۱−	۰,۰۴۰−	۰,۰۴۷−	۰,۰۵۱−
	(۰,۰۳۳)	(۰,۰۳۴)	(۰,۰۳۴)	(۰,۰۳۷)	(۰,۰۳۷)
Δy_t	۰,۰۴۰	۰,۰۴۰	۰,۰۴۵	۰,۰۶۴	۰,۰۳۷
	(۰,۱۰۵)	(۰,۱۰۹)	(۰,۱۱۲)	(۰,۱۱۸)	(۰,۱۲۱)
Δp_t^0		۰,۰۰۱−	۰,۰۰۳	۰,۰۰۳−	۰,۰۰۲−
		(۰,۰۱۸)	(۰,۰۲۲)	(۰,۰۲۴)	(۰,۰۲۴)
$\Delta \bar{y}_{wt}$			۰,۱۳۰−	۰,۴۴۱−	۰,۶۸۶−
			(۰,۴۳۸)	(۰,۶۶۹)	(۰,۷۱۵)
$\Delta \bar{y}_t^{\cdot}$				۰,۳۳۶	۰,۳۲۹
				(۰,۵۴۱)	(۰,۵۴۲)
Δy_t^{Tur}					۰,۱۲۲
					(۰,۱۲۵)
R^2 تعدیل‌شده	۰,۰۰۷	۰,۰۳۱−	۰,۰۶۸−	۰,۰۹۵−	۰,۰۹۷−

نکات: متغیر وابسته نرخ تغییر تعداد مدارس ابتدایی در ایران است. برای آگاهی از جزئیات مربوط به ساخت و منابع داده‌های مورد استفاده، نکات جدول S.6a را ببینید. برای آگاهی از جزئیات بیشتر در مورد آمار آموزش بخش s.2.3 را در پیوست داده‌های ضمیمه آنلاین ببینید.

جدول S.22: اثر تحریم بر نسبت تعداد دختران به پسران دانش آموز در بین تمام پایه‌ها (نرخ تغییر) در ایران برآوردشده برای سال‌های ۱۹۸۹ تا ۲۰۱۹

	نسبت دانش آموزان دختر به پسر				
	(۱)	(۲)	(۳)	(۴)	(۵)
s_t	***۰,۰۲۸−	***۰,۰۲۸−	***۰,۰۲۸−	***۰,۰۲۸−	***۰,۰۲۸−
	(۰,۰۰۸)	(۰,۰۰۸)	(۰,۰۰۸)	(۰,۰۰۸)	(۰,۰۰۹)
Δy_t	۰,۰۰۵	۰,۰۰۴	۰,۰۰۳	۰,۰۰۰۱−	۰,۰۰۴−
	(۰,۰۲۷)	(۰,۰۲۹)	(۰,۰۲۹)	(۰,۰۳۱)	(۰,۰۳۲)
Δp_t^0		۰,۰۰۱	۰,۰۰۱−	۰,۰۰۰۲	۰,۰۰۰۵
		(۰,۰۰۵)	(۰,۰۰۶)	(۰,۰۰۶)	(۰,۰۰۶)
$\Delta \bar{y}_{wt}$			۰,۰۴۲	۰,۰۹۳	۰,۰۶۳
			(۰,۱۱۱)	(۰,۱۷۰)	(۰,۱۸۴)
$\Delta \bar{y}_t^{\cdot}$				۰,۰۵۲−	۰,۰۵۴−
				(۰,۱۳۰)	(۰,۱۳۲)
Δy_t^{Tur}					۰,۰۱۵
					(۰,۰۳۳)
R^2 تعدیل‌شده	۰,۳۵۸	۰,۳۳۵	۰,۳۱۳	۰,۲۹۰	۰,۲۶۷

نکات: متغیر وابسته نرخ تغییر نسبت دختران دانش‌آموز (به عنوان بخشی از جمعیت زنان ۵–۱۹ سال ایران) به دانش‌آموزان پسر (به عنوان بخشی از جمعیت مردان ۵–۱۹ سال ایران) در ایران است. برای آگاهی از جزئیات مربوط به ساخت و منابع داده‌های مورد استفاده، نکات جدول S.6a را ببینید. برای آگاهی از جزئیات بیشتر در مورد آمار آموزش بخش s.2.3 را در پیوست داده‌های ضمیمه آنلاین ببینید.

جدول S.23: اثر تحریم بر نرخ تغییر تعداد معلمان دوره ابتدایی در ایران برآوردشده برای سال‌های ۱۹۸۹ تا ۲۰۱۹

	معلمان دوره ابتدایی				
	(۱)	(۲)	(۳)	(۴)	(۵)
s_{t-1}	۰,۰۲۶	۰,۰۲۵	۰,۰۲۴	۰,۰۰۵−	۰,۰۱۳−
	(۰,۰۶۹)	(۰,۰۷۰)	(۰,۰۷۱)	(۰,۰۷۱)	(۰,۰۷۲)
Δy_t	۰,۱۸۶	۰,۱۹۵	۰,۱۸۱	۰,۲۵۲	۰,۲۰۵
	(۰,۲۱۷)	(۰,۲۲۵)	(۰,۲۳۲)	(۰,۲۲۹)	(۰,۲۳۶)
Δp_t^0		۰,۰۰۸−	۰,۰۱۷−	۰,۰۴۷−	۰,۰۴۵−
		(۰,۰۳۸)	(۰,۰۴۷)	(۰,۰۴۹)	(۰,۰۴۹)
$\Delta \bar{y}_{wt}$			۰,۳۲۳	۱,۳۵۰−	۱,۸۱۴−
			(۰,۹۳۴)	(۱,۳۶۸)	(۱,۴۷۱)
$\Delta \bar{y}_t^{\cdot}$				۱,۷۴۴	۱,۷۴۳
				(۱,۰۶۹)	(۱,۰۷۳)
Δy_t^{Tur}					۰,۲۲۸
					(۰,۲۵۸)
R^2 تعدیل‌شده	۰,۰۴۴−	۰,۰۸۱−	۰,۱۱۷−	۰,۰۵۰−	۰,۰۵۹−

نکات: متغیر وابسته نرخ تغییر تعداد معلمان دوره ابتدایی ایران به عنوان بخشی از جمعیت ۲۵-۶۴ سال ایران است. برای آگاهی از جزئیات مربوط به ساخت و منابع داده‌های مورد استفاده، نکات جدول S.6a را ببینید. برای آگاهی از جزئیات بیشتر در مورد آمار آموزش بخش s.2.3 را در پیوست داده‌های ضمیمه آنلاین ببینید.

جدول S.24: اثر تحریم بر نرخ تغییر تعداد معلمان دوره متوسطه اول در ایران برآوردشده برای سال‌های ۱۹۸۹ تا ۲۰۱۹

	معلمان دوره متوسطه اول				
	(۱)	(۲)	(۳)	(۴)	(۵)
s_{t-1}	***۰,۲۲۲−	***۰,۲۲۸−	***۰,۲۳۳−	***۰,۲۲۱−	***۰,۲۲۹−
	(۰,۰۶۹)	(۰,۰۶۸)	(۰,۰۶۵)	(۰,۰۶۸)	(۰,۰۶۹)
Δy_t	۰,۰۵۴	۰,۱۱۴	۰,۰۴۷	۰,۰۱۹	۰,۰۲۳−
	(۰,۲۱۸)	(۰,۲۱۸)	(۰,۲۱۲)	(۰,۲۱۹)	(۰,۲۲۶)
Δp_t^0		۰,۰۵۲−	**۰,۰۹۶−	*۰,۰۸۴−	*۰,۰۸۲−
		(۰,۰۳۷)	(۰,۰۴۳)	(۰,۰۴۷)	(۰,۰۴۷)
$\Delta \bar{y}_{wt}$			*۱,۵۴۵	۲,۲۱۵	۱,۸۰۱
			(۰,۸۵۶)	(۱,۳۰۶)	(۱,۴۰۷)
$\Delta \bar{y}_t^{\cdot}$				۰,۶۹۹−	۰,۷۰۰−
				(۱,۰۲۰)	(۱,۰۲۷)
Δy_t^{Tur}					۰,۲۰۳
					(۰,۲۴۷)
R^2 تعدیل‌شده	۰,۲۸۶	۰,۳۱۲	۰,۳۶۵	۰,۳۵۲	۰,۳۴۴

نکات: متغیر وابسته نرخ تغییر تعداد معلمان دوره متوسطه اول ایران به عنوان بخشی از جمعیت ۲۵–۶۴ سال ایران است. برای آگاهی از جزئیات مربوط به ساخت و منابع داده‌های مورد استفاده، نکات جدول S.6a را ببینید. برای آگاهی از جزئیات بیشتر در مورد آمار آموزش بخش s.2.3 را در پیوست داده‌های ضمیمه آنلاین ببینید.

جدول S.25: اثر تحریم بر نرخ تغییر تعداد معلمان دوره متوسطه دوم در ایران برآوردشده برای سال‌های ۱۹۸۹ تا ۲۰۱۹

	معلمان دوره متوسطه دوم				
	(۱)	(۲)	(۳)	(۴)	(۵)
s_{t-1}	−۰٫۱۷۰**	−۰٫۱۶۳*	−۰٫۱۶۴*	−۰٫۱۹۰**	−۰٫۱۸۵**
	(۰٫۰۸۱)	(۰٫۰۸۱)	(۰٫۰۸۲)	(۰٫۰۸۴)	(۰٫۰۸۶)
Δy_t	۰٫۱۸۵	۰٫۱۲۱	۰٫۱۰۶	۰٫۱۷۰	۰٫۱۹۹
	(۰٫۲۵۷)	(۰٫۲۵۹)	(۰٫۲۶۷)	(۰٫۲۶۹)	(۰٫۲۸۱)
Δp_t^0		۰٫۰۵۶	۰٫۰۴۷	۰٫۰۱۹	۰٫۰۱۸
		(۰٫۰۴۴)	(۰٫۰۵۴)	(۰٫۰۵۷)	(۰٫۰۵۸)
$\Delta \bar{y}_{wt}$			۰٫۳۳۷	−۱٫۱۸۹	−۰٫۹۱۲
			(۱٫۰۷۷)	(۱٫۶۰۸)	(۱٫۷۵۱)
$\Delta \bar{y}_t^{\cdot}$				۱٫۵۹۱	۱٫۵۹۲
				(۱٫۲۵۷)	(۱٫۲۷۷)
Δy_t^{Tur}					−۰٫۱۳۶
					(۰٫۳۰۷)
R^2 تعدیل‌شده	۰٫۱۶۳	۰٫۱۸۲	۰٫۱۵۴	۰٫۱۷۳	۰٫۱۴۵

نکات: متغیر وابسته نرخ تغییر تعداد معلمان دوره متوسطه دوم ایران به عنوان بخشی از جمعیت ۲۵–۶۴ سال ایران است. برای آگاهی از جزئیات مربوط به ساخت و منابع داده‌های مورد استفاده، نکات جدول S.6a را ببینید. برای آگاهی از جزئیات بیشتر در مورد آمار آموزش بخش s.2.3 را در پیوست داده‌های ضمیمه آنلاین ببینید.

جدول S.26: اثر تحریم بر نرخ تغییر تعداد معلمان در ایران برآوردشده برای سال‌های ۱۹۸۹ تا ۲۰۱۹

	تعداد کل معلمان				
	(۱)	(۲)	(۳)	(۴)	(۵)
s_{t-1}	۰,۰۸۹−	۰,۰۸۹−	۰,۰۹۰−	*۰,۱۰۸−	*۰,۱۱۲−
	(۰,۰۵۴)	(۰,۰۵۶)	(۰,۰۵۶)	(۰,۰۵۷)	(۰,۰۵۸)
Δy_t	۰,۱۶۳	۰,۱۵۸	۰,۱۳۳	۰,۱۷۷	۰,۱۵۴
	(۰,۱۷۲)	(۰,۱۷۸)	(۰,۱۸۲)	(۰,۱۸۴)	(۰,۱۹۱)
Δp_t^0		۰,۰۰۴	۰,۰۱۳−	۰,۰۳۱−	۰,۰۳۰−
		(۰,۰۳۰)	(۰,۰۳۷)	(۰,۰۳۹)	(۰,۰۴۰)
$\Delta \bar{y}_{wt}$			۰,۵۷۵	۰,۴۵۷−	۰,۶۸۰−
			(۰,۷۳۵)	(۱,۰۹۸)	(۱,۱۹۳)
$\Delta \bar{y}_t^{\cdot}$				۱,۰۷۷	۱,۰۷۶
				(۰,۸۵۸)	(۰,۸۷۰)
Δy_t^{Tur}					۰,۱۰۹
					(۰,۲۰۹)
R^2 تعدیل‌شده	۰,۱۲۴	۰,۰۹۳	۰,۰۷۹	۰,۰۹۹	۰,۰۷۲

نکات: متغیر وابسته نرخ تغییر تعداد کل معلمان ایران است. تعداد کل معلمان مجموع معلمان ابتدایی، متوسطه اول و متوسطه دوم، به عنوان بخشی از جمعیت ۲۵–۶۴ سال ایران است. برای آگاهی از جزئیات مربوط به ساخت و منابع داده‌های مورد استفاده، نکات جدول S.6a را ببینید. برای آگاهی از جزئیات بیشتر در مورد آمار آموزش بخش s.2.3 را در پیوست داده‌های ضمیمه آنلاین ببینید.

جدول S.27: اثر تحریم بر نرخ تغییر تعداد مدارس در ایران برآوردشده برای سال‌های ۱۹۸۹ تا ۲۰۱۸

	تعداد کل مدارس				
	(۱)	(۲)	(۳)	(۴)	(۵)
s_{t-1}	***۰,۱۰۲−	***۰,۱۰۲−	***۰,۱۰۴−	***۰,۱۱۱−	***۰,۱۱۲−
	(۰,۰۳۰)	(۰,۰۳۱)	(۰,۰۳۱)	(۰,۰۳۳)	(۰,۰۳۴)
Δy_t	۰,۰۵۹	۰,۰۵۶	۰,۰۴۷	۰,۰۶۵	۰,۰۵۵
	(۰,۰۹۷)	(۰,۱۰۰)	(۰,۱۰۲)	(۰,۱۰۷)	(۰,۱۱۲)
Δp_t^0		۰,۰۰۲	۰,۰۰۶−	۰,۰۱۲−	۰,۰۱۱−
		(۰,۰۱۶)	(۰,۰۲۰)	(۰,۰۲۲)	(۰,۰۲۲)
$\Delta \bar{y}_{wt}$			۰,۲۸۰	۰,۰۱۹−	۰,۱۱۵−
			(۰,۳۹۹)	(۰,۶۰۹)	(۰,۶۶۱)
$\Delta \bar{y}_t^{\cdot}$				۰,۳۲۳	۰,۳۲۰
				(۰,۴۹۲)	(۰,۵۰۱)
Δy_t^{Tur}					۰,۰۴۸
					(۰,۱۱۵)
R^2 تعدیل‌شده	۰,۳۰۷	۰,۲۸۱	۰,۲۶۶	۰,۲۴۹	۰,۲۲۲

نکات: متغیر وابسته نرخ تغییر تعداد کل مدارس است. تعداد کل مدارس از مجموع مدارس ابتدایی،متوسطه اول و متوسطه دوم به دست می‌آید. برای آگاهی از جزئیات مربوط به ساخت و منابع داده‌های مورد استفاده، نکات جدول S.6a را ببینید. برای آگاهی از جزئیات بیشتر در مورد آمار آموزش بخش s.2.3 را در پیوست داده‌های ضمیمه آنلاین ببینید.

جدول S.28: گاه‌شمار رویدادهای مهم منجر به تحریم ایران طی دوره نوامبر ۱۹۷۹ تا ژانویه ۲۰۲۱

تاریخ	رویداد	اقدامات سیاسی	جهت	نهاد تحریم‌کننده	سایر نکات
۱۲ نوامبر ۱۹۷۹	بحران گروگانگیری تهران	تحریم‌های نفتی	برقراری	ایالات متحده	اعلامیه شماره ۴۷۰۲(۱۹۷۹) توسط کارتر
۱۴ نوامبر ۱۹۷۹	بحران گروگانگیری تهران	توقیف تمام دارایی‌های دولت ایران و بانک مرکزی ایران طبق رای دادگاه‌های ایالت متحده	برقراری	ایالات متحده	فرمان اجرایی ۱۲۱۷۰
۷ آوریل ۱۹۸۰	بحران گروگانگیری تهران	فروش و حمل کلیه کالاها به ایران ممنوع است. اعطای اعتبار و وام به ایران مجاز نیست.	برقراری	ایالات متحده	فرمان اجرایی ۱۲۲۰۵
۱۷ آوریل ۱۹۸۰	بحران گروگانگیری تهران	ممنوعیت واردات کلیه کالاها از ایران. شهروندان ایالات متحده از سفر به ایران یا انجام معاملات مالی در ایران منع شدند.	برقراری	ایالات متحده	فرمان اجرایی ۱۲۲۱۱
۱۹ ژانویه ۱۹۸۱	آزادی گروگان‌ها	لغو ممنوعیت معاملات مربوط به ایران	لغو	ایالات متحده	فرمان اجرایی ۱۲۲۸۲
۱۹ ژانویه ۱۹۸۴	بمب‌گذاری در سفارت آمریکا در بیروت در ۱۹۸۳	منع اشکال مختلف کمک خارجی ایالات متحده. تحریم تسلیحاتی. اعمال انواع محدودیت‌های مالی	برقراری	ایالات متحده	با عنوان حمایت دولت از ترور
۲۹ اکتبر ۱۹۸۷	حمایت از تروریسم بین‌الملل	ورود هر گونه کالا یا خدمات از مبدا ایران به ایالات متحده مجاز نیست. واردات نفت پالایش شده ایران در کشورهای ثالث مجاز است.	برقراری	ایالات متحده	فرمان اجرایی ۱۲۶۱۳
۲۳ اکتبر ۱۹۹۲	قانون منع گسترش تسلیحات کشتار جمعی	اقدام به جلوگیری از انتقال کالا یا فناوری به عراق یا ایران به منظور جلوگیری از دستیابی به سلاح های کشتار جمعی	برقراری	ایالات متحده	قانون عمومی ۴۸۴-۱۰۲ ایالات متحده
۱۴ نوامبر ۱۹۹۴	خطر هسته‌ای	کنترل و محدودیت کالاهای مرتبط با فناوری کشتار جمعی	برقراری	ایالات متحده	فرمان اجرایی ۱۲۹۳۸
۱۵ مارس ۱۹۹۵	تهدید امنیت ملی	ممنوعیت سرمایه‌گذاری ایالات متحده در بخش انرژی ایران	برقراری	ایالات متحده	فرمان اجرایی ۱۲۹۵۷
۶ مه ۱۹۹۵	تهدید امنیت ملی	محدودیت‌های بیشتر سرمایه‌گذاری، تجارت و مالی	برقراری	ایالات متحده	فرمان اجرایی ۱۲۹۵۹
۵ اوت ۱۹۹۶	قانون تحریم‌های ایران و لیبی	دو تحریم اقتصادی و/یا مالی (غیر از لیست ۶) برای شرکت‌های آمریکایی و غیر آمریکایی که بیش از ۴۰ میلیون دلار در منابع پتروشیمی ایران سرمایه‌گذاری کنند	برقراری	ایالات متحده	قانون عمومی ۱۰۴-۱۷۲ ایالات متحده
۲۲ نوامبر ۱۹۹۶	قانون مسدودسازی به دنبال قانون تحریم‌های	هر یک از کشورهای عضو اتحادیه اروپا تشویق شدند تا تحریم هایی را مطابق با قانون تحریم‌های ایران و لیبی مصوب سال ۱۹۹۶ اعمال کنند	برقراری	اتحادیه اروپا	قانون ۹۶/۲۲۷۱ اتحادیه
۱۹ اوت ۱۹۹۷	تهدید هسته‌ای	گسترش قابل توجه دامنه تحریم‌های تجاری که قبلاً اعمال شدند	برقراری	ایالات متحده	فرمان اجرایی ۱۳۰۵۹

جدول S.29: گاه‌شمار رویدادهای مهم منجر به تحریم ایران طی دوره نوامبر ۱۹۷۹ تا ژانویه ۲۰۲۱

تاریخ	رویداد	اقدامات سیاسی	جهت	نهاد تحریم‌کننده	سایر نکات
۱۴ مارس ۲۰۰۰	قانون عدم گسترش سلاح‌های کشتار جمعی ایران	رئیس جمهور مجاز به اقدام علیه افراد یا سازمان هایی شد که سلاح‌های کشتار جمعی را در اختیار ایران قرار دهند	برقراری	ایالات متحده	قانون عمومی ۱۰۶–۱۷۸ ایالات متحده
۳ اوت ۲۰۰۱	تمدید قانون تحریم‌های ایران و لیبی	قانون تحریم های ایران و لیبی به مدت ۵ سال تمدید شد. دامنه تحریم های قبلی گسترش یافت. حداکثر سرمایه گذاری مجاز از ۴۰ میلیون دلار به ۲۰	برقراری	ایالات متحده	قانون عمومی ۱۰۷–۲۴ ایالات متحده
۲۳ سپتامبر ۲۰۰۱	حمله به برج‌های دوقلو در نیویورک	بلوکه کردن اموال و منع معاملات با افراد مرتکب اقدامات تروریستی یا حامی تروریسم. مشمول گروه محدودی از ایرانیان	برقراری	ایالات متحده	فرمان اجرایی شماره ۱۳۲۲۴ ایالات متحده
۲۹ ژوئن ۲۰۰۵	تهدید هسته‌ای	توقیف دارایی‌های افراد مرتبط با گسترش سلاح‌های کشتار جمعی در ایران و	برقراری	ایالات متحده	فرمان اجرایی شماره ۱۳۳۸۲ ایالات
۳۱ ژوئیه ۲۰۰۶	تهدید هسته‌ای	ممنوعیت انتقال هر موادی که بتواند به برنامه‌های هسته‌ای و موشک‌های بالستیک ایران کمک کند	برقراری	سازمان ملل	مصوبه ۱۶۹۶ شورای امنیت سازمان ملل متحد
۴ اوت ۲۰۰۶	تمدید قانون تحریم‌های ایران و لیبی	تمدید قانون تحریم‌های ایران و لیبی ایالات متحده تا ۲۹ سپتامبر ۲۰۰۶	برقراری	ایالات متحده	قانون عمومی ۱۰۹–۲۶۷ ایالات متحده
۳۰ سپتامبر ۲۰۰۶	قانون حمایت از آزادی در ایران	اعمال تحریم‌های ثانویه. ممنوعیت سرمایه‌گذاری در زمینه نفت. حمایت از گروه‌های آزادی‌خواه مخالف ایران	برقراری	ایالات متحده	قانون عمومی ۱۰۹–۲۹۳ ایالات متحده
۲۳ دسامبر ۲۰۰۶	تهدید هسته‌ای	تحریم تجارت کالاها و فناوری‌های مرتبط با برنامه هسته‌ای. ممنوعیت حمایت مالی از پروژه‌های هسته‌ای. توقیف دارایی‌ها	برقراری	ایالات متحده	مصوبه ۱۷۳۷ شورای امنیت سازمان ملل متحد
۲۷ فوریه ۲۰۰۷	تهدید هسته‌ای	منع صادرات فناوری هسته‌ای و کمک‌های مالی مرتبط با فعالیت‌های هسته‌ای. توقیف دارایی و محدودیت سفر	برقراری	اتحادیه اروپا	موضع مشترک اتحادیه اروپا CFSP/۱۴۰/۲۰۰۷
۲۴ مارس ۲۰۰۷	تهدید هسته‌ای	تقویت تحریم‌های افراد و نهادهای نظامی مرتبط با توسعه سلاح‌های کشتار	برقراری	سازمان ملل	مصوبه ۱۷۴۷ شورای امنیت سازمان ملل
۱۷ ژوئیه ۲۰۰۷	جنگ عراق. اقداماتی برای منزوی ساختن عراق	توقیف دارایی‌هایی افراد مرتبط با جنگ عراق. ایران چندان از این امر ضربه نخورد	برقراری	ایالات متحده	فرمان اجرایی شماره ۱۳۴۳۸ ایالات متحده
۳ مارس ۲۰۰۸	تهدید هسته‌ای	ممنوعیت انتقال فناوری سلاح‌های کشتار جمعی، محدویت‌های مالی،تقاضای بازرسی افراد و موسسات ایرانی	برقراری	سازمان ملل	مصوبه ۱۸۰۳ شورای امنیت سازمان ملل متحد
۲۷ سپتامبر ۲۰۰۸	پیشرفت برنامه غنی‌سازی اورانیوم طبق گزارش IAEA	تاکید بر تحریم‌های قبلی	برقراری	سازمان ملل	مصوبه ۱۸۳۵ شورای امنیت سازمان ملل
۹ ژوئن ۲۰۱۰	تهدید هسته‌ای	محدودیت‌هایی در زمنیه مربوط به فناوری‌های برنامه موشک‌های بالستیک و سلاح‌های کشتار جمعی، منع روابط بانکی جدید	برقراری	سازمان ملل	مصوبه ۱۹۲۹ شورای امنیت سازمان ملل متحد

جدول S.30: گاه‌شمار رویدادهای مهم منجر به تحریم ایران طی دوره نوامبر ۱۹۷۹ تا ژانویه ۲۰۲۱

تاریخ	رویداد	اقدامات سیاسی	جهت	نهاد تحریم‌کننده	سایر نکات
۱ ژوئیه ۲۰۱۰	لایحه جامع تحریم‌ها، پاسخگویی و عدم سرمایه‌گذاری ایران	دامنه تحریم‌های قبلی گسترش یافت. محدودیت صادرات و واردات محصولات پتروشیمی به معاملات معاملات دارایی، بانکی و ارزی تسری داده شد	برقراری	ایالات متحده	قانون عمومی ۱۱۱–۱۹۵ ایالات متحده
۲۲ ژوئیه ۲۰۱۰	تهدید هسته‌ای	اعمال تحریم‌های اضافه توسط کانادا (علاوه بر تحریم‌های آمریکا) تحت قانون ویژه اقدامات اقتصادی	برقراری	کانادا	SOR/2010-165
۲۶ ژوئیه ۲۰۱۰	تهدید هسته‌ای	مصوبه ۱۹۲۹ (۲۰۱۰) سازمان ملل متحد که در چارچوب اتحادیه اروپا قرار گرفت. اعمال محدودیت‌های اقتصادی، بانکی و مالی دیگر	برقراری	اتحادیه اروپا	تصمیم CFSP/۴۱۳/۲۰۱۰ اتحادیه
۲۸ سپتامبر ۲۰۱۰	نقض حقوق بشر	توقیف دارایی‌ها و تحدید انتقال پول و کمک‌ها	برقراری	ایالات متحده	فرمان اجرایی شماره ۱۳۵۵۳
۱۲ آوریل ۲۰۱۱	نقض حقوق بشر	محدودیت سفر و توقیف دارایی افرادی که با نقض حقوق بشر در ارتباط هستند	برقراری	اتحادیه اروپا	تصمیم CFSP/۲۳۵/۲۰۱۱ اتحادیه
۲۹ آوریل ۲۰۱۱	نقض حقوق بشر	توقیف دارایی‌های افراد و نهادهای دخیل در نقض حقوق بشر، منع کمک	برقراری	ایالات متحده	فرمان اجرایی شماره ۱۳۵۷۲
۲۳ مه ۲۰۱۱	تهدید هسته‌ای	ارتقای تحریم‌ها در قانون تحریم ایران. عدم اعطای اعتبار، ارز و توقیف دارایی‌ها از سوی نهادهای مالی آمریکا، منع واردات	برقراری	ایالات متحده	فرمان اجرایی شماره ۱۳۵۷۴
۹ ژوئن ۲۰۱۱	تهدید هسته‌ای	تمدید احکام «هیئت کارشناسان» حامی تحریم‌های ایران به مدت یک سال	برقراری	سازمان ملل	مصوبه شماره ۱۹۸۴ شورای امنیت
۲۰ نوامبر ۲۰۱۱	تهدید امنیت ملی	تحریم نهادها و اشخاصی که به حفظ و توسعه بخش انرژی و پتروشیمی ایران کمک می کنند	برقراری	ایالات متحده	فرمان اجرایی شماره ۱۳۵۹۰
۳۱ دسامبر ۲۰۱۱	قانون مجوز دفاع ملی	تحریم بانک‌هایی که با موسسات مالی ایرانی، شامل بانک مرکزی معامله می‌کنند. محدودیت صادرات نفت ایران	برقراری	ایالات متحده	قانون مجوز دفاع ملی ایالات متحده ۲۰۱۲
۲۳ ژوئیه ۲۰۱۲	تهدید هسته‌ای	تحریم نفتی، توقیف دارایی های بانک مرکزی ایران، تحریم طلا، فلزات گرانبها	برقراری	اتحادیه اروپا	تصمیم CFSP/۳۵/۲۰۱۲ اتحادیه
۵ فوریه ۲۰۱۲	تخلفات ضد پول‌شویی	توقیف اموال دولت و موسسات مالی ایران شامل بانک مرکزی	برقراری	ایالات متحده	فرمان اجرایی شماره ۱۳۵۹۹
۱۵ مارس ۲۰۱۲	تهدید هسته‌ای	تصمیم CFSP/۴۱۳/۲۰۱۰ با محدودیت های مالی جدید اندکی گسترش یافت	برقراری	اتحادیه اروپا	تصمیم CFSP/۱۵۲/۲۰۱۲ اتحادیه

جدول S.31: گاه‌شمار رویدادهای مهم منجر به تحریم ایران طی دوره نوامبر ۱۹۷۹ تا ژانویه ۲۰۲۱

تاریخ	رویداد	اقدامات سیاسی	جهت	نهاد تحریم‌کننده	سایر نکات
۲۳ مارس ۲۰۱۲	تهدید هسته‌ای	افزایش گسترده محدودیت های واردات/صادرات و تحریم های بانکی و مالی	برقراری	اتحادیه اروپا	قانون شماره ۲۰۱۲/۲۶۷ اتحادیه
۲۲ آوریل ۲۰۱۲	نقض حقوق بشر	توقیف دارایی‌های شرکت‌های ارائه‌دهنده فناوری برای نقض حقوق بشر. کمک‌های مالی به اشخاص و نهادهای توقیف‌شده ممنوع است	برقراری	ایالات متحده	فرمان اجرایی شماره ۱۳۶۰۶
۱ مه ۲۰۱۲	اقداماتی برای دور زدن تحریم	تحریم‌های اضافی برای نهادها و اشخاصی که تحریم‌های قبلی علیه ایران را دور می‌زنند	برقراری	ایالات متحده	فرمان اجرایی شماره ۱۳۶۰۸
۷ ژوئن ۲۰۱۲	تهدید هسته‌ای	تمدید احکام کمیته کارشناسان برای نظارت بر ایران به مدت ۱۳ ماه	برقراری	سازمان ملل	مصوبه ۲۰۴۹ شورای امنیت سازمان ملل
۳۰ ژوئیه ۲۰۱۲	تهدید امنیت ملی	تحریم موسسات خارجی دخیل در معاملات با محصولات بخش انرژی و پتروشیمی ایران	برقراری	ایالات متحده	فرمان اجرایی شماره ۱۳۶۲۲
۱۰ اوت ۲۰۱۲	قانون کاهش تهدید ایران و سوریه	تحریم های چندجانبه جدید علیه نهادهای تسهیل کننده معاملات ایران (بیشتر بخش نفت)؛ اصلاح قانون تحریم ایران ۱۹۹۶	برقراری	ایالات متحده	قانون عمومی ۱۱۲–۱۵۸ ایالات متحده
۹ اکتبر ۲۰۱۲	تهدید امنیت ملی	گسترش توقیف دارایی‌ها و محدودیت‌های مالی	برقراری	ایالات متحده	فرمان اجرایی شماره ۱۳۶۲۸
۱۵ اکتبر ۲۰۱۲	تهدید هسته‌ای	ممنوعیت تجارت و کمک های مالی برای خرید گاز طبیعی، طیف وسیعی از محصولات تولیدی و نرم‌افزاری برای موشک‌های بالستیک و کشتی‌سازی	برقراری	اتحادیه اروپا	تصمیم CFSP/۶۳۵/۰۱۲ اتحادیه
۲ ژانویه ۲۰۱۳	قانون مجوز دفاع ملی	گسترش طیف گسترده‌ای از تحریم‌های اقتصادی و مالی	برقراری	ایالات متحده	قانون عمومی ۱۱۲–۲۳۹ ایالات متحده
۳ ژانویه ۲۰۱۳	تهدید هسته‌ای	محدودیت‌های مالی و توقیف دارایی‌های مؤسسات خارجی که به ریال با صنعت خودرو و موارد دیگر تجارت می‌کنند	برقراری	ایالات متحده	فرمان اجرایی ۱۳۶۴۵ ایالات متحده
۲۰ ژوئیه ۲۰۱۵	قانون برنامه جامع اقدام مشترک (برجام)	توافق برای تعلیق و لغو تحریم‌های سازمان ملل	لغو	سازمان ملل	مصوبه ۲۲۳۱ شورای امنیت سازمان ملل
۱۸ اکتبر ۲۰۱۵	برجام	گام های واسطه‌ای اتحادیه اروپا به سوی اجرای برجام	لغو	اتحادیه اروپا	تصمیم CFSP "۱۸۶۳/۲۰۱۵ اتحادیه
۱۶ ژانویه ۲۰۱۶	برجام	روز اجرا: اتحادیه اروپا، ایالات متحده و سازمان ملل متحد تحریم های مرتبط با برنامه هسته ای را به حالت تعلیق در می آورند یا لغو می‌کنند. روند استرداد دارایی‌های ایران به ارزش حدود ۱۰۰ میلیارد دلار آغاز شد (هیچگاه به طور کامل اجرا نشد)	لغو	سازمان ملل	اجرای مصوبه ۲۲۳۱ شورای امنیت سازمان ملل
۱۷ ژانویه ۲۰۱۶	فعالیت مجدد سوئیفت	دسترسی بانک های ایرانی به سامانه سوئیفت. ادامه ممانعت بانک‌های آمریکایی از تجارت مستقیم یا غیرمستقیم با ایران	لغو	جهان	www.swift.com/insightsp/realesseases/update_iransanctio

جدول S.32: گاه‌شمار رویدادهای مهم منجر به تحریم ایران طی دوره نوامبر ۱۹۷۹ تا ژانویه ۲۰۲۱

تاریخ	رویداد	اقدامات سیاسی	جهت	نهاد تحریم‌کننده	سایر نکات
۱ دسامبر ۲۰۱۶	از سرگیری قانون تحریم ایران برای ۱۰ سال	آمریکا تحریم‌هایی را که از سال ۱۹۹۶ علیه ایران اعمال کرده بود، تمدید کرد	برقراری	ایالات متحده	موضوع شماره ۶۲۷۹ کنگره ایالات متحده، رای شماره ۱۵۵
۸ مه ۲۰۱۸	کاهش دامنه برجام	اعلام ایالات متحده در مورد کناره‌گیری از برجام	برقراری	ایالات متحده	en.wikipedia.org/wiki/United_States_withdrawal_from_the_Joint_Comprehensive_Plan_of_Action
۶ اوت ۲۰۱۸	فشار حداکثری آمریکا	اعمال مجدد تمام تحریم‌هایی که به واسطه برجام لغو یا معوق شده بود	برقراری	ایالات متحده	فرمان اجرایی شماره ۱۳۸۴۶ ایالات متحده
۵ نوامبر ۲۰۱۸	حفاظت از ثبات و یکپارچگی نظام مالی	محدود کردن سوئیفت	برقراری	ایالات متحده	اطلاعیه ۵۴۱ خزانه‌داری ایالات متحده ۵ نوامبر ۲۰۱۸
۹ نوامبر ۲۰۱۸	تهدید امنیت ملی	تحریم بخش‌های آهن، فولاد، آلومنیم و مس ایران	برقراری	ایالات متحده	www.swift.com/aboutus/legal/compliance-O/swift:and-sanctions
۸ مه ۲۰۱۹	حمایت از شبه‌نظامیان تروریست در خاور میانه	توقیف بیشتر دارایی‌ها، تحریم‌های ثانویه بر نهادهای مالی	برقراری	ایالات متحده	فرمان اجرایی شماره ۱۳۸۷۱ ایالات متحده
۱۰ ژانویه ۲۰۲۰	حمایت از شبه‌نظامیان تروریست در خاور میانه	توقیف دارایی‌های مربوط به افراد و نهادهایی که در بخش تولید صنعتی و سایر بخش‌ها تجارت می‌کنند. محدودیت‌هایی در زمینه مهاجرت	برقراری	ایالات متحده	فرمان اجرایی شماره ۱۳۸۷۶ ایالات متحده
۲۱ سپتامبر ۲۰۲۰	تهدید امنیت ملی	تحریم های مربوط به تجارت و حمایت مالی از تجارت اسلحه	برقراری	ایالات متحده	فرمان اجرایی شماره ۱۳۹۰۲ ایالات متحده
۸ اکتبر ۲۰۲۰	کناره‌گیری از برجام	۱۸ بانک ایرانی تحت تحریم‌های بیشتر قرار گرفتند	برقراری	ایالات متحده	فرمان اجرایی شماره ۱۳۹۴۹ ایالات متحده
۱۶ دسامبر ۲۰۲۰ تا ۵ ژانویه ۲۰۲۱	حمایت از فعالیت‌های بی‌ثبات‌کننده در خاور میانه	تحریم شرکت های حامی بخش‌های فلز، فولاد، نفت و پتروشیمی	برقراری	ایالات متحده	اطلاعیه ۱۱۴۷ خزانه‌داری ایالات متحده ۸ اکتبر ۲۰۲۰
۱۳ ژانویه ۲۰۲۱	نهادهای مورد نظر دستور اجرایی ۱۳۸۷۶	تحریم دو سازمان تحت کنترل رهبری	برقراری	ایالات متحده	