نشریه علمی (فصلنامه) پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی شماره ۹۷

سال بیست و نهم، بهار ۱۴۰۰، صفحه ۲۲۵ - ۱۹۹

بررسی تأثیر سیاست‌های مالی در رفاه اجتماعی کشور با توجه به شوک‌های مخارج دولتی، پولی و بهره‌وری

مریم امامی میبدی

استادیار اقتصاد دانشگاه آزاد اسلامی، واحد شاهین شهر، شاهین شهر، ایران

m.emami@shaiau.ac.ir

مجید صامتی

دانشیار، دانشگاه اصفهان،گروه اقتصاد، اصفهان، ایران (نویسنده مسئول)

majidsameti@ase.ui.ac.ir

حسین شریفی رنانی

دانشیار، دانشگاه آزاد اسلامی، واحد اصفهان (خوراسگان)، گروه اقتصاد، اصفهان، ایران

h.sharifi@khuisf.ac.ir

مهم‌ترین مسئله سیاست‌گذار در سیاست‌گذاری بهینه، انتخاب ابزاری است که ضمن رساندن تولید تعادلی به سطح مطلوب، کمترین نوسان درآمد تعادلی را به‌همراه داشته باشد. هدف اصلی این مقاله بررسی تأثیرات سیاست‌های مالی مطلوب بر رفاه اجتماعی و مدیریت چرخه‌های تجاری برای اقتصاد ایران با توجه به شوک مخارج دولتی، شوک پولی و شوک بهره‌وری بوده است. لذا، با استفاده از الگوی خودبازگشت برداری ساختاری (SVAR) و هودریک-پرسکات به بررسی نقش شوک‌های مخارج دولتی، پولی و مالی بر تولید و مصرف به نمایندگی چرخه‌های تجاری و رفاه اجتماعی در بازده زمانی ۹۷-۱۳۵۰ پرداخته شده است. نتایج حاکی از این امر است که بالاترین رشد مصرف به عنوان شاخص رفاه اجتماعی ناشی از رشد شوک بهره‌وری بوده و بعد از آن شوک پولی مصرف را تا حدودی افزایش داده است، ولی شوک مخارج دولتی تأثیرات کاهنده بر مصرف و رفاه دارد، که معرف پدیده دفع ازدحامی است.

طبقه‌بندی JEL: O۳۸, D۶, E۶, C۲۲, C۱۵

واژگان کلیدی: سیاست مالی، رفاه، ادوارتجاری، الگوی خودبازگشت برداری ساختاری.

تاریخ دریافت: ۵ / ۱۰ / ۱۳۹۹ تاریخ پذیرش: ۱۳ / ۲ / ۱۴۰۰

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-28]

[DOI: 10.52547/qjerp.29.97.199]

۱. مقدمه

چگونگی انجام سیاست‌های مالی و اثرگذاری پویای آن سیاست‌ها بر متغیرهای کلان اقتصادی، یکی از مهمترین چالش‌های کلان اقتصادی است. اولین گام در طراحی سیاست‌های تثبیت اقتصادی، شناخت و درک سیکل‌های تجاری است(لوکاس،۱۹۸۷). سیاست مالی، یکی از مهم-ترین ابزار دولت به منظور ایجاد ثبات و کاهش نوسان‌ها در طول ادوار تجاری است. مسئله‌ای که ذهن بسیاری از سیاست‌گذاران را به خود مشغول نموده، این است که در دوران رونق یا رکود اقتصادی، چه سیاستی باید اعمال گردد. پاسخ به سؤال مزبور در تعیین ماهیت سیاست مالی نهفته است. برای تعیین نقش سیاست مالی در فرایند تثبیت اقتصادی، باید ماهیت سیاست مالی روشن شود. از این‌رو، وجود یک سیستم جامع مالیاتی می‌تواند باعث پایداری و بهینگی سیاست مالی شود (ویکنز[۱]،۲۰۰۸).

از زمانی که رمزی[۲] تئوری مالیاتی تخصیص بهینه[۳] را بر اساس بهینه‌سازی رفتار تعادلی مصرف‌کننده بسط داده، دسته وسیعی از مطالعات تئوریک با بهره‌گیری از پایه‌های تئوریک اقتصادی و بر پایه بهینه‌سازی رفتار عاملان اقتصادی شکل گرفته است. در این زمینه، نتایج مدل-های هموارسازی مالیاتی[۴] بارو[۵] و دیگر محققان مبین این امر است که در راستای حداقل‌سازی هزینه‌های مدیریتی، در اجرای تعدیل نرخ‌های مالیاتی، فقط زمانی باید نرخ‌های مالیاتی تغییر کنند که شوک‌های غیرقابل پیش‌بینی، قید بودجه دولت را تحت تأثیر قرار دهند.

تولید ناخالص داخلی واقعی یکی از مهم‌ترین شاخص‌های فعالیت اقتصادی و نمایه اصلی تحولات چرخه‌های تجاری محسوب می‌شود. این متغیر زمانی از حدود طبیعی خود سریع‌تر و

۱. Wickens
۲. Ramesey
۳. Ramsey Optimal taxation
۴. Tax Smoothing
۵. Barro

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-28]
[DOI: 10.52547/qjerp.29.97.199]

زمانی کندتر رشد می‌کند. سیر حرکت مزبور معمولاً با چهار مرحله مشخص می‌شود که به آن‌ها یک دور تجاری می‌گویند. مراحل مزبور عبارتند از؛ بهبود، رونق، رکود و بحران است. مهم‌ترین عوامل دیگر نوسان‌های اقتصادی عبارتند از: رشد جمعیت، اکتشافات منابع، رویدادهای سیاسی، تکانه‌های نفت و دستیابی به فن‌آوری است. بیشتر تئوری‌ها بر واکنش داخلی به دلیل تکانه‌های خارجی تأکید دارند (هاور[۱]،۲۰۰۶). تأثیر قیمت‌های نفت بر اقتصاد جهانی از جنبه‌های گوناگون قابل تامل است. به‌عنوان مثال، افزایش قیمت نفت، سبب انتقال درآمدی از کشورهای واردکننده-نفت به صادرکننده می‌شود لذا، قدرت خرید و تقاضای مصرف‌کننده را در کشورهای صادرکننده نفت افزایش می‌دهد. همچنین افزایش قیمت‌های نفت درکشورهای واردکننده نقش مالیاتی دارد که توسط کشورهای صادرکننده نفت جمع‌آوری می‌شود.در این میان موضوع قابل توجهی که در خصوص حضور ایران در نظام اقتصاد بین‌الملل به‌ویژه با کشورهای منطقه و یا هر کشور دیگر بایستی مورد توجه قرارگیرد، نحوه و چگونگی حضور بخش‌های مختلف به‌ویژه بخش بازرگانی خارجی در تعامل با نظام اقتصاد بین‌الملل می‌باشد. در همین حال تعامل با اقتصاد جهانی و جهانی-شدن تنش‌ها و چالش‌هایی را برای کشورهایی که در اقتصاد جهانی ادغام می‌شوند، به وجود می-آورد. یکی از این تنش‌ها با این واقعیت عجین شده است که در یک اقتصاد جهانی به‌هم‌پیوسته و وابسته به‌هم، هر نوع شوک جهانی یا منطقه‌ای به سرعت به سایر اقتصادها قابل تسری است. از طرفی یکی از ابزارهای رقابت و یا جنگ اقتصادی «تحریم اقتصادی» است. کشورهای زورگو با اهداف اقتصادی (کسب منافع بیشتر)، اهداف سیاسی (براندازی یا اعمال فشار) و یا حتی به عنوان ابزار مکمل جنگ نظامی از تحریم اقتصادی استفاده می‌کنند. تحریم اقتصادی، موجب افزایش هزینه مبادله و سختی صادرات و واردات می‌شود به گونه‌ای که کشور تحریم‌شونده مجبور می‌شود کالای مورد نیاز خود را با قیمتی گران‌تر و از بازار سیاه تهیه کند. تحریم‌های اقتصادی دو دسته است:

۱. تحریم تجاری (مانع تراشی در مقابل صادرات و واردات کالا، خدمات و عوامل تولید مثل سرمایه).

۱. Hoover

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-28]

[DOI: 10.52547/qjerp.29.97.199]

۲. تحریم مالی (مانع تراشی در مقابل مبادلات مالی، بانک‌ها و بیمه‌ها).

در گذشته تحریم‌های تجاری بیش از تحریم‌های مالی رایج بود؛ اما امروزه جهانی شدن اقتصاد، موجب شده روز به روز از میزان تأثیرگذاری دسته اول تحریم‌ها یعنی تحریم‌های تجاری کاسته شود. در مقابل، شبکه گسترده و یکپارچه پولی و مالی، که بعد از جنگ جهانی دوم برپا شد، موجب شد کشورهای تحریم‌کننده از فناوری‌های جدید ارتباطی و اطلاعاتی، و نهادهای مالی و پول‌های بین‌المللی (دلار و یورو) استفاده کرده و تحریم‌های بانکی و بیمه‌ای اعمال کنند.

بنابراین، با توجه به توضیحات در بخش مقدمه و پیشینه پژوهش، اکثر پژوهش‌های صورت گرفته به‌صورتی بوده که تأثیر یکی از متغیرهای مخارج دولتی، حجم پول (نقدینگی) و نرخ دستمزد (به‌عنوان شاخص بهره‌وری) بر رشد اقتصادی بررسی شده است. در این مقاله سعی شده با توجه به شرایط حاکم بر اقتصاد ایران (تحریم‌های شدید) تأثیرات تغییرات متغیرهای؛ مخارج دولتی، حجم پول (نقدینگی) و نرخ دستمزد، تحت عنوان شوک‌های مالی، پولی و بهره‌وری به‌صورت همزمان بر شاخص‌های رفاه اجتماعی، مصرف و تولید ناخالص داخلی بررسی شود. لذا، در بخش‌های بعد، ابتدا مبانی نظری و سپس، در چارچوب پیشینه پژوهش به بررسی مطالعات داخلی و خارجی انجام گرفته در این زمینه پرداخته خواهد شد. پس از آن، با تکیه بر مبانی *SVAR*، مدل و محدودیت قیود تحقیق تفسیر و در نهایت، با استفاده از جدول تجزیه واریانس و توابع واکنش آنی، میزان اهمیت تکانه‌های موقت و دائمی مخارج دولتی، حجم نقدینگی و نرخ دستمزد را بر تولید ناخالص داخلی و مصرف جامعه بررسی خواهد شد.

۲. مبانی نظری

عملکرد اقتصاد هرکشوری در بعد عدالت اجتماعی، علاوه بر مطالعه فقر از طریق مطالعهٔ تحولات توزیع درآمد شاخص‌های رفاه را نیز بررسی می‌نماید. عوامل مختلفی بر رفاه اجتماعی از جمله؛ سیاست‌های باز توزیعی دولت (مخارج دولتی در بخش‌های مختلف)، بی‌ثباتی قیمت‌ها (تورم)، رشد بی‌رویه عرضه پول (رشد نقدینگی)، اشتغال و تولید جامعه مؤثراند. از طرفی، از مهم‌ترین چالش‌های کشورکه بر رشد تولید ناخالص داخلی و رشد اقتصادی تأثیر به‌سزایی

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-28]

[DOI: 10.52547/qjerp.29.97.199]

دارد، نرخ بالای بیکاری و بی‌ثباتی قیمت‌ها است و برای حل این مشکلات، نیاز به الگوی توزیع درآمد به همراه رشد اقتصادی است.

از این‌رو، آلسینا و پروتی[۱] (۱۹۹۶) معتقدند که افزایش نابرابری موجب کاهش رشد اقتصادی می‌شود. رابطه بین توزیع مجدد مخارج دولتی با نابرابری درآمدی یک رابطه غیرخطی را نشان می‌دهد (دی‌میلو و تیونگسون[۲]،۲۰۰۳). نتایج مطالعه دادگر و نظری(۱۳۸۷)، مبین این است‌که رشد دولت چه در کوتاه‌مدت و چه در بلندمدت باعث افزایش ضریب جینی و رشد نابرابری در ایران گردیده است. مطالعهٔ کریا[۳] (۲۰۰۹)، نشان داد که کاهش تورم همراه با افزایش مالیات نیروی‌کار رفاه افراد فقیر را بیش‌تر از افراد ثروتمند افزایش می‌دهد و در تحقیق زیبایی(۱۳۸۴)، نتایج حاکی از آن است که افزایش بهره‌وری نیروی‌کار و اصلاح نرخ ارز حقیقی در بلندمدت باعث بهبود توزیع درآمدها و کاهش نابرابری می‌شود، اما افزایش تورم و بیکاری منجر به بدتر شدن توزیع درآمد می‌شود و همچنین افزایش بهره‌وری نیروی‌کار و بهره‌وری سرمایه باعث بهبود رفاه اجتماعی می‌شود (دادگر و نظری،۱۳۹۰).

ازاین‌رو، وسعت و اندازه دولت که نقش به‌سزایی در میزان مخارج دولتی دارد و دسترسی دولت به درآمد نفت و تبدیل آن به نقدینگی و رشد بی‌رویه نقدینگی جامعه و شدت شرایط تعهدی کشور در سال‌های اخیر توجه به نقش تولید ناخالص داخلی به‌عنوان عامل مهم در رشد اقتصادی و رفاه جامعه مبحث بهره‌وری نیروی کار را دوصد چندان می‌نماید. در ادامه، در راستای تکمیل توضیحات فوق در رابطه مبحث سیاستگذاری دولت و ارتباط آن با رفاه اجتماعی و تک تک خانوارها در سطح جامعه به بررسی تأثیرات مخارج دولتی، رشد حجم پول(نقدینگی) و بهره-وری پرداخته شده است.

۲-۱. تأثیرات مخارج دولتی بر شاخص‌های رفاه اجتماعی

۱. Alesina & Perotti
۲. De mello and Tiongson
۳. Correia

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-28]
[DOI: 10.52547/qjerp.29.97.199]

مهمترین وظایف اجرایی در کشور بر عهده دولت است. در این راستا، دولت برای اعمال برنامه‌ها و طرح‌های توسعه‌ای کشور باید هزینه نماید که مخارج دولتی شکل می‌گیرد. از طرفی، سیاست مالی دولت با اثر موقتی و دائمی باعث عدم تعادل در بازار کار و سبب تغییرات در نرخ بیکاری و در نتیجه، میزان تولید، مصرف، رشد اقتصادی و در نهایت رفاه اجتماعی می‌شود (حسین-زاده،۱۳۹۶).

در مطالعات نئوکلاسیک‌ها و کینزی‌های جدید اثر ثروتی مبین رابطه معکوس بین مخارج دولتی و مخارج مصرفی بخش خصوصی است. اما، مخارج دولتی می‌تواند از راه‌های مختلفی باعث افزایش مصرف بخش خصوصی شود. به‌طوری‌که اگر افزایش ساعات کار برای خانوار به اندازه کافی با عدم مطلوبیت روبرو نباشد، خانوارها در مقابل اثر ثروتی و جلوگیری ازط کاهش مصرف‌شان اقدام به عرضه نیروی کار می‌نمایند و این باعث درآمد خانوار و مصرف بیشتر و تاحدودی کاهش مصرف اولیه را جبران می‌نماید (گانلی و گیونیا[۱]،۲۰۰۹). از نقطه نظر دیگر، اگر اثر مثبت مخارج دولت بر مصرف بخش خصوصی باعث افزایش مطلوبیت نهایی مصرف بخش خصوصی گردد و شدت جانشینی بین دو متغیر کم باشد، این امر باعث ارتباط بلندمدت و مثبت بین مخارج دولتی و مصرف بخش خصوصی است (لینمن و اسچابرت[۲]، ۲۰۰۴).

۲-۲. تأثیرات حجم پول(نقدینگی) بر شاخص‌های رفاه اجتماعی

در دو مکتب پولی و کلاسیک‌های جدید توجه خاصی به اثرات شوک پولی بر متغیرهای حقیقی اقتصاد دارند. در مکتب پولیون به نقش پول و تأثیر آن بر قیمت‌های نسبی دارایی‌ها و ثروت حقیقی از طریق نظریه سرمایه‌گذاری Q توبین و اثر ثروت بر مصرف تفسیر می‌شود. بنابراین، از تقسیم ارزش بازاری بنگاه بر هزینه جایگزینی سرمایه[۳]، Q توبین به‌دست می‌آید، زمانی‌که، مقدار Q توبین زیاد باشد، هزینه سرمایه‌های فیزیکی جدید نسبت به ارزش بازاری بنگاه پایین می‌شود.

۱. Ganeli and Giovanni

۲. Linnemann and Schabert

۳. Replacement cost of capital

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-28]

[DOI: 10.52547/qjerp.29.97.199]

بنابراین، بنگاه می‌توانند اوراق سهام منتشر نمایند و قیمت بالاتری نسبت به هزینه ابزار و وسایلی که خریده‌اند، مطالبه نمایند، این باعث افزایش مخارج سرمایه‌گذاری می‌شود و بلعکس. لذا، پولیون معتقدا، هنگامی‌که عرضه پول کاهش می‌یابد، عاملان اقتصادی در می‌یابند که کمتر از آنچه نیاز درند، پول در دسترس‌شان است و به‌ناچار کمتر خرج می‌نمایند. این باعث می‌شود در بازارهای مالی، تقاضا برای اوراق بهادار کاهش یافته و قیمت دارایی کاهش می‌یابد و میزان تولید در جامعه کاهش می‌یابد. براساس نظریه آندو و مودیگیانی و مدل MPS، با کاهش قیمت ارزش دارایی مالی، ثروت مالی و به تبع آن منابع مصرف‌کننده کاهش یافته و این امر کاهش مصرف را ایجاد می‌کند (میشکین[۱]،۱۹۹۵).

۲-۳. تأثیرات بهره‌وری بر شاخص‌های رفاه اجتماعی

براساس نظریه بهره‌وری نیروی‌کار، در حالت تعادل سهم هر عامل تولیدی در اقتصاد رقابتی برابر بهره‌وری نهایی است، و لذا منافع حاصل از تولید، باید بین نیروی کار و سرمایه به‌صورت عادلانه تقسیم گردد. اما، در دنیای واقعی بازارها ناقص هستند و مکانیزمی صحیح برای تقسیم منافع حاصل از تولید بین نیروی‌کار و سرمایه وجود ندارد و بیشتر منافع حاصل از تولید به صاحبان سرمایه اختصاص می‌یابد.

اکنون این سؤال مطرح می‌شود که «آیا دستمزدها بر اساس میزان بهره‌وری تعیین می‌شود یا خیر؟». پاسخ این سؤال مبحث کارایی نظریه بهره‌وری نیروی‌کار است. در اقتصاد ایران عوامل دیگری همانند؛ سیاست دولت، شرایط بازار کار، نرخ حداقل دستمزد (انعطاف‌ناپذیری دستمزدها) به جزء مبحث بهره‌وری بر تغییرات نرخ دستمزد مؤثر بوده‌اند، البته رشد بهره‌وری در بلندمدت اثر مثبتی بر دستمزدها دارد (جانی،۱۳۹۲).

بنابراین، ارتباط بین نظریه بهره‌وری نیروی‌کار و انعطاف‌ناپذیری دستمزدها قابل تامل است. به‌طوری‌که در تحقیقی که در کشور آلمان صورت گرفته، مشخص شده، زمانی‌که بازارکار دارای

۱. Mishkin

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-28]

[DOI: 10.52547/qjerp.29.97.199]

انعطاف‌پذیری در دستمزدها است، سرمایه‌گذاری در آموزش موجب دریافتی بالاتر برای کارگران آموزش دیده می‌گردد و این نابرابری در دستمزدها را افزایش می‌دهد. اما، آموزش در شرایطی که دستمزدها انعطاف‌ناپذیر باشند، تغییرات نرخ دستمزد کمتر و بیکاری بیشتر است. به‌عبارتی بخشی از اثرات بیکاری بر نابرابری درآمدها می‌تواند ناشی از انعطاف‌ناپذیری دستمزها است (آمولد[۱]،۲۰۰۶).

در ادامه، با توجه به توضیحات گفته شده در بخش مبانی نظری در بخش تصریح مدل، اثرات متغیرهای؛ مخارج دولتی (تحت عنوان شوکی مالی)، حجم حجم پول (تحت عنوان شوک پولی) و نرخ دستمزد (تحت عنوان شوک بهره‌وری) در چارچوب الگوی خود بازگشت‌برداری ساختاری (SVAR) بر شاخص‌های رفاه (مصرف و تولید) توضیح داده شده است.

۳. پیشینه پژوهش

کاوالو وریبا[۲] (۲۰۱۸)، در مقاله‌ای تحت عنوان «اندازه‌گیری اثرات شوک‌های اقتصاد کلان بر ادوارتجاری کشورهای اروپای شرقی و مرکزی» در فاصله زمانی ۱۹۹۹-۲۰۱۵ با استفاده از روش خودرگرسیونی برداری، اثرات سیاست پولی و مالی منطقه اروپا و شوک‌های قیمت جهانی نفت را بر ادوارتجاری بررسی کرده‌اند. نتایج تحقیق مبین این بود که نوسانات ادوارتجاری به‌وسیله شوک‌های داخلی ایجاد شده است. سیاست پولی و شوک‌های قیمت جهانی نفت باعث رشد نوسانات ادوارتجاری شده و سیاست مالی تأثیر خیلی مهمی بر نوسانات ادوارتجاری نداشته است.

لودیج و سودان[۳](۲۰۱۹)، در مقاله‌ای تحت عنوان «اعتبار، شرایط مالی و چرخه تجاری در چین» با استفاده از روش VAR نقش شرایط مالی را در شکل گیری چرخه‌های تجاری در بازده سال‌های ۲۰۰۵ تا ۲۰۱۷ بررسی نموده‌اند. شاخص‌های مالی مورد نظر تحقیق مزبور، متغیرهایی همچون؛ نرخ بهره، بازده اوراق قرضه، جریان اعتبار و سهام بوده و نتایج حاکی از این است که

۱. Amold

۲. Cavallo.A & Ribba

۳. Lodge and Soudan

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-28]

[DOI: 10.52547/qjerp.29.97.199]

جریان اعتبار نقش مهمی در شکل گیری چرخه‌های تجاری چین داشته است. در ادامه، در قالب سناریوهای مختلف تأثیرات تغییرات جریان اعتبارات را بر چرخه‌های تجاری بررسی شده و نتایج مبین این امر بوده که رشد اعتبارات در طی بحران مالی جهانی در سال ۲۰۰۸ تنش چرخه‌های تجاری را کاهش می‌دهد و کاهش اعتبارات در اواخر ۲۰۱۶ کندی رشد فعالیت‌های اقتصادی را دامن زده است.

هوندا[۱] و همکاران(۲۰۲۰)، در مقاله‌ای تحت عنوان «بررسی شوک‌های سیاست‌های مالی بر تولید در کشورهای کم درآمد» در طی سال‌های ۲۰۱۷-۱۹۹۵ در چارچوب روش VAR پرداخته-اند. در این رابطه محققین برای بررسی شوک‌های سیاست مالی متغیرهای؛ رژیم نرخ ارز، آزادی تجارت، سطح بدهی عمومی دولت، شرایط بازار کار و کیفیت نهادی را به‌عنوان شاخص‌های مالی در اقتصاد کلان مدنظر قرار داده‌اند. نتایج حاکی از این است که بیشتر تأثیرات شوک‌های سیاست مالی در تولید برای شرایط رکود اقتصادی به ترتیب مربوط به رژیم نرخ ارز ثابت و کیفیت بالای نهادی است. در مورد تأثیرات مخارج عمومی دولت، ساختار کشورها بسیار مهم است و برای جلوگیری از کاهش مصرف عمومی و حفظ طرف تقاضا کل جامعه تقویت و اصلاحات کیفیت نهادی بسیار مهم است.

رئیسی گاوگانی و دیگران (۱۳۹۷) در مقاله‌ای تحت عنوان اثر متقارن تکانه‌های سیاست مالی بر اقتصاد ایران: الگوی DSGE با تقریب مرتبه دوم، اثر غیرخطی سیاست‌های مالی بر متغیرهای کلان اقتصادی را از مدل تعادل عمومی تصادفی پویا در طی دوره زمانی ۱۳۶۹:۱ تا ۱۳۹۳:۴ بررسی نموده‌اند. نتایج تحقیق مزبور معرف این است که تکانه‌های مثبت و منفی مخارج دولت دارای اثرات نامتقارن بر متغیرهای کلان اقتصادی می‌گذارد. تکانه منفی مخارج دولت، بر مصرف، سرمایه‌گذاری و تولید بخش خصوصی و همچنین تولید کل دارای اثر کاهنده، به میزانی شدیدتر، پایدارتر و بزرگ‌تر، نسبت به تکانه مثبت مخارج دولت بوده که دارای اثر فزاینده، اما کوچک‌تر وموقتی است.

۱. Honda and all

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-28]

[DOI: 10.52547/qjerp.29.97.199]

برومند و همکاران(۱۳۹۸) در مقاله‌ای تحت عنوان «هزینه رفاه شوک‌های خارجی و قاعده بهینه سیاست پولی برای اقتصاد ایران» به بررسی اثر شوک‌های خارجی شامل شوک‌های قیمت نفت، نرخ ارز و تورم جهانی بر متغیرهای کلان اقتصادی و همچنین بررسی اثر این شوک‌ها بر رفاه اجتماعی در ایران به عنوان یک اقتصاد باز کوچک صادر کننده نفت، با استفاده از مدل تعادل عمومی پویای تصادفی در فاصله سال‌های ۹۵-۱۳۶۹ پرداخته‌اند. نتایج حاکی از آن است که از میان سه قاعده بهینه سیاست پولی به‌ترتیب؛ قاعده هدف‌گذاری تورم هدلاین(IT)، قاعده هدف-گذاری تورم هسته(CIT) و قاعده نرخ ارز(ER)، بهترین قاعده پولی برای ایجاد ثبات هم در تولید و هم در تورم و نیز بهبود رفاه اجتماعی قاعده هدف‌گذاری تورم هسته است.

فاطمی زردان و همکاران (۱۳۹۹)، در مقاله‌ای تحت عنوان «مطلوبیت و تابع رفاه اجتماعی در استان‌های ایران (بررسی روند تغییرات و همگرایی رفاه)» با استفاده از مدل اتورگرسیون با وقفه توزیعی پنل دیتا ARDL در طی سال‌های ۱۳۸۰-۹۶ پرداخته‌اند. نتایج حاصل از استخراج مطلوبیت و تابع رفاه اجتماعی نشان داد که رفاه اجتماعی در بازه زمانی ۱۳۸۶-۱۳۸۰ رشد باثبات و صعودی داشته است. با افت اندکی در سال ۱۳۸۷ مجددا سیر صعودی به خود گرفته است. در سال ۱۳۹۲ این رشد متوقف شده، مجدداً طی سال‌های ۱۳۹۳ و ۱۳۹۴ افزایش پیدا کرده است. این افزایش تا سال۱۳۹۴ ادامه می‌یابد و طی سال‌های ۱۳۹۵ و ۱۳۹۶ با افت روبه‌رو شده است. همچنین، نتایج حاصل از همگرایی بتا نشان داد که استان‌هایی مانند چهارمحال و بختیاری، قزوین، لرستان و کردستان که بیشترین سرعت همگرایی را دارا بودند، با توجه به فرضیه سولو- سوان، دارای سطح رفاه کمتری نسبت به بقیه استان‌ها داشتند و استان‌هایی مانند تهران، اصفهان، همدان و مرکزی، که سرعت تعدیل پایین‌تری داشتند، سطح رفاه بیشتری را دارا بودند. درحالی که سرعت همگرایی برای کشور برابر ۰/۱۷۱۸- بوده است؛ بدین معنا، کل استان‌ها در مجموع به طور متوسط سالیانه ۱۷/۱۸درصد به سمت رفاه متوسط جامعه حرکت کرده‌اند. همچنین، با توجه به اینکه ضریب بتا برای استان‌ها و کشور بین صفر و منفی یک بوده، وجود همگرایی در رفاه استان‌ها و کشور تأیید می‌شود.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-28]

[DOI: 10.52547/qjerp.29.97.199]

با توجه به شرایط خاص(تحریم) که باعث تحمیل شرایط تعهدی بسیار سختی بر بدنه اقتصاد در تمام زمینه‌ها از جمله تولید و رفاه اجتماعی می‌گردد و کاهش بیش اندازه در رفاه اجتماعی منجر به آشوب و نارضایتی‌های اجتماعی و به‌تبع آن منجر به براندازی دولت‌ها می‌شود و نیز نقش کلیدی دولت در اقتصاد ایران در رشد اقتصادی (بر اساس شوک مخارج دولتی) رشد حجم نقدینگی به‌لحاظ تأمین کسری بودجه دولت از طریق تبدیل دلارهای نفتی به ریال و انتشار بی‌رویه پول (شوک نقدینگی) و نیز نقش اساسی دولت در رشد تولید و انگیزه سرمایه‌گذاری (شوک بهره‌وری)، در این مقاله سعی شده تحت یک مطالعه جدید در تکمیل مطالعات داخلی و خارجی صورت گرفته از روش خود توضیح برداری ساختاری تأثیرات شوک‌های مخارج دولتی، حجم نقدینگی و نرخ دستمزد را بر رفاه اجتماعی بررسی شود.

٤. تصریح مدل

یکی از مدل‌های سری زمانی از نوع مدل‌های چند متغیره، مدل خود توضیح برداری(VAR) می‌باشد. در این مدل‌ها فرض می‌گردد که تمامی متغیرهای درون زا با یکدیگر ارتباط دارند. ساختار پویای این مدل‌ها به صورتی است که تمامی ارتباطات بین متغیرها در طول زمان مدنظر قرار گرفته می‌شود و قدرت پیش‌بینی مناسبی از وضعیت آینده این متغیرها ارائه می‌گردد. کاربرد اصلی این مدل‌ها پیش‌بینی متغیرهای کلان اقتصادی و همچنین تجزیه و تحلیل آثار شوک‌های گوناگون بر متغیرهای مدل در طول زمان از راه به دست آوردن توابع واکنش به شوک‌ها می‌باشد. اما مشکل اصلی این مدل‌ها این می‌باشد که در صورت اضافه کردن یک متغیر، ابعاد آنها بسیار بزرگ و از لحاظ درجه آزادی غیرقابل مدیریت می‌گردد و نیز این مدل‌ها متکی بر نظریه‌های اقتصادی نیستند، لذا نمی‌توان به عنوان مدل‌های ساختاری در تجزیه و تحلیل سیاست‌ها مورد استفاده قرار گیرد. بنابراین، بهترین روش تحقیق استفاده از الگوهای چند متغیره سری زمانی (سیستمی)، الگوی خود بازگشت‌برداری ساختاری (SVAR) می‌باشد. هدف اصلی در این الگو به‌کارگیری نظریات اقتصادی به‌جای تجزیه چولسگی می‌باشد تا بدین ترتیب امکان بازیابی تکانه-

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-28]

[DOI: 10.52547/qjerp.29.97.199]

های ساختاری از تکانه‌های فرم حل شده به‌وجود آید. لذا برای شناسایی شوک‌های ساختاری، فرم کلی یک الگوی خود بازگشت ساختاری به‌صورت زیر است:

$$Ay_t = A_0^* + \sum_{i=1}^{p} A_i^* y_{t-i} + u_t \qquad (1)$$

که در آن:

A: ماتریس خود همبستگی آنی یا همزمان بین متغیرهای الگو

y_t: بردار متغیرهای درون‌زای سیستم

A_i^*: ماتریس ضرایب خود بازگشت

A_0^* : پارامترهای فرم ساختاری مدل

u_t: اجزاء اخلال ساختاری مدل است که دارای کوواریانس صفر و عدم وجود سریال همبستگی میان اجزاء اخلال است. ماتریس کوواریانس اجزاء اخلال ساختاری عبارتند از:

$$E[\varepsilon_t \varepsilon_t'] = D = [\sigma_1^2 \ \sigma_2^2 \ \sigma_3^2] \qquad (2)$$

حال اگر طرفین رابطه (۱) را بر ماتریس A تقسیم می‌گردد، رابطه (۳) به‌دست می‌آید:

$$y_t = A_0 + \sum_{i=1}^{p} A_i y_{t-i} + \mu_t \qquad (3)$$

که در آن؛ $A_0 = A^{-1}A_0^*$ ، $A_i = A^{-1}A_i^*$ و $\mu_t = A^{-1}u_t$ است.جزء اخلال فرم خلاصه شده μ_t عبارتند از ترکیب خطی اجزاء اخلال ساختاری با فرم ماتریس کوواریانس عبارتند از:

$$E[\mu_t \mu_t'] = A^{-1}DA^{-1} \qquad (4)$$

جهت برآورد پارامترهای فرم ساختاری لازم است تعداد قیود بر روابط بین پسماندهای رگرسیون (u_t) و جملات اخلال سیستم معادلات (e_t) وضع شود تا فرم ساختاری قابل تشخیص گردد. با توجه ادبیات مربوط اجزاء اخلال در مدل (SVAR) چهار الگو بیان شده است که عبارتند از؛ الگوی A (تجزیه چولسکی)، الگوی B (تجزیه سیمز- برنانکی)، الگوی AB (تجزیه پسران و شین) و الگوی بلانچارد کوا است.

در الگوی A (تجزیه چولسکی)، $u_t = Ae_t$ در نظر گرفته می‌شود به‌طوری‌که قیدهای شناسایی در این الگو بر روی ماتریس A اعمال می‌گردد. بدین‌صورت که اگر A را یک ماتریس

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-28]

[DOI: 10.52547/qjerp.29.97.199]

قطری با عدد یک در نظر بگیریم، لازم است برای شناسایی الگو تعداد $K(K-1)/2$ قید را بر این ماتریس اعمال نماییم تا وضعیت دقیقا قابل شناسایی را داشته باشیم. K بیانگر تعداد متغیرهای الگو است.

الگوی دیگر الگوی B (تجزیه سیمز- برنانکی) نامیده می‌شود که در آن $e_t = Bu_t$ می‌باشد و برای شناسایی در این‌جا نیز لازم است تا تعداد $\frac{K(K-1)}{2}$ محدودیت را بر B اعمال می‌گردد.

سومین الگو AB (تجزیه پسران و شین) نامیده می‌شود که در آن $Ae_t = Bu_t\,,\varepsilon_t \sim (0, I_K)$ است و برای بررسی محدودیت کوتاه مدت استفاده خواهد شد. در این الگو برای شناسایی لازم است تا در صورتی‌که ماتریس A یک ماتریس قطری با اعداد یک باشد، تعداد $K^2 + \frac{K(K-1)}{2}$ قید را بر الگوی مورد نظر اعمال می‌گردد (هلموت و مارکس[1]،۲۰۰۴). در نهایت، در این تحقیق از روش الگو AB (تجزیه پسران و شین) استفاده شده است.

۵. پایه‌های آماری و محدودیت قیود الگو

در مطالعه حاضر تأثیر شوک‌های نرخ دستمزد (شاخص بهره‌وری)، حجم نقدینگی و سیاستی (مخارج دولتی) بر روی متغیرهای کلان اقتصادی؛ تولید ناخالص داخلی و مصرف، بر اساس یک الگوی SVAR با پنج مورد بررسی قرار گرفته است. این متغیره شامل؛ جزء سیکلی نرخ دستمزد، حجم نقدینگی، مخارج دولتی، تولید ناخالص داخلی و مصرف است که از روش هودریک – پرسکات استخراج شده است. داده‌های تحقیق سالانه بوده و در دوره زمانی ۱۳۹۵-۱۳۵۰ را در بر می‌گیرد. بدین ترتیب، متغیرهای الگو عبارتند از؛ (HP-W) جزء سیکلی نرخ دستمزد، (HP-M) حجم نقدینگی،

(HP-G) مخارج دولتی، (HP-Y) تولید ناخالص داخلی و (HP-CM) مصرف به قیمت ثابت ۱۳۹۰ است. لازم است که در مورد انتخاب متغیرهای تحقیق توضیح داده شود، که به شرح زیر است.

۱. Helmut Luktepohl and Markus Krutzig

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-28]

[DOI: 10.52547/qjerp.29.97.199]

دلیل انتخاب متغیرها در یک الگوی خود توضیح برداری با یک الگوی اقتصادسنجی ساختاری، که مبتنی بر معادلات رفتاری، تفاوت دارد. در الگوهای اقتصادسنجی ساختاری، ساختار هر معادله شامل متغیرهایی است که بر اساس مبانی نظری به عنوان عوامل توضیح دهنده متغیر وابسته است تعریف می‌شود. در حالی که در الگوی خود توضیح برداری آنچه دارای اهمیت است، بررسی اثرات شوک یک متغیربر سایر متغیرها است. در این رابطه با توجه به هدف تحقیق، مجموعه‌ای از متغیرها که در کل بر اساس مبانی نظری دارای ارتباط هستند، انتخاب شده و هر متغیر تابعی پویایی از خود متغیر و سایر متغیرها مدنظر قرار گرفته شده است. بنابراین، با توجه به عنوان مقاله، هدف بررسی اثرات شوک‌های نرخ دستمزد، مخارج دولتی و حجم نقدینگی بر تولید ناخالص داخلی و مصرف بخش خصوصی در اقتصاد ایران، که با توجه به به مبانی نظری از یک طرف و ویژگی‌های اقتصاد ایران از طرف دیگر انتخاب شده‌اند. اقتصاد ایران یک اقتصاد باز با دو ویژگی بارز است. این دو ویژگی نقش تعیین کننده نفت و دولت در شاخص‌های کلان اقتصادی است. متغیرهای چون تولید ناخالص داخلی، مصرف، مخارج دولتی، حجم نقدینگی و نرخ دستمزد حداقل متغیرهایی هستند که می‌توانند به عنوان متغیرهای الگوی خود توضیح برداری انتخاب شدند.

- بر اساس ادبیات ادوار تجاری، آنچه در مورد اثر شوک‌ها بر تولید ناخالص داخلی دارای اهمیت است، بررسی انحرافات تولید از روند بلندمدت و یا به عبارت دیگر بررسی شکاف تولید، لذا برای بررسی انحرافات از روش هودریک – پرسکات استفاده شده است.
- متغیر مخارج دولت در الگو ابزار متغیر سیاستگذاری مالی است که بر اساس رابطه با مقیاس تولید ناخالص داخلی با روند خود در نظر گرفته می‌شود. وجود این متغیر و نقش تعیین کننده آن در تولید و رفاه در اقتصاد ایران دارای اهمیت است. در این مقاله مخارج دولتی همانند تولید ناخالص داخلی با توجه به روش هودریک – پرسکات روند بلندمدت آن استخراج شده است.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-28]

[DOI: 10.52547/qjerp.29.97.199]

- از طرفی اقتصاد ایران بلحاظ وابستگی شدید به درآمد نفتی و نقش و اهمیت دولت در فروش و هزینه این درآمد در جامعه باعث می‌گردد که تأثیرات حجم نقدینگی از کانال تبدیل دلارهای نفتی به ریال بر رفاه اجتماعی مورد توجه قرار گیرد. لذا برای بررسی انحرافات حجم نقدینگی همانند سایر متغیرهای تحقیق از روش هودریک- پرسکات روند بلندمدت استخراج شده است.
- شاخص نرخ دستمزد واقعی، یکی از عوامل مؤثر بر بودجه خانوار(مصرف جامعه) و تولید (هزینه تولید و انتخاب تکنولوژی) است. بنابراین، از نرخ دستمزد به عنوان یکی از شاخص‌ها مؤثر بر رفاه اجتماعی که بلحاظ شرایط اقتصاد ایران تحت الشعاع سیاست دولتی و مؤثر بر عرضه و تقاضا در جامعه نام برد. متغیر مزبور نیز از روش هودریک – پرسکات روند بلندمدت آن استخراج می‌گردد.

بنابراین، همان‌طورکه قبلاً اشاره گردید، برای بررسی تأثیر سیاست‌های‌مالی مطلوب در مدیریت چرخه‌های تجاری و رفاه اجتماعی کشور با توجه به شوک‌های مخارج دولتی، پولی و بهره‌وری در این مقاله، الگوی سوم AB (تجزیه پسران و شین) استفاده شده است، که ماتریس محدودیت‌های کوتاه‌مدت به‌شرح زیر است:

$$\begin{bmatrix} ۱ & ۰ & ۰ & -b_{G,CM} & -b_{G,Y} \\ ۰ & ۱ & ۰ & -b_{M,CM} & -b_{M,Y} \\ ۰ & ۰ & ۱ & -b_{W,CM} & -b_{W,Y} \\ ۰ & ۰ & ۰ & ۱ & ۰ \\ ۰ & ۰ & ۰ & ۰ & ۱ \end{bmatrix} \begin{bmatrix} u_t^G \\ u_t^M \\ u_t^W \\ u_t^{CM} \\ u_t^Y \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} a_G & a_{G,M} & a_{G,W} & ۰ & ۰ \\ ۰ & a_M & & & \\ ۰ & ۰ & a_W & ۰ & ۰ \\ ۰ & ۰ & ۰ & a_{CM} & ۰ \\ ۰ & ۰ & ۰ & ۰ & a_Y \end{bmatrix} \begin{bmatrix} e_t^G \\ e_t^M \\ e_t^W \\ e_t^{CM} \\ e_t^Y \end{bmatrix} \qquad (۵)$$

با توجه به روش تجزیه پسران و شین (۱۹۹۷)، بر اساس $Ae_t = Bu_t$، ارتباط میان باقی‌مانده فرم حل شده (u_t) و فرم ساختاری (e_t) در رابطه (۵)، بدین شرح است که، تجزیه نوسانات بخش مالی را نشان می‌دهند و تغییرات غیرمنتظره در ابزار سیاستی را به‌عنوان تابعی از تغییرات؛ غیرمنتظره در متغیرهای غیرسیاستی تولید ناخالص داخلی (Y)، مصرف بخش خصوصی (CM)، نرخ دستمزد (شوک تکنولوژی)(W) و فعالیت‌های سیاستی صلاحدیدی غیرمنتظره دولت (شوک مالی) و حجم نقدینگی (شوک پولی) است. بنابراین، رابطه (۶) نوسانات بخش مالی، رابطه (۷) نوسانات بخش پولی و رابطه (۸) نوسانات تکنولوژی را بیان می‌نماید.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-28]

[DOI: 10.52547/qjerp.29.97.199]

$$u_t^G = b_{G,CM}u_t^{CM} + b_{G,Y}u_t^Y + a_G e_t^G + a_{G,M}e_t^M + a_{G,W}e_t^W \quad (۶)$$

$$u_t^M = b_{M,CM}u_t^{CM} + b_{M,Y}u_t^Y + a_M e_t^M \quad (۷)$$

$$u_t^W = b_{W,CM}u_t^{CM} + b_{W,Y}u_t^Y + a_M e_t^M \quad (۸)$$

از طرفی، در رابطه (۹)، تغییرات غیرمنتظره در تولید ناخالص داخلی و مصرف (شاخص رفاه اجتماعی) ناشی از تغییرات غیرمنتظره در مخارج دولتی (شوک مالی)، حجم نقدینگی (شوک پولی) و نرخ دستمزد (شوک بهره‌وری) فرض می‌گردد، که به‌شرح زیر است:

$$\begin{bmatrix} ۱ & ۰ & ۰ & ۰ & ۰ \\ ۰ & ۱ & ۰ & ۰ & ۰ \\ ۰ & ۰ & ۱ & ۰ & ۰ \\ -b_{CM,G} & -b_{CM,M} & -b_{CM,W} & ۱ & ۰ \\ -b_{Y,G} & -b_{Y,M} & -b_{Y,W} & ۰ & ۱ \end{bmatrix} \begin{bmatrix} u_t^G \\ u_t^M \\ u_t^W \\ u_t^{CM} \\ u_t^Y \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} a_G & ۰ & ۰ & ۰ & ۰ \\ ۰ & a_M & ۰ & ۰ & ۰ \\ ۰ & ۰ & a_W & ۰ & ۰ \\ ۰ & ۰ & ۰ & a_{CM} & ۰ \\ ۰ & ۰ & ۰ & ۰ & a_Y \end{bmatrix} \begin{bmatrix} e_t^G \\ e_t^M \\ e_t^W \\ e_t^{CM} \\ e_t^Y \end{bmatrix} \quad (۹)$$

در نهایت رابطه (۱۰) و (۱۱) به‌ترتیب تأثیرات شوک مالی، شوک پولی و شوک تکنولوژی بر مصرف بخش خصوصی و تولید ناخالص داخلی را بیان می‌نماید (بلانچارد و پروتی،۲۰۰۲).

$$u_t^{CM} = b_{CM,G}u_t^G + b_{CM,M}u_t^M + b_{CM,W}u_t^W + a_{CM}e_t^{CM} \quad (۱۰)$$

$$u_t^Y = b_{Y,G}u_t^G + b_{Y,M}u_t^M + b_{Y,W}u_t^W + a_Y e_t^Y \quad (۱۱)$$

در ادامه، با توجه به روش AB، به دلیل وجود ۵ متغیر در هر الگو تعداد محدودیت‌ها حداقل باید با ۳۵ قید باشد. با توجه به روابط (۵) تا (۱۱) تعداد ۱۸ قید صفری بر ماتریس A (عناصر خارج از قطر اصلی به جزء $a_{G,W}$ و $a_{G,M}$) و نیز ۵ قید برابر با یک (عناصر قطر اصلی ماتریس B) و دو قید صفر برای $a_{G,W}$ و $a_{G,M}$ در ماتریس B لحاظ شده است. در نتیجه، برای شناسایی کامل سیتم حداقل ۱۰قید دیگر مورد نیاز است.

- در ماتریس B بلحاظ بررسی تأثیرات شوک‌های مخارج دولتی، پولی و تکنولوژی بر میزان تولید و مصرف و ساده‌سازی تخمین تأثیرات مصرف بر تولید ناخاص داخلی و بالعکس ثابت فرض شده، در نتیجه $b_{CM,Y}$ و $b_{Y,CM}$ صفر فرض شده است.
- در ماتریس A با توجه به عملکرد دولت در طول یک دوره، ضرایب $a_{M,G}$ و $a_{W,G}$ ثابت فرض شده تا ضرایب $a_{G,W}$ و $a_{G,M}$ تخمین زده شود.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-28]

[DOI: 10.52547/qjerp.29.97.199]

- نرخ دستمزد به‌صورت سالیانه برای یک دوره تعیین می‌گردد و ارتباطی با عرضه پول (حجم نقدینگی) توسط سیستم بانکی نداشته و تغییرات عرضه پول در یک دوره نمی‌تواند نرخ دستمزد که در ابتدا دوره تعیین شده را تا پایان دوره تغییر دهد، لذا ضرایب a_{WM} و $a_{M,W}$ صفر فرض می‌گردد.

پس از وضع قیود مورد نیاز بر دو ماتریس A و B با توجه به مدل (SVAR)، ضرایب روابط(۶) تا (۱۱) محاسبه و در نهایت ماتریس‌هایA و B، توابع عکس العمل تکانه آنی[۱] و جدول تجزیه واریانس خطای پیش‌بینی[۲] برای بررسی موضوع تحقیق محاسبه خواهد گردید.

٦. برآورد مدل و تحلیل نتایج

در این بخش، ابتدا متغیرها تحقیق با استفاده از فیلتر هودریک – پرسکات روندزدایی شده تا اجزای سیکلی متغیرهای تحقیق استخراج گردد. سپس به پیروی از روش بلانچارد و پروتی در برآورد مدل‌های SVAR از مانایی متغیرها اطمینان کسب گردد. سپس، آزمون وقفه بهینه صورت گرفته و در نهایت با توجه به جدول تجزیه واریانس و توابع واکنش آنی تأثیرات شوک‌های مخارج دولتی، پولی و تکنولوژی صورت گرفته است.

٦-١. آزمون مانایی متغیرها

بنابراین، نتایج آزمون ریشه واحد برای متغیرهای مدل از طریق آزمون ریشه واحد دیکی – فولر تعمیم یافته(ADF) انجام شده است که در جدول (۱) بیان شده و معرف این است که، تمامی متغیرهای تحقیق دارای روند I(۰) و در سطح ایستا هستند.

جدول۱. نتایج آزمون ریشه واحدمتغیرهای تحقیق

	آزمون ریشه واحد ADF

۱. Impulse Response Functions (IRFs)
۲. Forecast Error Variance Decomposition (FEVDs)

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-28]
[DOI: 10.52547/qjerp.29.97.199]

متغیرها	سطح I(۰)		تفاضل مرتبه‌ی اول I(۱)	
	مقدارt	احتمال	مقدارt	احتمال
CM	-۷/۴۸	۰/۰۰۰*	-----	-----
G	-۳/۳۲**	۰/۰۲	---	-----
Y	-۵/۲۱*	۰/۰۰۰۱	-------	-----
M	-۵/۲۱*	۰/۰۰۰۱	-------	-----
w	-۳/۴۸**	۰/۰۱۵	-------	-----

* و** به ترتیب معناداری در سطح احتمال ۱٪ و ۵٪ را نشان می‌دهند.

ماخذ: یافته‌های پژوهش

٦-۲. آزمون تعیین وقفه بهینه

همان‌طور که در متدولوژی تحقیق اشاره شد، پیش از به‌دست آوردن ضرایب و اجزاء اخلال مدل ساختاری، لازم است یک سیستم VAR تشکیل شود. در یک سیستم VAR برای این‌که پسماندهای معادلات شرایط مناسب داشته باشند، باید طول وقفه به طور بهینه انتخاب شود. با توجه به آماره‌های مختلف مربوط گزارش شده در جدول (۲) مرتبه دو به‌عنوان تأخیری بهینه انتخاب می‌شود. برای به‌دست آوردن تعادل بلندمدت لازم است که سیستم پایدار باشد. هنگامی سیستم پایدار خواهد بود که قدر مطلق ریشه‌ها کمتر از یک باشد و در داخل دایره به شعاع یک واقع شود، در غیراین‌صورت نتایج عکس العمل تکانه خطای استاندارد ارزش نخواهد داشت (بیگ‌زاده، ۱۳۸۳).

جدول۲. مقادیر شاخص‌های برای وقفه‌های مختلف

وقفه	LogL	LR	AIC	SC	HQ
۰	-۲۷۲۵/۲۳۶	NA	۱۳۶/۵۶۹۲	۱۳۹/۶۲۳۵	۱۳۸/۹۴۸۲
۱	-۲۶۶۳/۴۰۹	۹۵/۵۴۲۹	(۱۲۴/۷۸۱۲)	(۱۲۸/۹۶۳۲)	(۱۳۰/۲۳۶۱)
۲	-۲۵۷۹/۰۸۹	(۹۶/۱۲۶۹)	۱۲۸/۵۶۳۹	۱۳۸/۵۶۹۳	۱۳۷/۳۶۹۳
۳	-۲۵۶۹/۴۰۱	۴۹/۱۶۴۷	۱۲۹/۴۰۲۶	۱۳۶/۰۲۳۶	۱۳۴/۳۶۹۲
۴	-۲۴۹۲/۲۲۶	۴۵/۸۸۹۱	۱۳۱/۸۵۹۲	۱۳۶/۸۹۳۰	۱۳۳/۹۶۰۲
۵	-۲۳۹۶/۱۲۳	۸۸/۸۹۶۲	۱۳۳/۸۹۵۳	۱۳۷/۹۵۳۲	۱۳۴/۹۶۳۲

ماخذ: یافته‌های پژوهش (مقادیرداخل پرانتز وقفه بهینه)

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-28]

[DOI: 10.52547/qjerp.29.97.199]

با توجه به جدول (۲)، برای تعیین طول وقفه از معیار آکائیک(AIC)، شوارتز(SC) و حنان کوئین(HQ) در مدل مورد نظر وقفه دو به عنوان وقفه بهینه انتخاب می‌شود. در ادامه، برای بررسی پایداری الگو، با استفاده از ریشه مشخصه و ماژول‌ها متغیرهای تحقیق بررسی شده است.

٦-٣. آزمون پایداری مدل

برطبق مطالعات لاتکفول[۱](۲۰۰۵)، همیلتون[۲](۱۹۹۴) و باوم[۳](۲۰۱۳)، اگر در مدل خود توضیح‌برداری، تمامی ماژول‌ها کمتر از یک باشد، سیستم پایدار[۴] است و این دلالت بر این دارد که سیستم ایستا و تمامی متغیرها I(۰) هستند. لذا، با توجه به جدول(۳)، تمامی ماژول‌ها کمتر از یک باشد، سیستم پایدار است.

جدول۳. نتایج آزمون پایداری مدل خودرگرسیونی برداری

ماژول	ریشه مشخصه
۰/۵۶۴۹۰۵	-۰/۵۵۳۹۰۱+(-۰/۵۹۰۳۴۹i)
۰/۵۶۴۰۰۵	-۰/۵۵۴۵۰۱+(-۰/۵۹۰۳۴۹ i)
۰/۳۵۲۲۳۶	-۰/۳۴۲۲۰۷+(-۰/۱۹۵۸۸۹i)
۰/۶۷۹۲۳۶	-۰/۶۷۹۲۳۷+(-۰/۱۹۵۵۸۹i)
۰/۳۵۸۷۲۳	۰/۳۵۸۷۲۸
۰/۱۵۶۰۲۹	-۰/۹۰۶۵۹۲+(-۰/۸۵۴۶۵۲i)
۰/۴۱۶۵۶۹	-۰/۹۰۶۵۹۲+(-۰/۴۵۴۶۵۲i)
۰/۸۵۶۲۷۲	۰/۸۵۶۲۷۲
۰/۷۸۰۶۱۶	۰/۷۸۰۶۱۶
۰/۵۸۷۴۰۳	۰/۵۸۷۴۰۳

ماخذ: یافته‌های پژوهش

۱. Lutkepohl

۲. Hamilton

۳. Baum

۴. Stable

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-28]

[DOI: 10.52547/qjerp.29.97.199]

٦-٤. نتایج تخمین ضرایب ماتریس‌ها

پس از انجام مدل VAR برای برآورد مدل SVAR مطابق متالوژی، به صورت جداگانه ماتریس A و B، ابتدا رابطه (۵)، برای بررسی و تجزیه نوسانات بخش مالی ناشی از تغییرات غیرمنتظره در ابزار سیاستی را به‌عنوان تابعی از تغییرات؛ غیرمنتظره در متغیرهای غیرسیاستی تولید ناخالص داخلی داخلی (Y)، مصرف بخش خصوصی (CM)، نرخ دستمزد (شوک تکنولوژی)(W)و فعالیت‌های سیاستی صلاحدیدی غیرمنتظره دولت (شوک مالی) و حجم نقدینگی (شوک پولی) محاسبه و سپس رابطه(۹)، تغییرات غیرمنتظره در تولید ناخالص داخلی و مصرف (شاخص رفاه اجتماعی) ناشی از تغییرات غیرمنتظره در مخارج دولتی (شوک مالی)، حجم نقدینگی (شوک پولی) و نرخ دستمزد (شوک بهره‌وری) را برای بررسی نوسانات سیاستی و غیرسیاستی محاسبه می‌گردد.

نتایج ماتریس A و B برای تجزیه نوسانات بخش مالی (سیاستی) از رابطه (۵)، بدین شرح است که:

$$A=\begin{bmatrix} ۰/۰۰۵ & ۰/۰۰۸ & ۰/۰۰۶ & ۰ & ۰ \\ ۰ & ۰/۰۱۵ & ۰ & ۰ & ۰ \\ ۰ & ۰ & ۰/۰۰۲ & ۰ & ۰ \\ ۰ & ۰ & ۰ & ۰/۰۰۱ & ۰ \\ ۰ & ۰ & ۰ & ۰ & ۰/۰۰۵ \end{bmatrix} \quad , \quad B = \begin{bmatrix} ۱ & ۰ & ۰ & -۰/۰۱۹ & -۰/۲۳ \\ ۰ & ۱ & ۰ & -۰/۱۰۱ & -۰/۱۲ \\ ۰ & ۰ & ۱ & ۰/۰۸ & ۰/۲۲ \\ ۰ & ۰ & ۰ & ۱ & ۰ \\ ۰ & ۰ & ۰ & ۰ & ۱ \end{bmatrix} \qquad (۱۲)$$

در ماتریس A، به‌جزء ضریب $a_{G,M}$ و نیز در ماتریس B، به‌جزء ضرایب $b_{G,CM}$، $b_{W,CM}$ و $b_{W,Y}$ مابقی ضرایب معنی‌دار هستند. از رابطه (۹)، ماتریس A و B برای تجزیه تأثیرات شوک مالی، شوک پولی و شوک تکنولوژی بر مصرف بخش خصوصی و تولید ناخالص داخلی به‌شرح زیر است:

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-28]

[DOI: 10.52547/qjerp.29.97.199]

$$A=\begin{bmatrix} ۰/۰۰۴ & ۰ & ۰ & ۰ & ۰ \\ ۰ & ۰/۰۱۵ & ۰ & ۰ & ۰ \\ ۰ & ۰ & ۰/۰۰۲ & ۰ & ۰ \\ ۰ & ۰ & ۰ & ۰/۰۰۱ & ۰ \\ ۰ & ۰ & ۰ & ۰ & ۰/۰۰۵ \end{bmatrix} \quad , \quad B$$

$$= \begin{bmatrix} ۱ & ۰ & ۰ & ۰ & ۰ \\ ۰ & ۱ & ۰ & ۰ & ۰ \\ ۰ & ۰ & ۱ & ۰ & ۰ \\ -۰/۰۳۶ & -۰/۱۵۳ & ۰/۱۵۹ & ۱ & ۰ \\ -۰/۲۵۳ & -۰/۱۳۹ & ۰/۱۳۶ & ۰ & ۱ \end{bmatrix} \qquad (۱۳)$$

در ماتریس A و B، به‌جزء ضرایب $b_{CM,W}$ و $b_{Y,M}$ سایر ضرایب معنی‌دار هستند.

۶-۵. بررسی توابع واکنش آنی مصرف بخش خصوصی و تولید ناخالص داخلی

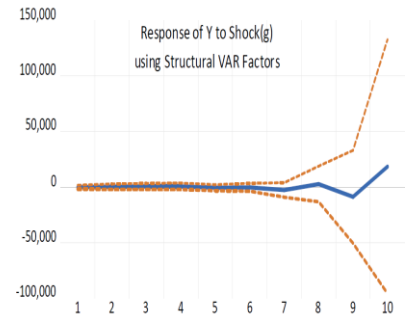
در نمودارهای (۱)، واکنش متغیرهای تولید ناخالص داخلی و مصرف بخش خصوصی را به یک تغییر ناگهانی به اندازه یک انحراف معیار در متغیرهای مخارج دولتی (شاخص سیاست مالی)، حجم نقدینگی و نرخ دستمزد (شاخص بهره‌وری) را طی یک دوره ۱۰ ساله نشان داده شده است. منحنی‌های نقطه‌چین نمایان‌گر فواصل اطمینان در سطح اطمینان ۹۵ درصد است.

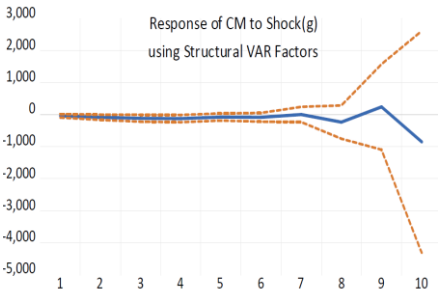
تأثیر تکانه مخارج دولتی بر مصرف تا دوره ششم به‌صورت ثابت در حال حرکت است، در طی دوره ششم تا هفتم و دوره نهم تا دهم کاهش و در دوره هشتم تا نهم افزایش یافته و به‌لحاظ این‌که ضریب $b_{G,CM}$ از نظر آماری در سطح اطمینان ۹۵ درصد معنی‌دار نیست، لذا تکانه مخارج دولتی(شوک مالی) بر مصرف فقط یک اثر موقتی را بیان می‌دارد. در مورد تأثیرتکانه مخارج دولتی (شوک مالی) بر تولید ناخالص داخلی همانند مصرف، تا دوره ششم به‌صورت ثابت در حال حرکت است و در دوره‌های ششم تا هفتم و هشتم تا نهم کاهش یافته و در دوره‌های هفتم تا هشتم و نهم تا دهم افزایش یافته است.

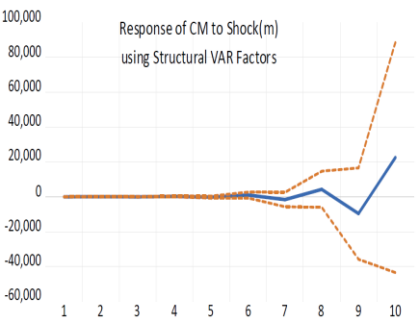
تأثیر تکانه حجم نقدینگی(شوک پولی) بر مصرف در نمودار(۱)، در طی دوره اول تا ششم ثابت، در دوره‌های ششم تا هفتم و هشتم تا نهم روند کاهشی و در دوره‌های هفتم تا هشتم و نهم تا دهم با یک انحراف معیار مثبت از روند در حال افزایش بوده است.

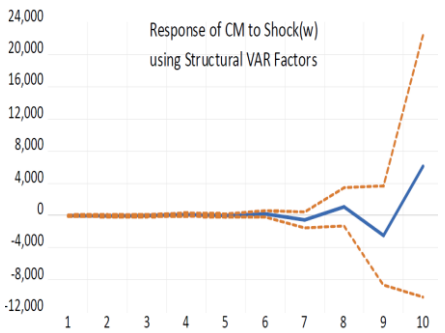
[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-28]

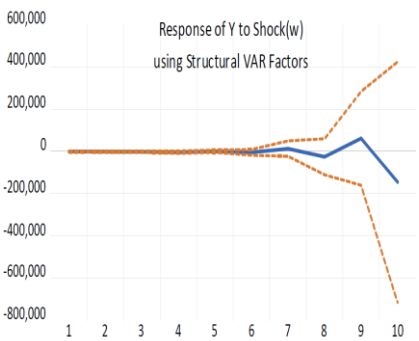
[DOI: 10.52547/qjerp.29.97.199]

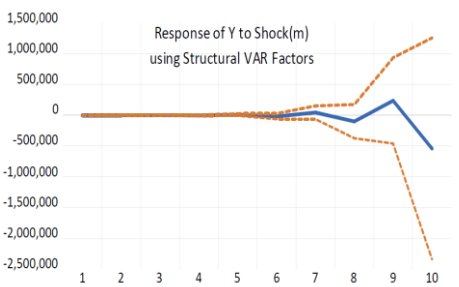












[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-28]

[DOI: 10.52547/qjerp.29.97.199]

نمودار۲. واکنش آنی ساختاری تولید ناخالص و مخارج مصرفی بخش خصوصی
به شوک‌های مخارج دولتی(مالی)، پولی و دستمزد(بهره‌وری)

اما در مورد تأثیر تکانه حجم نقدینگی(شوک پولی) بر تولید مطابق نمودار(۱)، همانند تأثیر تکانه حجم نقدینگی بر مصرف در طی دوره اول تا ششم ثابت بوده و در دوره‌های ششم تا هفتم و هشتم تا نهم روند افزایشی و در دوره‌های هفتم تا هشتم و نهم تا دهم روندی کاهشی را طی نموده است. بنابراین به‌لحاظ معنی‌داری نبودن، ضریب $b_{Y,M}$ تأثیرات شوک پولی بر تولید موقتی است.

در ادامه، تأثیر تکانه نرخ دستمزد(شوک بهره‌وری) بر مصرف درنمودار(۱)، در طی دوره اول تا ششم ثابت، در دوره‌های ششم تا هفتم و هشتم تا نهم روند کاهشی و در دوره‌های هفتم تا هشتم و نهم تا دهم با یک انحراف معیار مثبت از روند در حال افزایش بوده است. اما در مورد تأثیرتکانه نرخ دستمزد(شوک بهره‌وری) بر تولید مطابق نمودار(۱)، همانند تأثیرتکانه نرخ دستمزد (شوک بهره‌وری) بر مصرف در طی دوره اول تا ششم ثابت بوده و در دوره‌های ششم تا هفتم و هشتم تا نهم روند افزایشی و در دوره‌های هفتم تا هشتم و نهم تا دهم روندی کاهشی را طی نموده است. به‌لحاظ این‌که ضرایب $b_{CM,W}$ و $b_{W,Y}$ از نظر آماری معنی‌دار نیست، شوک بهره‌وری تأثیرات موقتی بر مصرف و تولید دارد.

٦-٦. تجزیه واریانس خطای پیش‌بینی

با استفاده از روش تجزیه واریانس خطای پیش‌بینی مشخص می‌گردد که، تغییرات یک متغیر (سری زمانی) تا چه حد متأثر از اجزای اختلال خود متغیر بوده و چه میزان از اجزای اختلال سایر متغیرهای درون سیستم تأثیر پذیرفته است.

بر اساس اطلاعات جدول (۴)، شوک بهره‌وری و تولید نسبت به شوک مالی تأثیر بیشتری در نوسانات مصرف ایجاد می‌نمایند و در کل بیش‌ترین سهم از تغییرات مصرف مربوط به شوک خود متغیر مصرف است. در رابطه با متغیر تولید نیز نتایج تجزیه واریانس خطای پیش‌بینی در جدول (۳)، مبین این امر است که هیچ یک از شوک‌ها تأثیر خاصی بر تولید نداشته و بالاترین سهم تغییرات تولید ناشی از تغییرات نوسانات خود تولید است.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-28]
[DOI: 10.52547/qjerp.29.97.199]

جدول ۴. جدول تجزیه واریانس خطای پیش‌بینی

متغیر	دوره	خطای استاندارد متغیر	شوک مخارج دولتی	شوک پولی	شوک بهره‌وری	شوک مصرف	شوک تولید
مصرف	۱	۱۴۲۳/۹۵	۱۹/۱۸	۰/۴۲۳	۲۵/۵۷	۴۸/۰۶۸	۶/۷۴۱
	۲	۳۷۵۶/۳۸	۲۸/۹۶	۳/۵۴	۳۲/۸۳	۳۲/۷۳	۱/۹۳۱
	۳	۷۶۹۹/۳۵	۲۲/۵۳	۵/۴۳	۵۲/۳۵	۱۹/۳۶	۰/۳۲۷
	۴	۱۳۶۲۸/۹	۱۲/۲۴	۵/۶۲۵	۷۰/۶۲	۱۰/۷۴	۰/۷۸۵
	۵	۲۱۲۲۶/۵	۵/۲۴	۵/۱۵۳	۸۱/۹۱	۶/۰۰۷	۱/۶۹
	۶	۲۹۵۳۱/۳	۱/۷۵	۴/۶۱	۸۷/۶۸	۳/۴۶	۲/۴۹۸
	۷	۳۶۰۶۲/۷	۰/۵۶	۴/۱۳	۹۰/۱۳	۲/۰۱۱	۳/۱۷۱
	۸	۴۱۵۹۵/۹۵	۰/۹۳۰	۳/۶۹۶	۹۰/۵۱	۱/۱۲۵	۳/۷۶۹
	۹	۶۳۴۸۰/۶۸	۲/۵۶۸	۳/۲۵۶	۸۹/۲۵	۰/۵۷۲	۴/۳۵۱
	۱۰	۱۳۰۳۴۶/۵	۵/۹۱۲	۲/۷۵۶	۸۶/۰۸	۰/۲۸۹	۴/۹۶۳
تولید	۱	۳۶۴۸/۲۲	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰	۱۰۰
	۲	۷۶۶۵/۰۳	۴/۳۹۸	۲/۱۳۷	۲/۷۸	۰/۰۰۵	۹۰/۶۷۹
	۳	۱۳۸۱۳/۸۲	۹/۸۰۶	۷/۷۳۲	۳۱/۱۵	۰/۱۷۶	۵۱/۱۴۳
	۴	۲۹۰۶۸/۸۷	۵/۸۵	۹/۳۶	۷۱/۵۶	۰/۴۱۰۹	۱۲/۸۲۳
	۵	۶۲۰۰۹/۰۵	۱/۵۸	۷/۴۳	۸۷/۱۵	۰/۳۸۳	۳/۴۶
	۶	۱۱۸۱۴۵/۸	۰/۷۴	۵/۶۲۳	۸۹/۹۴	۰/۲۳۳	۳/۴۵۴
	۷	۱۹۷۹۸۷/۶	۲/۴۵	۴/۳۳	۸۸/۳۷	۰/۰۹۳	۴/۷۵۴
	۸	۲۹۲۷۸۴/۱	۶/۷۵	۳/۳۰۵	۸۳/۸۲	۰/۱۰۱	۶/۰۲
	۹	۳۸۱۸۹۹/۸	۱۵/۴۶	۲/۳۵۸	۷۴/۴۶	۰/۶۱۲	۷/۱۰۶
	۱۰	۴۵۰۸۱۶/۸	۳۱/۵۶	۱/۷۴۶	۵۶/۶۴	۲/۶۹۲	۷/۳۵۹

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-28]

[DOI: 10.52547/qjerp.29.97.199]

ماخذ: یافته‌های پژوهش

۷. نتیجه‌گیری و توصیه‌های سیاستی

در این مقاله، تولید و مصرف به‌عنوان شاخص‌های مؤثر بر رفاه اجتماعی مدنظر گرفته شده، مبحث تولید و تأثیر آن بر بازار کالا و خدمات و بازار عوامل تولید خصوصاً بازار نیروی‌کار غیرقابل انکار است. از این‌رو، در این تحقیق نسبت به سایر تحقیقات داخلی و خارجی سعی شده تغییرات مخارج دولتی(شوک مالی)، حجم نقدینگی(شوک پولی) و نرخ دستمزد(شوک بهره‌وری) را بر تولید و مصرف (شاخص رفاه اجتماعی) با استفاده از الگوی خود بازگشت‌برداری ساختاری در بازده سالانه ۱۳۵۰-۱۳۹۷، پس از این‌که اجزای سیکلی متغیرهای تحقیق با روش هودریک-پرسکات استخراج شد، بررسی شده است.

در مورد تأثیرات نرخ دستمزد بر تحریک رفاه تحقیقات کمی صورت گرفته است و در این تحقیق با یک دیدگاه جدید به بررسی تأثیرات نرخ دستمزد (شوک بهره‌وری) بر میزان مصرف و تولید(شاخص رفاه اجتماعی) پرداخته شده است. نتایج تحقیق درمورد، تأثیرات نرخ دستمزد (شوک بهره‌وری) بر میزان مصرف و تولید به‌صورت موقتی و مثبت است. از این‌رو پیشنهاد می-شود که با توجه به شرایط تعهدی (تحریمی) بر اقتصاد ایران تقویت وا حمایت ازتولید داخلی، حداقل‌سازی موانع تولید، افزایش تولید ملی، افزایش صادرات غیرنفتی در بخش برنامه‌ریزی توجه خاص به تعیین قوانین حداقل دستمزد در بازار کاربا توجه به موقعیت و ظرفیت هر بخش اقتصادی با رضایت طرف عرضه و تقاضای کار به‌صورت مجزا در راستای افزایش بهره‌وری و ارتقای کارایی و توان رقابت پذیری بنگاه‌های کوچک و بزرگ، کاهش هزینه‌های تولید، توانمندسازی نیروی کار، حداکثر بهره‌مندی از ظرفیت‌های موجود، کاهش اتلاف منابع و سرمایه-ها و ارتقای فناوری می‌تواند باعث رشد تولید ناخالص داخلی و مصرف و در نهایت رفاه اقتصادی می‌شود.

اما تأثیرات شوک مخارج دولتی بر میزان مصرف و تولید از نظرسطح معنی‌داری ضرایب به‌ترتیب موقتی و دائمی و از نظر علامت تأثیرات کاهندگی را بر مصرف و تولید را نشان می‌دهد

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-28]

[DOI: 10.52547/qjerp.29.97.199]

که با نتایج تحقیقات رئیسی‌گاوگانی و دیگران(۱۳۹۷) و کاوالو و ریبا(۲۰۱۸) هم‌سو است. از این-رو پیشنهاد می‌شودکه دولت در بستن لوایح بودجه اصل را بر رعایت انضباط مالی گذاشته و در راستای مصالح اجتماعی و اقتصاد کشور با توجه به شرایط تعهدی اعتبارات دولتی را برای تأمین کالاهای عمومی مانند؛ امنیت، آموزش، بهداشت، حفاظت از نهادها و اخلاق مطلوب اجتماعی و همچنین تصحیح الگوی مناسب برای پرداخت‌های انتقالی و هدفمند نمودن پرداخت یارانه‌ها به گروه‌های فقیر می‌تواند زمینه افزایش رفاه در جامعه را فراهم آورد.

در نهایت، تأثیرات رشد نقدینگی (شوک پولی) بر میزان و تولید به‌صورت موقتی و بر میزان مصرف دائمی است و از نظرعلامت همانند شوک مخارج تأثیرات کاهنده بر رفاه اجتماعی دارد، با نتایج تحقیقات کاوالو و ریبا(۲۰۱۸) و لودیج و سودان(۲۰۱۹) هم‌سو است. لذا، برای کنترل نقدینگی و جلوگیری از شوک کاهنده نقدینگی بر رفاه اجتماعی بهتر است، برنامه و طرح‌هایی مدنظر قراربگیرد که نقدینگی به سمت فعالیت مولد و تولیدی که باعث رشد ظرفیت‌های تولیدی جامعه، اشتغال، تولید و رشد اقتصادی و ثبات در اقتصاد می‌شود، هدایت گردد.

سخن آخر، با توجه به شرایط تعهدی حاکم بر اقتصاد ایران باید سیاستگذاران و برنامه‌ریزان امور اقتصاد کلان کشور برای رشد رفاه اجتماعی توجه خاصی به بخش‌های تولید و مصرف داشته باشند، از این رو، در مرحله اول اولویت به ایجاد زمینه برای رشد و گسترش تولید و ترویج کسب و کارهای کوچک مدنظر قرار گرفته شود و در مرحله دوم اصلاح الگوی مصرف با توجه به رشد رفاه اجتماعی و رشد تولید مولد جامعه صورت گیرد. البته در این راستا جذب و هدایت سرمایه-های سرگردان از بخش غیرمولد جامعه به بخش مولد خصوصاً بورس قابل تأمل است.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-28]

[DOI: 10.52547/qjerp.29.97.199]

منابع

برومند، سجاد؛ رحمانی، تیمور؛ پژویان، جمشید؛ فرزین، اسداله و عباس معمارنژاد (۱۳۹۸)، "هزینه رفاه شوک‌های خارجی و قاعده بهینه سیاست پولی برای اقتصاد ایران"، *فصلنامه اقتصاد مالی*، سال۱۳، شماره ۴۸، صص ۱۱۰-۷۵.

بیگ‌زاده، صادق(۱۳۸۳). *بررسی اثرات سیاست‌های پولی و مالی بر اشتغال بخش کشاورزی ایران.* پایان‌نامه دوره کارشناسی ارشد. رشته اقتصاد کشاورزی. دانشکده کشاورزی دانشگاه تربیت مدرس.

جانی، سیاوش(۱۳۹۲). "بررسی رابطه بهره وری و توزیع درآمد در ایران با تأکید بر نابرابری حقوق و دستمزد". *فصلنامه برنامه و بودجه*. سال ۱۸. شماره۴، صص ۸۶-۶۹.

حسن زاده، هدایت (۱۳۹۶). "تأثیر شوک مخارج دولتی بر تولید ناخالص داخلی در ایران". *فصلنامه سیاست‌های راهبرد و کلان*. سال پنجم، شماره ۱۷، صص ۹۵-۷۷.

دادگر، یداله و روح اله نظری (۱۳۸۷). "بررسی تأثیر جهانی شدن تجارت بر اندازه دولت در ایران". *فصلنامه پژوهشهای اقتصادی ایران*، شماره ۴۸، صص ۳۸-۱.

دادگر، یداله و روح اله نظری (۱۳۹۰). "تحلیل رفاهی سیاست‌های یارانه‌ها در اقتصاد ایران". *فصلنامه علمی-پژوهشی رفاه اجتماعی*، سال ۱۱. صص ۳۸۰-۳۳۷.

رئیسی گاوگانی، زهرسادات؛ محمدی، تیمور؛ غفاری، فرهاد و عباس معمارنژاد (۱۳۹۷). "اثر متقارن تکانه‌های سیاست مالی بر اقتصاد ایران: الگوی DSGE با تقریب مرتبه دوم". *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران*. سال بیست وسوم، شماره ۷۷، صص ۷۲-۳۶.

زیبایی، حسن (۱۳۸۴). "ارزیابی سهم عوامل تعیین کننده نابرابری و توزیع درآمد". *مجله برنامه و بودجه*. شماره ۹، صص ۶۸-۲۹.

فاطمی زردان، یعقوب؛ فطرس، محمد حسن؛ سپهردوست، حمید و محسن خضری (۱۳۹۹)، "مطلوبیت و تابع رفاه اجتماعی در استان‌های ایران (بررسی روند تغییرات و همگرایی رفاه)"، مجله *پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی.*

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-28]

[DOI: 10.52547/qjerp.29.97.199]

Alesina, A. and R. Perotti (۱۹۹۶). "Income Distribution, Political Instability and Investment". *European economic review*. ۴۰(۶), pp. ۱۲۰۳-۱۲۲۸.

Arnold G. (۲۰۰۶). "Does the Choice between Wage Inequality and Unemployment Affect Productivity Growth". *German Economic Review*, ۷(۱), pp. ۸۷–۱۱۲.

Blanchard O. and R. Perotti (۲۰۰۲). "An Emprical Characterization of the Dynamic Effects of changes in Government Spending and Taxes on output". *Quarterly Journal of Economics*. ۱۱۷(۴). pp. ۱۳۲۹-۱۳۶۸.

Cavallo A. and A. Ribba (۲۰۱۸). "Measuring the Effectes of Oil Price and Euro-Area Shocks on CEECs Business Cycles". *Journal of policy modeling*. ۴۰(۱), pp. ۷۴-۹۶.

Correia Isabel H. (۲۰۰۹). Inflation And Inequality. Banco Portugal, Economics And Research Department. pp.۱۶۱-۱۷۰.

De mello L. and E.R. Tiongson (۲۰۰۳). Income Inequality and Redistributive Government Spending. IMF Working Paper. WP/۰۳/۰۱۴.

Ganelli Giovanni and Tervala, Juha (۲۰۰۹). "Can Government Spending Increase Private Consumption? The Role of Complementarity", *Economics Letters*, Vol. ۱۰۳, pp. ۵-۷.

Helmut L and Markus (۲۰۰۴). "Appiled Time Series Econometrics". in Cambridge Books from Cambridge University Press.

Hodrick Robert J. and Edward C. Prescott (۱۹۹۸). "Postwar U.S Business Cycle: An Empirical Investiation". *Journal of Money Credit and Banking*. Vol. ۲۹.

Honda Jiro, Hiroaki Miyamoto and Mina Taniguchi Authorized (۲۰۲۰), "Exploring the Output Effect of Fiscal Policy Shocks in Low Income Countries", IMF Working Paper.

Hoover K.D. (۲۰۰۶). "Causality in Economics and Econometrics". *Duke University Press.*

Kydland F. and E. Prescott (۱۹۷۷). "Rules Rather Discretion: The Inconsistency of optimal plans". *Journal of political economy*. ۸۵(۳). pp:۴۷۳-۷۹۱.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-28]

[DOI: 10.52547/qjerp.29.97.199]

Linnemann Ludger and A. Schabert (۲۰۰۴), "Can Fiscal Spending Stimulate Private Consumption?", *Economics Letters*, Vol. ۸۲, pp. ۱۷۳-۱۷۹.

Ljungvist Lars and Sargent Thomas (۲۰۰۴). *Recursive Macroeconomic Theory*. ۲nd edition, text book, the MIT press.

Lodge D. and M. Soudan (۲۰۱۹). "Credit, Financial Conditions and the Business Cycle in China". Working Paper Series Europen Central Bank. No: ۲۲۴۴ / February.

Lucas R.E. (۱۹۸۷). Understanding Business Cycle Theory. Studies in Business Cycle Theory Cabridge, MIT press. pp: ۳۹-۲۱۵.

Mishkin F. (۲۰۰۱). "The Transmission Mechanism and the Role of Asset Prices in Monetary Policy".NBER working paper series, No. ۸۶۱۷.

Wickens M. (۲۰۰۸). *Macroeconomic Theory: A Dynamic General Equilibrium Approach*. prineton university press.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-28]

[DOI: 10.52547/qjerp.29.97.199]