

رابطه بین ضریب فزاینده مخارج دولت و متغیرهای کلان اقتصادی ایران با استفاده از روش SVAR

تیمور رحمانی^۱

سید محمدتقی سیاهپوش^{۲*}

تاریخ پذیرش: ۱۳۹۸/۰۶/۰۴

تاریخ دریافت: ۱۳۹۷/۱۱/۰۴

چکیده

از جمله سیاست‌هایی که توسط دولت در جهت تحقق اهداف اقتصادی به کار گرفته می‌شود، سیاست‌های مالی در قالب استفاده از بسته‌ها و محرک‌های مالی است؛ اما تدوین این بسته‌های سیاستی بدون توجه به نحوه اثرگذاری سیاست‌های مالی دولت بر متغیرهای کلان اقتصادی امکان‌پذیر نیست. در همین راستا، در مقاله حاضر به بررسی رابطه بین سیاست‌های مالی دولت در قالب ضریب فزاینده مخارج دولت با برخی از متغیرهای کلان اقتصادی کشور شامل تولید، نرخ ارز، درجه باز بودن اقتصاد و بدهی‌های دولت طی دوره زمانی ۲۰۱۶-۱۹۸۰ با استفاده از روش SVAR پرداخته شده است. نتایج تحقیق نشان داده است که شوک‌های تولید از نسبت بالایی در نوسانات ضریب فزاینده مخارج دولت برخوردار است. این نتیجه تأییدی بر ادبیات نظری مربوط به رابطه بین مخارج دولت با تولید است.

کلید واژه‌ها: مخارج دولت، ضریب فزاینده مخارج دولت، متغیرهای کلان اقتصادی.

طبقه‌بندی JEL: E23, E20, E29

۱. دانشیار گروه اقتصاد دانشگاه تهران

۲. دانشجوی دکتری اقتصاد دانشگاه تهران (*نویسنده مسئول)

Email: trahmani@ut.ac.ir

Email: sm.siyahpoosh@yahoo.com

۱. مقدمه

از آنجایی که همواره دستیابی به رشد اقتصادی بالا و پایدار و کاهش شکاف تولید به عنوان یکی از مهم‌ترین دغدغه‌های دولت‌مردان و اقتصاددانان مطرح بوده است، طی سالیان متمادی ابزارهای سیاستی مختلفی برای نیل به این هدف مورد تجزیه و تحلیل قرار گرفته است. یکی از این مباحث که دیدگاه‌های مختلفی پیرامون آن شکل گرفته، نحوه و میزان تأثیرگذاری سیاست‌های مالی بر تولید و متغیرهای کلان اقتصادی است. در این راستا، از یک سو اقتصاددانان پیرو مکاتب کینزی^۱ استفاده از ابزار سیاست مالی را برای تحریک تولید و رشد اقتصادی مناسب و کارآمد تلقی می‌کنند و از سوی دیگر، اقتصاددانان پیرو مکاتب کلاسیکی بر بی‌اثر بودن تأثیر سیاست مالی بر تولید و رشد اقتصادی تأکید می‌کنند.

یکی از دلایل تفاوت رویکردهای فوق استفاده از متدولوژی‌های مختلف در برآورد نوع این ارتباط است. در ادبیات مربوط به نحوه و میزان تأثیرگذاری سیاست‌های مالی بر تولید و متغیرهای کلان اقتصادی، بحث جدی در مورد راه‌های مناسب شناسایی شوک‌های مالی وجود دارد. روش رایج در این رابطه، استفاده از رویکرد به کار گرفته شده توسط بلانچارد و پروتی براساس چارچوب مدل ساختاری خود رگرسیون برداری (SVAR)^۲ است که بر پایه رابطه بین تولید و سیاست‌های مالی است (ریورا کریتون^۳ و همکاران، ۲۰۱۳: ۱۶).

یکی دیگر از دلایل برآوردهای مختلف می‌تواند این باشد که میزان ضریب فزاینده مالی ممکن است به ویژگی‌های مختلف در هر اقتصاد، از جمله بدهی‌های دولت، نرخ ارز، درجه باز بودن و وضعیت چرخه کسب و کار بستگی داشته باشد. به نظر می‌رسد که این دلیل به طور خاص به سیاست‌گذاران مرتبط باشد، زیرا سیاست‌گذاران نقش برجسته‌ای در تعیین این ویژگی‌ها در اقتصاد دارند؛ بنابراین، شواهدی وجود دارد که طرفداران این رویکرد اعتقاد دارند که اندازه ضریب فزاینده مالی می‌تواند به چرخه کسب و کار بستگی داشته باشد (ریورا کریتون و همکاران، ۲۰۱۳: ۱۶).

با توجه به ماهیت دولتی اقتصاد ایران و نقش پررنگ دولت در فعالیتهای اقتصادی از یک طرف و نفت خیز بودن کشور ایران از طرف دیگر، یکی از مواردی که می‌تواند بر متغیرهای کلان اقتصادی در کشور نقش بسزایی داشته باشد، سیاست‌هایی است که توسط دولت صورت می‌گیرد و وابستگی که سیاست‌های دولتی به درآمدهای نفتی دارد. سیاست‌های مالی در ایران به دلایلی نظیر دوره سازندگی پس از جنگ تحمیلی، مقابله با تحریم‌های اقتصادی، آرمان‌های عدالت محوری اقتصاد اسلامی و ترغیب و تشویق تولید، همواره مورد استفاده دولتمردان و سیاست‌گذاران قرار گرفته است. تصور اولیه در رابطه با کشورهای نفت خیز از جمله ایران این است که درآمدهای فراوان

1. Keynesian
2. Structural Vector Autoregression
3. Daniel Riera-Crichton, and Carlos A. Vegh, and Guillermo Vuletin

حاصل از منابع طبیعی برای این گونه کشورها ایجاد ثروت می‌کند، سرمایه‌گذاری و کاهش فقر را تسریع کرده و در نهایت پیشرفت اقتصادی را در پی دارد، درحالی‌که شواهد تجربی نشان داده است که در عمل این پدیده مشاهده نشده است.

وابستگی کشورهای نفت‌خیز از جمله ایران به درآمدهای نفتی از جمله موضوعات بسیار مهم در مباحث مدیریت توسعه به‌شمار می‌آید. به نظر می‌رسد که این وابستگی به‌اندازه‌ای عمیق باشد که درجه توسعه‌یافتگی کشورها به‌طور مستقیم به افزایش یا کاهش درآمدهای نفتی وابستگی نشان دهد. در واقع، درآمدهای ناشی از صادرات نفت و گاز باعث شده که اقتصادهای دارنده ذخایر سرشار نفتی به‌گونه‌ای ساختاری وابستگی به نفت پیدا نمایند که نوسانات قیمت در بازارهای جهانی نفت آن‌ها را شدیداً متأثر سازد. افزایش قابل‌توجه وابستگی بودجه سالیانه این کشورها به درآمدهای نفتی از جمله مظاهر این وضعیت است.

اما در سال‌های اخیر که کشور شرایط رکود تورمی را تجربه می‌کند، چاره‌اندیشی برای خروج از این وضعیت و اتخاذ سیاست‌های اقتصادی اثربخش توسط دولت، بیش‌ازپیش مورد توجه قرار گرفته است. از این‌رو، تدوین سیاست‌های مالی مؤثر برای خروج از شرایط رکود تورمی حاکم بر اقتصاد کشور، مستلزم بررسی موشکافانه نحوه و میزان واکنش تولید و متغیرهای کلان اقتصادی در قبال اتخاذ سیاست‌های مالی و نیز آگاهی از ضرایب فزاینده مالی ساختاری در کشور است.

بنابراین، مطالعه حاضر نحوه و میزان تأثیرپذیری تولید، بدهی‌های دولت، نرخ ارز و درجه باز بودن اقتصاد از شوک مخارج دولت به‌عنوان یکی از ابزارهای سیاست مالی در اختیار دولت را برای اقتصاد ایران در محک آزمون تجربی قرار می‌دهد. بر همین اساس، سازمان‌دهی مقاله حاضر بدین‌صورت است که پس از مقدمه، مبانی نظری، مطالعات تجربی و به‌دنبال آن تصریح الگوی مناسب بررسی اثر نوسانات تصادفی مخارج دولت بر نوسانات برخی متغیرهای کلان اقتصادی مطرح می‌شود. در پایان نیز نتایج حاصل از برآورد الگو و جمع‌بندی نتایج تحقیق ارائه شده است.

۲. ادبیات موضوع و پیشینه تحقیق

بحران مالی جهانی اخیر و پس‌از آن رکود اقتصادی، بسته‌های مهم مالی را برای سرتاسر جهان، از جمله کشورهای پیشرفته و صنعتی و همچنین بازارهای در حال ظهور ایجاد کرده و بحث‌هایی در رابطه با اندازه و عوامل تعیین‌کننده ضریب فزاینده مالی را تجدید کرده است (آتسیا و کلمن، ۲۰۱۶: ۲۶۶). بالین‌وجود، اثربخشی این بسته‌های مالی، یک سؤال مهم است. در حقیقت، میزان ضریب فزاینده

هزینه‌های دولت در ادبیات علمی به‌طور گسترده‌ای متغیر است، به‌طوری‌که از مقادیر منفی تا ارزش‌های مثبت و حتی تا عدد ۴، به‌صورت متغیر گزارش شده است. (ریورا کریتون^۱ و همکاران، ۲۰۱۳: ۱۶). در چارچوب سنتی کینزی (مدل IS-LM استاندارد)، ضریب فزاینده مالی مثبت و بزرگ پیش‌بینی‌شده است، به این دلیل که مصرف خصوصی در پاسخ به شوک هزینه‌ای افزایش می‌یابد. در مدل‌های چرخه تجاری حقیقی کلاسیک جدید (باکستر و کینگ^۲، ۱۹۹۳) سیاست مالی نمی‌تواند بر روی تولید تأثیری بگذارد، زیرا هزینه‌های دولتی از طریق تأثیر منفی ثروت، مصرف بخش خصوصی را محدود می‌نماید. گاهی نیز مقدار ضریب فزاینده بین مقدار پیش‌بینی‌شده توسط تئوری کینز و مدل کلاسیک جدید قرار دارد، به‌خصوص زمانی که برخی فروض در میان عوامل خصوصی در مدل‌های کینزی لحاظ شود (به‌عنوان مثال، اگر خانوارها درآمد بعد از مالیات خود را در هر دوره مصرف نمایند) (کونن و استرایوب^۳، ۲۰۰۵). در یک مطالعه دیگر، ریرا کریچتون^۴ و همکاران (۲۰۱۲) یافته‌های ادبیات در این رابطه را خلاصه کرده و بیان داشته‌اند که برآوردها برای ضریب فزاینده مطرح شده بر اساس چارچوب‌های نظری در محدوده ۲/۵- تا ۴ و براساس مطالعات تجربی در محدوده ۲/۳- تا ۳/۶ بوده است (آتسیا و کلمن^۵، ۲۰۱۶: ۲۶۶).

لتزکی^۶ و همکاران (۲۰۱۳)، یک ارزیابی دقیق از میزان ضریب فزاینده مالی با توجه به تعدادی از عوامل که ممکن است به‌طور بالقوه رابطه بین هزینه‌های دولت و تولید را تعیین کند، ارائه می‌دهند. آن‌ها دریافتند که ضریب فزاینده:

- (۱) در کشورهای صنعتی بیشتر از کشورهای درحال توسعه است.
 - (۲) در اقتصادهای تحت نظام نرخ ارز انعطاف‌پذیر برابر با صفر و در اقتصادهایی که تحت رژیم نرخ ارز ثابت عمل می‌کنند بزرگ‌تر از صفر است.
 - (۳) در اقتصادهای باز کمتر از اقتصادهای بسته است.
 - (۴) در کشورهای دارای بدهی بالا منفی است (کارمیگنانی^۷، ۲۰۱۵: ۷۰).
- آیورباچ و گوردونچنکو^۸ (۲۰۱۲)، با استفاده از یک مدل VAR ساختاری با امکان تغییر رژیم، اندازه ضرایب فزاینده مالیات و هزینه دولت را که در طول چرخه کسب‌وکار متغیر هستند، برآورد می‌کنند. آن‌ها تفاوت‌های زیادی را در مقیاس ضریب فزاینده در بین دوره‌های رکود و رونق در مقایسه با موارد خطی پیدا می‌کنند، به‌طوری‌که سیاست‌های مالی در مواقع رکود مؤثرتر از دوره‌های رونق هستند.

1. Daniel Riera-Crichton, and Carlos A. Vegh, and Guillermo Vuletin
2. Baxter and King
3. Coenen and Straub
4. Riera-Crichton
5. Maria Grazia Attinasi, and Alexander Klemm
6. Ilzetzki
7. Fabrizio Carmignani
8. Auerbach and Gorodnichenko

رامی^۱ (۲۰۱۱) و پارکر^۲ (۲۰۱۱) نظرسنجی‌های جامع از این ادبیات کاربردی را مورد بررسی قرار داده‌اند. یافته‌های آن‌ها نشان داده است که نتایج تحقیقات به‌طور قابل‌توجهی به روش‌شناسی مورد استفاده و دوره مورد بررسی و کشورهایی که در تجزیه و تحلیل پوشش داده شده‌اند، بستگی دارد. مهرآرا و همکاران (۱۳۹۴) در مطالعه‌ای با عنوان، به تبیین رابطه مخارج دولت و تورم پرداختند و نتایج آن‌ها نشان داد که در رژیم رشد نقدینگی بالا، مخارج مصرفی عامل تورمی محسوب می‌شود. در رژیم رشد نقدینگی پایین، افزایش بیشتر نقدینگی، اثرات تورمی کمتری در کوتاه‌مدت داشته است و احتمالاً اثرات بیشتری بر رشد اقتصادی دارد.

گسگری و اقبالی (۱۳۸۶) به رابطه مخارج دولت و رشد اقتصادی در ایران پرداختند و نتایج آن‌ها حکایت از آن دارد که مخارج دولتی چه به‌صورت مصرفی و چه سرمایه‌ای تأثیر مثبت بر رشد اقتصادی و تولید دارد؛ و اما عسلی (۱۳۸۵)، در مقاله‌ای رابطه رشد و درآمد ملی با مخارج جاری بودجه عمومی که تحت تأثیر پرداخت‌های انتقالی دولت متشکل از یارانه کالاهای اساسی افزایش پیدا می‌کند، بررسی کرده است و نتایج کار آن نشان می‌دهد که افزایش بودجه جاری موجب کاهش تولید، سرمایه‌گذاری و تقاضای نیروی کار می‌شود.

موسوی و همکاران (۱۳۸۷) در مطالعه‌ای به تحلیل آثار افزایش مخارج دولت بر متغیرهای کلان بخش کشاورزی و اقتصاد ایران پرداختند، یافته‌های تحقیق آن‌ها نشان‌دهنده اثر نامطلوب افزایش مخارج دولت بر متغیرهای کلان بخش کشاورزی و اقتصاد ایران است که در سیاست ارزی غیر شناور، اثر نامطلوب افزایش مخارج بیش از اثر آن با سیاست ارزی شناور است.

رمضانی (۱۳۷۸) در مطالعه‌ای مخارج دولت بر رشد اقتصادی در ایران را بررسی کرده است. بر اساس نتایج تحقیق، کسش تولید سرانه نسبت به سهم نسبی مخارج کل دولت و اجزای آن در اقتصاد ایران مثبت است. همچنین کسش سهم سرمایه‌گذاری بخش خصوصی نسبت به سهم مخارج عمرانی دولت مثبت به دست آمد.

فطرس (۱۳۷۵) مطالعه اثر سیاست‌های مالی بر ارزش‌افزوده، سرمایه‌گذاری و صادرات بخش کشاورزی پرداخته است. براساس نتایج این مطالعه مشخص شد سیاست‌های مالی بر ارزش‌افزوده بخش کشاورزی با نرخ افزایشی اثر مثبت و بر سرمایه‌گذاری بخش کشاورزی با نرخ افزایشی اثر منفی داشته است اما بر صادرات بخش کشاورزی اثر قابل‌ملاحظه‌ای نداشته است.

جعفرزاده قدیمی (۱۳۷۰) با استفاده از الگوی اندرسن و کارلسون به بررسی اثر سیاست‌های مالی بر رشد اقتصادی پرداخته است. نتایج مطالعه نشان داد که سیاست مالی به‌رغم مثبت بودن اثر، به‌تنهایی قادر به توجیه تمامی تغییرات مخارج ملی نیست.

1. Ramey
2. Parker

۳. مبانی نظری تحقیق

به طور کلی، مبانی تئوریک پیرامون تأثیرگذاری سیاست مالی بر بخش حقیقی اقتصاد را می‌توان به دو مکتب فکری کینزی و غیرکینزی تقسیم نمود. دیدگاه غیرکینزی بر این باور است که با توجه به انعطاف‌پذیری قیمت‌ها، هر افزایشی در مخارج دولت از طریق کاهش مخارج بخش خصوصی جبران شده و در نتیجه تأثیری بر سطح تولید نخواهد داشت. لذا، براساس دیدگاه غیرکینزی، ضریب فزاینده مخارج دولت نزدیک به صفر است. در طرف مقابل، براساس دیدگاه کینزی و تحلیل‌های شکل گرفته پیرامون آن، سیاست مالی از کانال‌های تقاضا و عرضه بر تولید تأثیرگذار است. از کانال تقاضا، افزایش در مخارج دولت و کاهش مالیات منجر به افزایش تقاضای کل در دوران رکود اقتصادی خواهد شد که این امر نیز بر تأثیرگذار بودن سیاست مالی بر طرف تقاضا و تولید دلالت می‌کند. از کانال عرضه نیز کینزین‌های جدید با اشاره به بازار رقابت انحصاری و چسبندگی دستمزدها و قیمت‌ها به دلایلی مانند فرضیه دستمزد کارآ، هزینه‌های فهرست‌بها و نواقص بازار سرمایه بر تأثیر انکارناپذیر سیاست‌های مالی بر بخش حقیقی اقتصاد اشاره می‌کنند. پیرامون بحث اثرات پویای شوک مخارج دولت، دو مدل کلان اقتصادی کینزین‌های جدید و ادوار تجاری حقیقی تکامل یافته است. کینزین‌های جدید با در نظر گرفتن چسبندگی قیمت، معتقدند که شوک مخارج دولت منجر به افزایش تقاضای نیروی کار، دستمزد حقیقی، مصرف خانوار و تولید ناخالص داخلی می‌شود (یانگ^۱ و همکاران، ۲۰۱۲: ۵).

در این راستا دوروکس^۲ و همکاران (۱۹۹۶: ۲۳۳)، مدل‌های با بازدهی فزاینده نسبت به مقیاس و مبتنی بر بازار رقابت ناقص را برای بررسی تأثیر شوک مخارج دولت مورد ارزیابی قرار دادند. راون و همکاران^۳ (۲۰۰۶: ۱۹۵) در بازار رقابت انحصاری به بررسی تأثیر شوک مخارج دولت از دیدگاه کینزین‌های جدید پرداختند. همچنین بنینو (۲۰۰۹: ۳) نیز برای بررسی تأثیر شوک مخارج دولت و سیاست‌های مالی، یک چارچوب عرضه کل - تقاضای کل کینزین‌های جدید در شرایط بازار رقابت ناقص را ارائه کرده است. در طرف مقابل، مدل ادوار تجاری حقیقی نیز با در نظر گرفتن بازدهی ثابت نسبت به مقیاس، ترجیحات استاندارد و بازار رقابتی به بررسی تأثیر شوک مخارج دولت بر متغیرهای کلان اقتصادی می‌پردازند (یانگ و همکاران، ۲۰۱۲: ۵). همه این مطالعات هم در چارچوب کینزی و هم چارچوب ادوار تجاری حقیقی نشان‌دهنده اثرگذار بودن شوک‌های مخارج دولت بر بخش حقیقی اقتصاد می‌باشند.

1. Yang
2. Devereux
3. Ravn

۳-۱. رابطه مخارج دولت با تولید

واکنش اقتصاد به افزایش خریدها و مخارج دولت، موضوع بسیاری از تحقیقات است. تحقیقات اولیه در رابطه با تأثیر سیاست مالی بر اقتصاد، اثرات متفاوتی را نشان می‌دهند. به‌عنوان مثال، بلانچارد و پروتی^۱ (۱۹۹۹)، پروتی^۲ (۲۰۰۵)، مانتفورد و یولیگ^۳ (۲۰۰۹) و گالی^۴ و همکاران (۲۰۰۷)، اثر مثبت شوک‌های مالی را در جهت حمایت از تولید و مصرف نشان داده‌اند. در مقابل، یافته‌های رامی و شاپیرو^۵ (۱۹۹۸)، هال^۶ (۲۰۰۹) و بارو و ردلیک^۷ (۲۰۱۱) نشان می‌دهند که شوک‌های مالی هزینه‌ای تأثیر منفی بر مصرف و تولید دارد.

در مدل‌های اقتصاد کلان مانند رویکرد کلاسیک جدید، پیش‌بینی می‌شود که عوامل اقتصادی به دنبال تصمیم‌گیری در مورد مصرف و عرضه نیروی کار خود هستند. به‌طور خلاصه، عوامل مؤثر ریکاردین^۸ هستند؛ یعنی تغییرات در نرخ مالیات، هزینه‌های دولت را در سطح موجود حفظ می‌نماید، بر محدودیت بودجه‌ای تأثیر نمی‌گذارد و در نتیجه بر الگوی مصرف خانوار اثرگذاری ندارد. از سوی دیگر، تغییرات در هزینه‌های دولت، هم دائمی و هم موقت، منجر به منفی شدن درآمد می‌شود، بنابراین مصرف خانوار کاهش می‌یابد و در نتیجه آن‌ها تولید نیروی کار خود را افزایش می‌دهند و بنابراین تولید افزایش می‌یابد. رویکرد جدید کینزی سعی دارد توضیح دهد که افزایش در مصرف پس از افزایش هزینه‌های دولت صورت می‌گیرد (روتمبرگ و وودفورد^۹، ۱۹۹۲؛ دوروکس^{۱۰} و همکاران، ۱۹۹۶؛ گالی^{۱۱} و همکاران، ۲۰۰۷) (جوشوست^{۱۲} و همکاران، ۲۰۱۳: ۲۱۵).

در یک اقتصاد بسته استاندارد کینزی، یک دلار اضافی از هزینه‌های دولت، تولید ملی و در نتیجه مصرف خصوصی را افزایش می‌دهد که آن‌هم به‌نوبه خود منجر به افزایش بیشتر تولید ملی می‌شود؛ بنابراین، ضریب فزاینده هزینه‌های دولتی مثبت و بیشتر از یک است که آن‌هم به تمایلات نهایی عوامل مصرف‌کننده و احتمالاً نرخ مالیات بستگی دارد. زمانی که اقتصاد به روی جریان‌های بین‌المللی کالا و سرمایه باز باشد، تأثیر افزایش هزینه‌های مالی بستگی به عوامل مختلفی دارد، از جمله اینکه چگونه

1. Blanchard and Perotti

2. Perotti

3. Mountford and Uhlig

4. Galí

5. Ramey and Shapiro

6. Hall

7. Barro and Redlick

8. Ricardian

9. Rotemberg and Woodford

10. Devereux

11. Galí

12. Charl Jooste, and Guangling (Dave) Liu, and Ruthira Naraidoo

هزینه‌های دولت تأمین می‌شود، میزان بدهی دولت در چه حد است و اینکه آیا هزینه اضافی برای مصرف عمومی یا سرمایه‌گذاری عمومی صرف شده است یا خیر (کاریلو و پولی^۱، ۲۰۱۳: ۲۹۶). در بخش دیگری از ادبیات مربوط به این موضوع (روترا^۲ و همکاران، ۲۰۱۰؛ گیوازی و پاگانو^۳، ۱۹۹۰) استدلال شده است که اثرات ناشی از ایجاد اعتماد پس از پیاده‌سازی یک فرآیند تثبیت اقتصادی، رکود اقتصادی را کاهش می‌دهد. اثرات ناشی از ایجاد اعتماد ممکن است از طریق اثرات مثبت بر تقاضای خصوصی و همچنین صرف ریسک مربوط به بدهی‌های عمومی عمل کند. باین‌حال، برخی از پژوهش‌های صورت گرفته در این رابطه، این نتیجه را مورد سؤال قرار داده‌اند. گواچاردو^۴ و همکاران (۲۰۱۱)، نشان داده‌اند که حمایت کمی از نتیجه‌گیری ارائه شده در فوق وجود دارد.

در این رابطه، دوریس^۵ و همکاران (۲۰۱۱)، با استفاده از یک مجموعه داده‌های جدید در مورد تثبیت اقتصادی دریافتند که تثبیت به میزان ۱ درصد تولید ناخالص داخلی، مصرف خصوصی را به میزان ۰/۷۵ درصد در دو سال و تولید ناخالص داخلی حقیقی را به میزان ۰/۶۲ درصد کاهش می‌دهد. نتایج تخمینی آن‌ها بر اساس یک مدل پانل پویا از فعالیت‌های حقیقی اقتصادی (یعنی مصرف حقیقی و تولید ناخالص داخلی حقیقی) بر اساس دو وقفه از این متغیرها و رابطه تعاملی آن‌ها با تثبیت اقتصادی بوده است. لزتکی و وگ^۶ (۲۰۰۸) از معیارهای سنتی‌تر اقدامات سیاست مالی استفاده کرده، اما از طریق روش‌های اقتصادسنجی موضوع درونزایی بین متغیرها را مورد توجه قرار داده و بر این اساس دریافتند که کاهش مخارج در بخش خصوصی رخ می‌دهد (آتینازی و کلم^۷، ۲۰۱۶: ۲۶۷).

به تازگی نیز بحث در مورد اینکه چگونه با ثبات‌سازی اقتصاد ممکن است نه تنها رشد را کاهش دهد، بلکه تأثیر مخرب‌تری بر کسری بودجه داشته باشد، افزایش یافته است. به غیر از یک استدلال توسط استرلی^۸ و همکاران (۲۰۰۸) که بیشتر مربوط به کشورهای در حال توسعه است، مقالات نظری دیگری توسط دنیس و همکاران^۹ (۲۰۱۲) و دی لانگ و سامرز^{۱۰} (۲۰۱۲) انجام گرفته است که نشان می‌دهند که اگر نرخ بهره نزدیک به صفر باشد، چنین اثری ممکن است رخ دهد. در نهایت، این احتمال که در طول دوره بحران بدهی، به‌ویژه در مراحل اولیه آن، ضریب فزاینده دست کم گرفته شده است، توسط بلانچارد و لیگ^{۱۱} (۲۰۱۳) مورد آزمون قرار گرفته است. در این رابطه، با استفاده از یک تجزیه و تحلیل

1. Julio A. Carrillo, and Céline Poilly,
2. Rother et al
3. Giavazzi and Pagano
4. Guajardo
5. Devries
6. Ilzetzki and Vegh
7. Maria Grazia Attinasi, and Alexander Klemm
8. Easterly
9. Denes
10. DeLong and Summers
11. Blanchard and Leigh

ساده تجربی از اشتباهات پیش‌بینی رشد در کشورهای منطقه یورو در اوایل سال ۲۰۱۰، آن‌ها شواهدی را دریافت می‌کنند که میزان تأثیرگذاری ضریب فزاینده مالی در پیش‌بینی‌ها، دست‌کم گرفته شده است (حدود ۰/۵)، درحالی‌که تعدادی از عوامل در محیط اقتصادی منجر به افزایش این ضریب نسبت به زمان‌های معمول و حتی بالاتر از یک می‌گردد (آتینازی و کلم، ۲۰۱۶: ۲۶۷).

در داخل ایران، مطالعه‌ای با عنوان تحلیل ارتباط مخارج دولتی و رشد اقتصادی با استفاده از مدل رشد بارو صورت گرفته است و نتایج آن حاکی از آن است که اثر مخارج دولتی بر رشد اقتصادی تا دامنه خاصی، مثبت و پس‌از آن منفی است، مورد تأیید قرار می‌گیرد. توانایی دولت در کاهش اثرات ضد انگیزشی مالیات‌ها، میزان خدمات مصرفی دولت و رانت جویی دولت از عوامل مهم و تأثیرگذار بر جایگاه منحنی بارو است. (سعدی و همکاران، ۱۳۸۸)

همچنین محنت‌فر در مطالعه‌ای با عنوان بررسی اثر مخارج دولت بر سرمایه‌گذاری خصوصی در ایران با به‌کارگیری روش هم‌انباشتگی جوهانسون و الگوی تصحیح خطا به این نتایج دست یافت که سرمایه‌گذاری دولتی دارای علامت مثبت و معناداری است به این معنی که افزایش سرمایه‌گذاری دولتی به افزایش سرمایه‌گذاری خصوصی منتج می‌شود که بیانگر رابطه مکملی است و این نتایج همسو با نظریه کینز است (محنت‌فر، ۱۳۹۴).

۳-۲. رابطه مخارج دولت با نرخ ارز

آیا رژیم نرخ ارز برای ضریب فزاینده مالی اهمیت دارد؟ تجزیه و تحلیل سنتی براساس مدل ماندل-فلمینگ نشان می‌دهد که انبساط مالی (چه از طریق افزایش مخارج دولتی و چه از طریق کاهش مالیات‌ها)، تقاضای داخلی را افزایش می‌دهد. بالا رفتن تقاضای داخلی موجب افزایش واردات می‌شود که این امر نیز به نوبه خود باعث وخیم شدن وضعیت حساب جاری خارجی می‌گردد. درعین حال، نرخ‌های بیشتر بهره جریان‌های ورود سرمایه به کشور را به وجود می‌آورد که تا حدی تغییرات حساب جاری را تأمین مالی می‌کند. البته تأثیر نهایی این جریان بر نرخ ارز، بستگی به درجه تحرک سرمایه دارد. رژیم نرخ ارز، در مرحله اول بر ضریب فزاینده مالی اثر دارد، به طوری که پیش‌بینی می‌شود که در اقتصادهایی با رژیم نرخ ارز ثابت این اثرگذاری در میزان حداکثر خود باشد، به طوری که در رژیم نرخ ارز ثابت، سیاست پولی، تقاضا برای پول داخلی را افزایش می‌دهد تا مانع افزایش ارزش پول شود. در نتیجه، تقاضای خصوصی همراه با تقاضای عمومی افزایش می‌یابد، درحالی‌که خالص صادرات بدون تغییر باقی می‌ماند و ضریب فزاینده دولت بیش از یک می‌شود. در کشورهای دارای نرخ ارز آزاد شناور، میزان اثرگذاری صفر است. سپس در مرحله دوم، افزایش فعالیت‌ها با توجه به هزینه‌های بالای دولت باعث فشار بر افزایش نرخ بهره، ایجاد جریان سرمایه و افزایش ارزش پول می‌شود. این امر نیز به نوبه‌ی

خود، اثرات ناشی از خالص صادرات را محدود کرده و در نهایت تأثیر هزینه‌های عمومی را برای تقاضای کالاهای داخلی کاهش می‌دهد و ضریب فزاینده دولت کمتر از یک می‌شود (برون^۱ و همکاران، ۲۰۱۳: ۴۴۶).

کورستی^۲ و همکاران (۲۰۱۲) و لتزکی^۳ و همکاران (۲۰۱۳) شواهدی حمایتی از پیش‌بینی‌های ماندل-فلمینگ^۴ در مورد تفاوت‌های ضرایب فزاینده مالی در بین رژیم‌های متفاوت نرخ ارز پیدا کرده‌اند. به‌عنوان مثال، کورستی^۵ و همکاران (۲۰۱۲) برای نمونه‌ای از ۱۷ کشور عضو OECD دریافتند که تحت یک رژیم نرخ ارز ثابت در مقایسه با یک رژیم انعطاف‌پذیر نرخ ارز، ضریب فزاینده مالی مثبت و بزرگ‌تر است. برخلاف مدل سنتی ماندل-فلمینگ^۶، این محققان دریافتند که سیاست پولی تحت رژیم نرخ ارز ثابت، اثرگذاری بیشتری دارد که منجر به افزایش نرخ ارز حقیقی می‌شود. متفاوت از کورستی و همکاران (۲۰۱۲)، لتزکی^۷ و همکاران (۲۰۱۳)، برای نمونه‌ای متشکل از ۴۴ کشور صنعتی و در حال توسعه، شواهد قوی از اثرگذاری سیاست‌های پولی تحت رژیم نرخ ارز ثابت پیدا می‌کنند.

برخلاف پیش‌بینی مدل ماندل-فلمینگ، این محققان شواهدی از واکنش قابل توجه حساب جاری به یک شوک هزینه‌ای تحت رژیم نرخ ارز انعطاف‌پذیر را نمی‌یابند، بلکه یک واکنش منفی از مصرف خصوصی را نشان داده‌اند که از طریق سیاست پولی توضیح داده می‌شود، زیرا در زمان کنترل نقش سیاست پولی، مصرف بخش خصوصی در واکنش به شوک ناشی از مخارج دولت، تنها زمانی که سیاست پولی سازگار است (میشکین اشاره می‌نماید که ابزارهای سیاست پولی دو هدف عمده یعنی عرضه پول و نرخ بهره را برای دستیابی به اهدافی مانند: ۱- اشتغال و رشد بالا؛ ۲- ثبات قیمت‌ها و کاهش تورم و ۳- ثبات نرخ بهره و بازار مالی، دنبال می‌کنند. فدرال رزرو با دو چالش در رابطه با این اهداف روبه‌روست، یکی اینکه سه هدف ذکر شده ممکن است همیشه سازگار نباشند. برای مثال نرخ‌های بهره در خلال سیکل‌های تجاری انبساطی تمایل به افزایش دارند، از این رو یک نرخ بالاتر رشد اقتصادی ممکن است بدون افزایش نرخ‌های بهره ممکن نباشد. در این مورد هدف اشتغال بالا و رشد اقتصادی با هدف ثبات بازارهای مالی و نرخ‌های بهره در تضاد است و دیگر این که اگرچه فدرال رزرو می‌تواند بر اشتغال، رشد اقتصادی و تورم مؤثر باشد، ولی نمی‌تواند مستقیماً این متغیرها را کنترل نماید، افزایش می‌یابد. این مفهوم که اثرگذاری سیاست پولی به‌طور قابل ملاحظه‌ای منجر به افزایش ضریب فزاینده مالی شده است، در ادبیات به‌طور گسترده‌ای تصریح شده است. در این راستا، تعدادی از مطالعاتی که اثرات سیاست پولی را در حد پایین و صفر نشان می‌دهند، تأیید می‌کنند که ضریب فزاینده مالی در

1. Benjamin Born, and Falko Juessen, and Gernot J. Muller,

2. Corsetti

3. Iizetzi

4. Mundell-Fleming

5. Corsetti

6. Mundell-Fleming model

7. Iizetzi

وضعیت دام نقدینگی بزرگ‌تر است. به‌عنوان مثال، کریستیانو^۱ و همکاران (۲۰۱۱) و وودفورد^۲ (۲۰۱۱) دریافتند که در یک دام نقدینگی، وقتی نرخ بهره اسمی به صفر می‌رسد، افزایش تورم همراه با افزایش هزینه‌های دولتی، نرخ بهره حقیقی را کاهش می‌دهد و مصرف خصوصی را تحریک می‌کند (آتینازی و کلم^۳، ۲۰۱۶: ۲۶۶).

توکلی و سیاح (۱۳۸۹)، تأثیر سیاست پولی و مالی را بر فعالیت‌های اقتصادی کشور مورد ارزیابی قرار دادند و به این نتیجه رسیده‌اند با افزایش مخارج دولت صادرات غیرنفتی رشد کرده است ولی سیاست انبساطی پولی تأثیری بر صادرات نداشته است و همچنین اعمال سیاست مالی و پولی در نوسانات رشد واردات نقش داشته است. با افزایش مخارج دولت واردات در کوتاه‌مدت واکنش مثبت نشان داده است. هرچند افزایش نقدینگی کشور در کوتاه‌مدت اثر منفی بر رشد واردات داشته است ولی این اثر در بلندمدت به‌مرور تحلیل رفته و به رقم ناچیزی تغییر کرده است به‌طوری‌که تأثیر نسبتاً خنثی پولی را بر رشد واردات نشان می‌دهد.

پاسبان و همکاران (۱۳۹۴)، بیان نموده‌اند، اگر مخارج دولت از طریق خلق پول تأمین شود، هیچ اثر بلندمدتی بر نرخ واقعی ارزش نخواهد داشت. در حقیقت، در اینجا جنبه واقعی سیاست مالی که به‌طور عمده به ترکیب تقاضای دولت برای کالاهای قابل‌مبادله و غیرقابل‌مبادله مربوط می‌شود، مورد توجه قرار می‌گیرد. زایش مخارج دولت برای کالاهای غیرقابل‌مبادله که از طریق وضع مالیات یکجا، تأمین مالی می‌شود، قیمت کالاهای غیرقابل‌مبادله را افزایش داده و نیرویی در جهت تقویت نرخ واقعی بلندمدت ارزش وارد می‌کند. از سوی دیگر، تقاضای بخش خصوصی برای کالاهای غیرقابل‌مبادله به‌دلیل وضع مالیات جدید که تقاضای کالاهای قابل‌مبادله را نیز کاهش می‌دهد کاهش یافته و نیز افزایش قیمت این کالاها، کاهش می‌یابد که این امر سبب تضعیف نرخ واقعی بلندمدت ارزش خواهد بود. حال بسته به آنکه خالص افزایش و کاهش تقاضای کالاهای غیرقابل‌مبادله، مثبت یا منفی باشد ارزش در بلندمدت خواهد شد البته از آنجاکه افزایش تقاضای دولت برای کالاهای غیرقابل‌مبادله به‌طور معمول بیش از کاهش تقاضای بخش خصوصی برای این کالاها است، زیرا میل نهایی به مصرف دولت به‌طور معمول بزرگ‌تر از بخش خصوصی است تقویت نرخ واقعی ارزش در بلندمدت به‌ویژه در مورد کشورهای در حال توسعه که اندازه دولت در آن‌ها بزرگ است، محتمل‌تر است.

۳-۳. رابطه مخارج دولت با درجه باز بودن اقتصاد

درجه باز بودن اقتصاد نیز برای تعیین اندازه ضرایب فزاینده مالی اهمیت دارد. به‌عنوان مثال، لتزکی و همکاران^۴ (۲۰۱۳) نشان می‌دهند که ضریب فزاینده مالی برای کشورهای بازتر برای تجارت کوچک‌تر

1. Christiano
2. Woodford
3. Maria Grazia Attinasi, and Alexander Klemm
4. Ilzetzki

است. این امر با این حقیقت توضیح داده می‌شود که در این صورت بخشی از افزایش تقاضای کل در کشورهای خارجی از طریق تقاضای واردات بیشتر جذب می‌شود. شکنندگی مالی (یک سیستم مالی در شرایطی شکننده تلقی می‌شود که در قبال یک شوک کوچک تأثیرپذیری زیادی از خود نشان دهد) نیز به افزایش ضریب فزاینده مالی کمک می‌کند. کورستی و همکاران (۲۰۱۳) دریافتند که ضرایب فزاینده مالی در دوره بحران مالی به‌طور قابل‌توجهی بالاتر هستند و این به دلیل این حقیقت است که بخش بزرگ‌تر از جمعیت ممکن است توسط محدودیت‌های نقدینگی تحت تأثیر قرار بگیرند (آینازی و کلم، ۲۰۱۶: ۲۶۶).

۴. معرفی الگوی تجربی و متغیرها

در این مقاله، به بررسی ضریب فزاینده مخارج دولت ایران به‌عنوان یک کشور نفت‌خیز و نحوه تأثیرپذیری تولید، بدهی‌های دولت، نرخ ارز و درجه باز بودن اقتصاد از مخارج دولت، با استفاده از روش SVAR و با ایده گرفتن از روش بلانچارد و پروتی^۱ پرداخته می‌شود. برخلاف مدل‌های VAR غیرمقید یا ساده که فاقد پشتوانه نظریه اقتصادی هستند و تنها نقشی که اقتصاددان در تخمین مدل ایفا می‌کند، تعیین نوع متغیرهایی است که باید وارد مدل شود، در روش SVAR با استفاده از نظریه‌های اقتصادی و با در نظر گرفتن یک سری محدودیت‌های نظری می‌توان شوک‌های ساختاری را از جملات پسماند فرم خلاصه شده مدل VAR غیرمقید استخراج و اثر پویای آن‌ها را بررسی کرد. در این راستا در ابتدا باید یک مدل VAR ساده برآورد شود. به تبعیت از بلانچارد و پروتی، مدل زیر تخمین زده شده است:

$$Y_t = \sum_{i=1}^P A_i Y_{t-i} + CD_t + u_t \quad (1)$$

$$U_t \approx N(0, \Sigma u)$$

که در آن، Y_t بردار متغیرهای درونزای سیستم شامل متغیرهای ضریب فزاینده مخارج دولت^۲ (MULTI)، تولید ناخالص داخلی (Y)، بدهی‌های دولت (DEBT)، نرخ ارز حقیقی (EXR) و درجه باز بودن اقتصاد که از تقسیم مجموع صادرات و واردات بر GDP به‌دست‌آمده (OPPEN)، ماتریس A، رابطه بین بردار Y و وقفه‌های مربوط به آن، C ماتریس اثرات خودی و متقابل متغیرها، ماتریس D متغیرهای غیر تصادفی نظیر عرض از مبدأ، انواع متغیرهای مجازی و روند را نشان می‌دهد. بردار U نیز بردار باقیمانده‌های فرم حل شده مدل خودرگرسیون برداری است که بین این باقیمانده‌ها همبستگی وجود دارد. لازم به ذکر است که تمامی متغیرها به قیمت ثابت سال ۲۰۱۰ و به‌صورت لگاریتمی و

1. Blanchard and Perotti

۲. به تبعیت از لتزکی و همکاران (۲۰۱۳)، ضریب فزاینده مخارج دولت به صورت تغییرات تولید به تغییرات در مخارج مصرفی دولت، تعریف و محاسبه شده است.

نرمال سازی شده هستند. در این مطالعه از داده‌های سالانه کشور ایران، منتشر شده توسط پایگاه داده‌ای WDI برای دوره زمانی ۲۰۱۶-۱۹۸۰ استفاده شده است.

قبل از تخمین مدل باید مانایی کلیه متغیرها بررسی شود.

مانایی^۱ یک مفهوم کلیدی در فرآیند سری زمانی است. چنانچه سری‌های زمانی ناماننا باشند، تمامی نتایجی که از تحلیل رگرسیون به دست می‌آید، نامعتبر خواهند بود. رگرسیون‌هایی که دارای سری‌های ناماننا باشند، ممکن است فاقد هیچ‌گونه معنی خاصی باشند و از این رو، رگرسیون کاذب نامیده می‌شوند. برای آزمون ریشه واحد متغیرهای الگو از آزمون‌های دیکی فولر تعمیم یافته و فیلیپس پرون استفاده شده است. در ابتدا آزمون دیکی فولر و فیلیپس پرون برای تمام متغیرها در سطح انجام پذیرفت. در جدول شماره (۱) نتایج آزمون در سطح مشخص گردیده است.

جدول ۱: نتایج آزمون مانایی در سطح

متغیر	آماره محاسباتی دیکی فولر تعمیم یافته	سطح بحرانی ۵٪	نتیجه	آماره محاسباتی فیلیپس پرون	سطح بحرانی ۵٪	نتیجه
نرخ ارز	-۲,۴۸	۱۲,۸۷	نا مانا	-۱,۷۲	۰,۴۱۲۸	نا مانا
تولید	-۶,۱۸	۰,۰۰۰۰	مانا	-۶,۰۰	۰,۰۰۰	مانا
درجه باز بودن اقتصادی	-۱,۵۸	۰,۴۸۰۹	نا مانا	-۱,۳۴	۰,۵۹۷۳	نا مانا
بدهی	-۱۰,۸۷	۰,۰۰۰۰	مانا	-۱۰,۸۷	۰,۰۰۰	مانا
ضریب فزاینده مخارج دولتی	-۶,۳۰	۰,۰۰۰۰	مانا	-۶,۳۲	۰,۰۰۰	مانا

منبع: یافته‌های تحقیق

همان‌طور که در جدول شماره (۱) مشاهده می‌گردد، متغیرهای نرخ ارز، درجه باز بودن اقتصادی و ضریب فزاینده مخارج دولتی در تمامی سطوح بحرانی دارای آماره دیکی فولر و فیلیپس کوچک‌تری نسبت به مقادیر بحرانی در سطح ۵٪ هستند. به همین دلیل چنین نتیجه می‌شود که متغیرها در سطح ناماننا هستند و نیاز به تفاضل‌گیری مرتبه اول است. نتایج حاصل از تفاضل مرتبه اول متغیرها در جدول شماره (۲) نشان داده شده است. همان‌طور که مشاهده می‌شود، می‌توان نتیجه گرفت که تمامی متغیرها با توجه به آماره فیلیپس پرون و سطح بحرانی مانا می‌باشند.

1. Stationary= not moving or not intended to be moved

جدول ۲: نتایج آزمون مانایی در تفاضل مرتبه اول

متغیر	آماره محاسباتی دیکی فولر تعمیم یافته	سطح بحرانی ۵٪	نتیجه	آماره محاسباتی فیلیپس پرون	سطح بحرانی ۵٪	نتیجه
نرخ ارز	-۴,۵۲	۰,۰۰۰۹	مانا	-۴,۶۲	۰,۰۰۰۷	مانا
تولید	-۷,۹۴	۰,۰۰۰۰	مانا	-۹,۰۷	۰,۰۰۰۰	مانا
درجه باز بودن اقتصادی	-۴,۸۶	۰,۰۰۰۴	مانا	-۴,۸۵	۰,۰۰۰۴	مانا
بدهی	-۳,۲۷	۰,۰۲۳۹	مانا	-۷,۸۳	۰,۰۰۰۰	مانا
ضریب فزاینده مخارج دولتی	-۱۱,۹۵	۰,۰۰۰۰	مانا	-۲۴,۷۷	۰,۰۰۰۱	مانا

منبع: یافته‌های تحقیق

پس از بررسی مانایی، باید وقفه بهینه الگو تعیین شود. برای تخمین مدل، وقفه مناسب با در نظر گرفتن عرض از مبدأ موردنیاز، معادل ۳ انتخاب شده است. سپس می‌توان مدل ساختاری را از فرم خلاصه‌شده الگوی VAR استنباط کرد.

۴-۱. برآورد مدل

معادله ۲ فرم کلی مدل خودرگرسیون برداری ساختاری مورد استفاده را نشان می‌دهد:

$$AY_t = \sum_{i=1}^p A_i^* Y_{t-i} + C^* D_t + B e_t \quad (2)$$

$$e_t \approx N(0, I_k)$$

ماتریس B (ماتریس $k \times k$) ضرایب شوک‌های ساختاری و e_t بردار شوک‌های فرم ساختاری که متقابلاً غیر همبسته (و در نتیجه متعامد) هستند، نشان می‌دهند. این فرض موردنیاز است تا بتوان اثر پویای یک شوک را به صورت جداگانه در نظر گرفت. با ضرب طرفین معادله ۲ در معکوس ماتریس A، رابطه زیر بین باقیمانده‌های سیستم VAR و SVAR حاصل می‌شود:

$$AU_t = B e_t \rightarrow U_t = A^{-1} B e_t \quad (3)$$

جهت برآورد پارامترهای فرم ساختاری لازم است تعدادی قید بر روابط بین پسماندهای رگرسیون (u_t) و جملات اخلاص سیستم معادلات ساختاری (e_t) وضع شود تا فرم ساختاری قابل تشخیص گردد. این محدودیت‌ها باید از ملاحظات نظری سرچشمه بگیرد. با توجه به قیدهای وضع شده می‌توان مدل‌های SVAR را به سه حالت کلی دسته‌بندی کرد: حالت اول که در آن ماتریس B به صورت ماتریس واحد در نظر گرفته می‌شود و حداقل قیود موردنیاز برای شناسایی سیستم، تعداد $\frac{k(k-1)}{2}$ قید است که بر ماتریس A وضع می‌گردد. حالت دوم که در آن ماتریس $A = I_k$ و تعداد قیود لازم بر

ماتریس B، مانند حالت اول است و حالت سوم که محدودیت‌ها بر هر دو ماتریس A و B وضع می‌شود و حداقل قیود لازم برای شناسایی برابر با $k^2 + \frac{k(k-1)}{2}$ است. در مدل SVAR مورد استفاده در این تحقیق، با پیروی از روش بلنچارد و پروتی، ارتباط میان باقیمانده‌های فرم حل شده (جملات u_t) و فرم ساختاساختاری (رای پنج معادلهٔ مربوط به متغیرهای مورد بررسی در فرم ماتریسی به صورت زیر است:

$$Au = Be$$

$$\begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 1 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} u^{EXR} \\ u^Y \\ u^{OPPEN} \\ u^{DEBT} \\ u^{MULTI} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} B_{EXR} & 0 & 0 & 0 & B_{EXR,MULTI} \\ 0 & B_Y & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & B_{OPPEN} & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & B_{DEBT} & 0 \\ B_{MULTI,EXR} & B_{MULTI,Y} & B_{MULTI,OPPEN} & B_{MULTI,DEBT} & B_{MULTI} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} e^{EXR} \\ e^Y \\ e^{OPPEN} \\ e^{DEBT} \\ e^{MULTI} \end{pmatrix}$$

همان‌طور که مشاهده می‌شود، در روابط فوق، ۱۵ قید در نظر گرفته شده که براساس روابط علیت اعمال شده است. نتایج حاصل از آزمون علیت نشان می‌دهد که بین متغیرهای ضریب فزاینده مخارج دولت با نرخ ارز و تولید یک رابطه علیت دوطرفه، بین متغیرهای ضریب فزاینده مخارج دولت با بدهی‌های دولت، درجه باز بودن اقتصاد و نرخ ارز با تولید، بدهی‌های دولت با نرخ ارز و تولید و نرخ ارز با درجه باز بودن اقتصاد یک رابطه علیت یک‌طرفه وجود دارد و بین متغیرهای درجه باز بودن اقتصاد و تولید هیچ‌گونه رابطه علیتی وجود ندارد^۱. نتیجه تخمین ماتریس B با قیود در نظر گرفته شده به قرار زیر است:

ماتریس A				
-0.198596	0.000000	0.000000	0.000000	1.000000
0.000000	0.000000	0.000000	1.000000	0.000000
0.000000	0.000000	1.000000	0.000000	0.000000
0.000000	1.000000	0.000000	0.000000	0.000000
1.000000	-0.241591	-3.178403	0.502796	-0.283617
ماتریس B				
0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	0.179748
0.000000	0.000000	0.000000	0.245528	0.000000
0.000000	0.000000	0.034302	0.000000	0.000000
0.000000	0.243133	0.000000	0.000000	0.000000
0.249861	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000

منبع: یافته‌های تحقیق

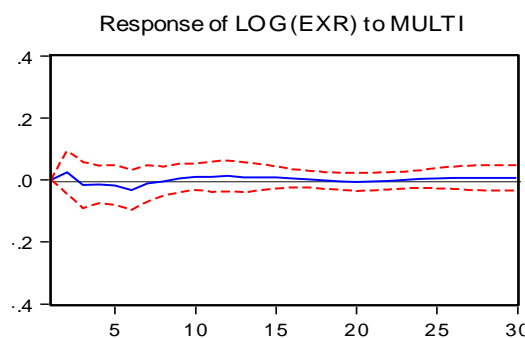
۱. نتایج حاصل از آزمون علیت در پیوست ارائه شده است.

با در اختیار داشتن مقادیر دو ماتریس و جملات پسماند فرم حل شده می‌توان شوک‌های ساختاری را استخراج و اثر آن‌ها را بر متغیرها با استفاده از توابع واکنش آنی مورد بررسی قرار داد.

۴-۲. توابع واکنش آنی حاصل از تخمین

توابع عکس‌العمل آنی، رفتار پویای متغیرهای مورد مطالعه را در طول زمان به هنگام تکانه وارد به اندازه یک انحراف معیار نشان می‌دهد. با استفاده از توابع عکس‌العمل آنی، واکنش پویای متغیرها به تکانه واحد اعمال شده از سوی هر یک از متغیرها مشخص می‌گردد. در ادامه به برآورد توابع عکس‌العمل آنی پرداخته می‌شود.

نمودار شماره (۱) واکنش نرخ ارز را نسبت به شوک ضریب فزاینده مخارج دولت به اندازه یک انحراف معیار نشان می‌دهد. همان‌طور که ملاحظه می‌شود یک شوک مثبت ضریب فزاینده مخارج دولت، نرخ ارز را تضعیف می‌نماید به طوری که طی ۶ سال اول به میزان ۰/۲ درصد آن را کاهش داده و بعد از آن روند کمی اثر افزایشی دارد و این روند ادامه می‌یابد تا دوره ۲۵ که شوک از بین می‌رود و میرا می‌شود. این نتیجه‌گیری با یافته‌های ارائه شده توسط برون و همکاران (۲۰۱۳) مطابقت دارد.

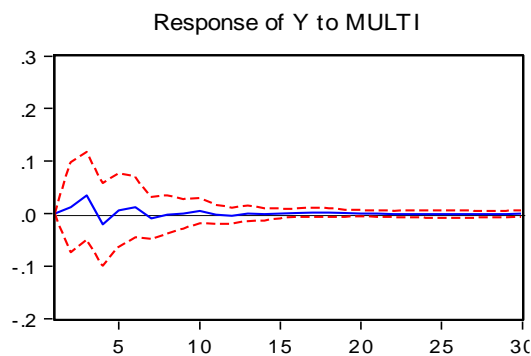


نمودار ۱: تابع عکس‌العمل آنی نرخ ارز نسبت به شوک ضریب فزاینده مخارج دولت

نمودار شماره (۲) پاسخ تولید را نسبت به شوک ضریب فزاینده مخارج دولت به اندازه یک انحراف معیار را نشان می‌دهد. همان‌طور که ملاحظه می‌شود یک شوک مثبت ضریب فزاینده مخارج دولت، در سال اول بر متغیر تولید اثر افزایشی دارد پس از آن یک کاهش کوچک و دوباره یک اثر افزایشی، کاهش دیگری که نهایتاً در دوره ۱۲ شوک از بین می‌رود و میرا می‌شود. این نتیجه‌گیری با یافته‌های ارائه شده توسط بلانچارد و پروتی^۱ (۱۹۹۹)، پروتی^۲ (۲۰۰۵)، مانتفورد و یولگ^۳ (۲۰۰۹)، گالی و

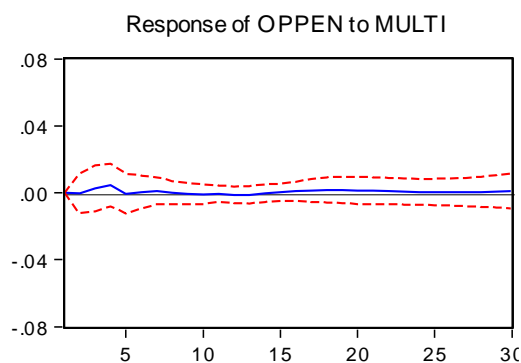
1. Blanchard and Perotti
2. Perotti
3. Mountford and Uhlig

همکاران^۱ (۲۰۰۷)، محنت فر (۱۳۹۴)، گسگری و اقبالی (۱۳۸۶)، لطفعلی پور و همکاران (۱۳۹۱) و مطابقت دارد.



نمودار ۲: تابع عکس‌العمل آنی تولید نسبت به شوک ضریب فزاینده مخارج دولت

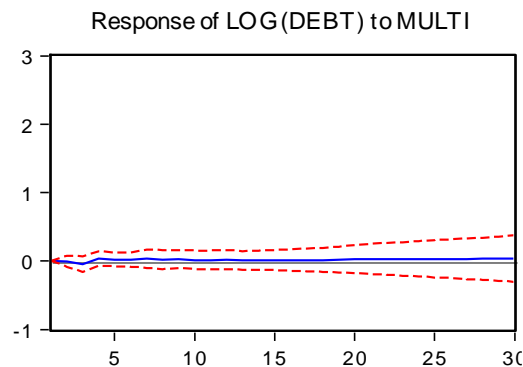
نمودار شماره (۳) تابع عکس‌العمل آنی درجه باز بودن اقتصاد را نسبت به شوک ضریب فزاینده مخارج دولت نشان می‌دهد. همان‌طور که ملاحظه می‌شود یک شوک مثبت ضریب فزاینده مخارج دولت تا اواسط سال ۲ ام اثرگذاری ندارد و بعد از آن منجر به افزایش درجه باز بودن اقتصاد به میزان حدود ۰/۰۲ می‌گردد که پس از آن این روند سال ۵ ام کاهش می‌یابد و بعد از آن شوک از بین می‌رود و میرا می‌شود. این نتیجه‌گیری با یافته‌های لتزکی^۲ و همکاران (۲۰۱۳) و توکلی و سیاح (۱۳۸۹) مطابقت دارد.



نمودار ۳: تابع عکس‌العمل آنی درجه باز بودن اقتصاد به شوک ضریب فزاینده مخارج دولت

1. Galí
2. Ilzetzki

نمودار شماره (۴) واکنش بدهی‌های دولت را نسبت به شوک ضریب فزاینده مخارج دولت به اندازه یک انحراف معیار را نشان می‌دهد. همان‌طور که ملاحظه می‌شود یک شوک مثبت ضریب فزاینده مخارج دولت، از اواسط سال ۲ ام منجر به کاهش بدهی‌های دولت به میزان حدود ۰/۲ می‌گردد که پس‌از آن این روند به صورت نسبتاً پایداری ادامه پیدا می‌کند و نهایتاً میرا می‌شود و شوک از بین می‌رود.



نمودار ۴: تابع عکس‌العمل آنی بدهی‌های دولت نسبت به شوک ضریب فزاینده مخارج دولت

۳-۴. تجزیه واریانس خطای پیش‌بینی

در این قسمت نتایج حاصل از تجزیه واریانس خطای پیش‌بینی طی ۱۰ دوره مورد بررسی قرار می‌گیرد. نتایج حاصل از تجزیه واریانس خطای پیش‌بینی برای متغیر ضریب فزاینده مخارج دولت در جدول شماره (۳) آورده شده است.

جدول ۳: تجزیه واریانس خطای پیش‌بینی ضریب فزاینده مخارج دولت

دوره	نرخ ارز	تولید	درجه باز بودن تجاری	بدهی دولت	مخارج دولت
۱	۲,۷۱۸۳۶۴	۱۵,۹۴۰۴۰	۱۲,۴۳۲۸۹	۳,۶۰۸۸۱۱	۶۵,۲۹۹۵۳
۲	۱,۶۷۶۱۹۴	۱۹,۰۳۳۷۷	۷,۸۳۷۶۱۵	۱۷,۴۰۳۱۰	۵۴,۰۴۹۳۳
۳	۱,۸۵۰۴۵۲	۲۴,۳۸۸۲۹	۷,۰۹۴۰۴۳	۱۷,۶۷۶۸۸	۴۸,۹۹۰۳۴
۴	۲,۷۸۹۷۲۵	۲۳,۶۵۹۱۹	۹,۹۷۲۴۳۹	۱۷,۱۸۸۷۸	۴۶,۳۸۹۸۷
۵	۴,۸۶۲۴۲۴	۲۱,۸۸۹۴۳	۱۰,۴۴۶۳۹	۱۹,۹۵۱۵۵	۴۲,۸۵۰۲۲
۶	۴,۶۱۹۲۸۷	۲۲,۳۳۱۹۳	۱۳,۵۷۹۲۶	۱۹,۲۵۵۶۷	۴۰,۲۱۳۸۵
۷	۴,۴۴۰۱۷۰	۲۲,۶۸۸۳۴	۱۷,۱۸۹۶۷	۱۷,۹۳۲۶۸	۳۷,۷۴۹۱۴
۸	۵,۴۵۰۴۰۸	۲۲,۳۶۶۲۷	۱۷,۱۳۲۹۵	۱۷,۵۴۰۹۰	۳۷,۴۸۹۴۷
۹	۵,۲۶۹۳۴۴	۲۴,۵۷۸۹۰	۱۷,۲۵۱۳۳	۱۷,۱۰۳۱۷	۳۵,۷۹۷۲۶
۱۰	۵,۲۹۱۲۳۴	۲۴,۹۲۴۹۱	۱۷,۰۹۷۶۱	۱۷,۰۸۴۶۳	۳۵,۶۰۱۶۱

منبع: یافته‌های تحقیق

همان‌طور که ملاحظه می‌شود، در طی دوره‌های مختلف، نوسانات متغیر ضریب فزاینده مخارج دولت عمدتاً توسط تولید توضیح داده می‌شود و بقیه شوک‌های ساختاری به ترتیب توسط متغیرهای بدهی‌های دولت، درجه باز بودن اقتصاد و نرخ ارز توضیح داده می‌شود. شوک‌های تولید در کمترین حالت و کوتاه‌مدت حدود ۱۶ درصد و در بیشترین حالت و بلندمدت حدود ۲۵ درصد واریانس خطای پیش‌بینی ضریب فزاینده مخارج دولت را توضیح می‌دهند.

متغیری که در اهمیت درجه دوم در تجزیه واریانس خطای پیش‌بینی ضریب فزاینده مخارج دولت قرار دارد، بدهی‌های دولت است که در کوتاه‌مدت و بلندمدت حدود ۱۸ درصد از واریانس خطای پیش‌بینی ضریب فزاینده مخارج دولت را توضیح می‌دهند. متغیر درجه باز بودن تجاری و نرخ ارز نیز به ترتیب در کوتاه‌مدت و بلندمدت به میزان ۸ و ۱ درصد و ۱۷ و ۵ درصد واریانس خطای پیش‌بینی ضریب فزاینده مخارج دولت را توضیح می‌دهند.

۵. جمع‌بندی و نتیجه‌گیری

در این مطالعه به بررسی رابطه بین ضریب فزاینده مخارج دولت و برخی متغیرهای کلان اقتصادی ایران طی دوره زمانی ۲۰۱۶-۱۹۸۰ با استفاده از الگوی خود توضیح برداری ساختاری SVAR پرداخته شده است.

نتایج تجزیه و تحلیل تابع عکس‌العمل آنی نشان داد که یک شوک مثبت ضریب فزاینده مخارج دولت، به‌طور پیوسته نرخ ارز را تضعیف می‌نماید. همچنین مشاهده شد که یک شوک مثبت ضریب فزاینده مخارج دولت، بر متغیرهای تولید و درجه باز بودن اقتصاد منفی داشته که این اثرات منفی نیز به تدریج از بین می‌رود و به‌صورت پایدار ادامه می‌یابد. در نهایت نیز مشاهده شد که یک شوک مثبت ضریب فزاینده مخارج دولت، منجر به کاهش بدهی‌های دولت می‌گردد که پس از آن این روند به‌صورت نسبتاً پایداری ادامه پیدا می‌کند.

بررسی منابع نوسانات ضریب فزاینده مخارج دولت نیز نشان داد که شوک‌های تولید از نسبت بالایی در نوسانات ضریب فزاینده مخارج دولت برخوردار است. این نتیجه تأییدی بر ادبیات نظری مربوط به رابطه بین مخارج دولت با تولید است.

منابع

- پاسبان، فاطمه؛ بیابانی، جهانگیر؛ خداداد کاشی، فرهاد؛ منافی انور، وحید. (۱۳۹۴). «عوامل مؤثر بر تغییرات نرخ ارز واقعی و تأثیر آن بر شاخص رقابت‌پذیری در اقتصاد ایران»، *فصلنامه علوم اقتصادی*، ۲۳-۱.
- توکلی، اکبر و سیاح، محسن. (۱۳۸۹). «تأثیر نوسانات نرخ ارز بر فعالیت‌های اقتصادی کشور»، *فصلنامه پول و اقتصاد*، ۷۷-۵۹.
- جعفرزاده قدیمی، محمدرضا. (۱۳۷۰). «بررسی اثرات سیاست‌های پولی و مالی روی رشد اقتصادی در چهارچوب الگوی سنت لوئیس»، پایان‌نامه کارشناسی ارشد، تهران، دانشگاه شهیدبهشتی، بخش اقتصاد.
- رضائی، حسن. (۱۳۷۸). «بررسی تأثیر مخارج دولت بر رشد اقتصادی»، پایان‌نامه کارشناسی ارشد، شیراز، دانشگاه شیراز، بخش اقتصاد.
- عسلی، مهدی، مهدی. (۱۳۸۵). «تأثیر افزایش مخارج جاری دولت بر رشد اقتصادی در یک مدل اقتصادی ساده»، *مجله برنامه‌ریزی و توسعه*، ۱۷-۳.
- فطرس، محمدحسن. (۱۳۷۵). «اثر سیاست‌های پولی و مالی دولت بر متغیرهای مهم بخش کشاورزی در دوره ۱۳۷۰-۱۳۵۰»، *فصلنامه اقتصاد کشاورزی و توسعه*، ۸۳-۷۱.
- گسگری، ریحانه و اقبالی، علیرضا. (۱۳۸۶). «مخارج دولتی و رشد اقتصادی در ایران»، *مجله تحقیقات اقتصادی*، ۲۰۹-۲۲۶.
- لطفعلی‌پور، محمدرضا؛ آذرین‌فر، رویا؛ محمدزاده، یدالله. (۱۳۹۱). «بررسی تأثیر مخارج دولت بر رشد بخش کشاورزی و کل اقتصاد ایران»، *نشریه اقتصاد و توسعه کشاورزی*، ۹۶-۸۶.
- مهرآرا، محسن؛ برخوردار، سجاد و بهزادی صوفیانی، محسن. (۱۳۹۵). «اثر مخارج دولت بر تورم در عبور از محیط تورمی با رویکرد STR»، *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی*، ۱۰۵-۷۵.
- Auerbach, A., & Gorodnichenko, Y. (2012). "Measuring output responses to fiscal policy". *American Economic Association*, Vol 4(2), 1-27
- Blanchard, O. and Perotti, R. (2002). "An empirical characterization of the dynamic effects of changes in government spending and taxes on output", *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 117, No. 4, 1329-1368.
- Corsetti, G., Meier, A., & Muller, G. (2012). "What determines government spending multipliers?", *Economic Policy*, 521-565.
- Delong, J., & Summers, L. (2012). "Fiscal policy in a depressed economy", *mimeo, brookings*.
- Devereux, M., Head, A., & Lapham, M. (1996). "Monopolistic competition, increasing returns", *Journal of money, credit and banking*, 233-254.
- Easterly, W., & Irwin, T. (2008). "Walking up the down escalator: public investment and fiscal stability", *The World Bank Research Observer*, 23(1): 37-56.
- Fabrizio, C. (2015). "Can public expenditure stabilize output? Multipliers and policy interdependence in Queensland and Australia", *Economic Analysis and Policy*, No. 47, 69-81.
- Gali, J., Lopez-salido, D., & Valles, J. (2006). "Understanding the effects of government spending on consumption". *Journal of the European Economic Association*, Vol. 5(1), 227-270.

- Giavazzi, F., & Pagano, M. (1990). *Can severe fiscal contractions be expansionary?*, tales of two small european countries NBER Macroecon, 50.
- Ilzetzki, E., & Vegh, C. (2008). "Procyclical fiscal policy in developing countries: truth or fiction?". *NBER working papers*, 141-191.
- Ilzetzki, E., and Reinhart C. M., and Rogoff, K. S. (2009). *Exchange Rate Arrangements Entering the 21st Century: Which Anchor Will Hold?*, Mimeo. University of Maryland and Harvard University.
- Leeper, E., Walker, T., & Yang, S. (2012). "Foresight and information flows. *mimeo* mountford, a., & uhlig, h. (2009). What are the effects of fiscal policy shocks?", *Journal of applied econometrics*, 960-992.
- Paker, J. (2011). "On measuring the effects of fiscal policy in recessions", *Journal of Economic Literature*, 703-718.
- Ramey, V. (2011). "Identifying government spending shocks: it's all in the timing", *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 126, No. 1, 1-50.

**Relationship Between Government Expenditure Multiplier and
Macroeconomic Variables in Iran
Using the SVAR Method**

Rahmani, T.¹, Siyahpoosh, S. M. T.^{2*}

Abstract

Among the policies pursued by the government in pursuit of economic goals, financial policies are in the form of packages and financial incentives. However, the formulation of these policy packages is not feasible regardless of how the government's financial policies affect the macroeconomic variables. In this regard, the present paper examines the relationship between government financial policies in the form of increasing government spending with some macroeconomic variables including production, exchange rate, degree of economy openness and government debt over the period of 2018-1980 using the SVAR method. The results of the research have shown that production variables, government debt, the degree of economy openness and exchange rate have the largest share in explaining the changes in the increasing coefficient of government spending.

Keywords: government expenditure, Government expenditure multiplier, macroeconomic variables

JEL Classification: E23, E20, E29

1. Associate Professor, Department of **Email:** trahmani@ut.ac.ir
Economics, University of Tehran

2. Ph.D. student of Economics, University of **Email:** sm.siyahpoosh@yahoo.com
Tehran