سال ۳، شماره ۱، بهار ۱۴۰۳، صفحات: ۱۱۱ - ۱۳۷
نشریه سیاست‌ها و تحقیقات اقتصادی
DOI: 10.22034/jepr.2024.141410.1132

برآورد ضریب فزاینده مخارج دولت در اقتصاد ایران: کاربرد الگوی خودرگرسیون برداری عامل افزوده با پارامترهای متغیر در طی زمان

تیمور محمدی[۱]
حامد احمدی[۲]

تاریخ دریافت: ۱۴۰۳/۰۳/۲۶ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۳/۰۵/۰۸

چکیده

به‌کارگیری سیاست‌های مالی با تأثیر بر تولید ناخالص داخلی این امکان را به دولت‌ها می‌دهد تا در شرایط لازم با کاهش یا افزایش تولید در جهت ثبات اقتصادی قدم بردارند. اما میزان اثربخشی سیاست مالی جزء مباحث پرمناقشه بین اقتصاددانان و پژوهشگران است. ضریب فزاینده مخارج دولت یکی از موارد تعیین‌کننده میزان اثربخشی سیاست مالی است و باتوجه‌به تغییرات پارامترهای الگوی اقتصادی در طی زمان، برآورد ضریب فزاینده مخارج دولت متغیر در طی زمان اهمیت زیادی برای میزان اثرگذاری بر اقتصاد دارد؛ بنابراین در این مقاله به برآورد ضریب فزاینده مخارج دولت در اقتصاد ایران با رویکرد خودرگرسیون برداری عامل افزوده با پارامترهای متغیر در طی زمان (TVP-FAVAR) با داده‌های فصلی دوره ۱۳۶۹- ۱۳۹۹ پرداخته می‌شود. نتایج نشان می‌دهد که اندازه ضریب فزاینده مخارج دولت در دوره زمانی مورد بررسی بین مقادیر ۰/۶۳ و ۲/۳ در نوسان است. طور یکه اکثر این تغییرات ناشی از عوامل چرخه‌ای اقتصاد است. از طرف دیگر عوامل ساختاری نقش کم‌رنگی را در نتایج دارند؛ بنابراین مطابق یافته‌های تحقیق برای اثربخشی سیاست مالی باید بیشتر از بقیه عوامل به وضعیت اقتصاد در چرخه‌های تجاری توجه کرد.

واژگان کلیدی: ضریب فزاینده مخارج دولت، مدل خودرگرسیون برداری عامل افزوده با پارامترهای متغیر در طی زمان، سیاست مالی، ادوار تجاری، ضریب فزاینده مالی
طبقه‌بندی JEL: C32 , E62 , H30, H50

۱. استاد، گروه اقتصاد نظری، دانشکده اقتصاد، دانشگاه علامه طباطبایی، تهران، ایران. (نویسنده مسئول).
Mohammadi@atu.ac.ir
۲. دانشجوی دکتری، گروه اقتصاد نظری، دانشکده اقتصاد دانشگاه علامه طباطبایی، تهران، ایران.
Ahmadi_hamed@atu.ac.ir

۱. مقدمه

ضریب فزاینده سیاست مالی در اقتصاد کلان معیاری است که برای تعیین کمیت اثر مخارج دولت بر تولید اقتصادی یک کشور استفاده می‌شود و اساساً به ما می‌گوید که به‌ازای هر مقدار تغییر در هزینه دولت چقدر مقدار تولید ناخالص داخلی تغییر می‌یابد؛ بنابراین برآورد ضریب فزاینده سیاست مالی برای سیاست‌گذاران برای درک تأثیر بالقوه سیاست مالی بر اقتصاد بسیار مهم است. اما اثر سیاست مالی می‌تواند بسته به عوامل مختلفی از جمله وضعیت اقتصاد، نوع مخارج دولت و باز بودن اقتصاد برای تجارت متفاوت باشد.

در مورد نحوه و میزان تأثیرگذاری سیاست‌های مالی بر تولید و متغیرهای کلان اقتصادی دیدگاه‌های مختلفی وجود دارد. در حالت‌های حدی، اقتصاددانان پیرو مکاتب کینزی استفاده از ابزار سیاست مالی برای تحریک تولید و رشد اقتصادی را مناسب و کارآمد تلقی می‌کنند. از سوی دیگر اقتصاددانان پیرو مکاتب کلاسیکی بر بی‌اثربودن تأثیر سیاست مالی بر تولید و رشد اقتصادی تأکید می‌کنند؛ بنابراین میزان ضریب فزاینده مالی ممکن است به ویژگی‌های مختلف هر اقتصاد، از جمله بدهی‌های دولت، نرخ ارز، درجه باز بودن و وضعیت چرخه کسب‌وکار بستگی داشته باشد. به نظر می‌رسد که این دلیل به طور خاص به سیاست‌گذاران مرتبط باشد، زیرا سیاست‌گذاران نقش‌برجسته‌ای در تعیین این ویژگی‌ها در اقتصاد دارند (ریرا کرایتون[1]، ۲۰۱۵).

علاوه بر این استفاده از روش‌های مختلف برآورد اقتصادی نیز در نوع این ارتباط مؤثر است. در ادبیات مربوط به نحوه و میزان تأثیرگذاری سیاست‌های مالی بر تولید و متغیرهای کلان اقتصادی، بحث جدی در مورد راه‌های مناسب شناسایی واکنش شوک‌های مالی وجود دارد طور یکه اجماع گسترده‌ای در مورد روش و تخمین اندازه ضریب فزاینده سیاست مالی وجود ندارد. به‌عنوان نمونه شواهد نشان می‌دهد که در کشورهای توسعه‌یافته اندازه ضرایب فزاینده مالی مثبت و کمتر یا مساوی واحد هستند. بااین‌حال این مقدار باتوجه‌به ویژگی‌هایی مانند رژیم نرخ ارز، باز بودن فضای تجارت و نوع مخارج دولت در کشورهای مختلف متفاوت خواهد بود (رمی[2]، ۲۰۱۹). علاوه بر این، شواهد نشان می‌دهد که با توجه وضعیت اقتصاد در چرخه‌های تجاری ضریب فزاینده مالی در طی زمان نیز متفاوت خواهد بود. دیدگاه غالب این است که ضرایب مالی در دوره‌های رکود بزرگ‌تر از دوره‌های رونق اقتصاد هستند (باوم و همکاران[3]، ۲۰۱۱).

با اینکه موضوع اثربخشی سیاست مالی بر تولید و رشد اقتصادی در مطالعات متعدد داخلی مورد بررسی قرار گرفته است؛ اما در مطالعات بسیار کمی موضوع برآورد ضریب فزاینده سیاست مالی در مطالعات کشور مورد کنکاش قرار گرفته است. در بیشتر مطالعات انجام شده در این حوزه، ضریب

1. Riera-Crichton (2015)
2. Ramey (2019)
3. Baum, et al. (2011)

فزاینده مخارج دولت طی دوره مورد بررسی یا به‌صورت خطی (یک مقدار ثابت برای کل دوره) یا به‌صورت غیرخطی (ضریب باتوجه‌به شرایط اقتصادی مانند: ادوار تجاری، ادوار اعتباری و...) محاسبه شده است. بااین‌حال در مطالعات جدید انجام شده در سایر اقتصادها نشان‌داده‌شده است که ضریب فزاینده در طی زمان متغیر است. طبق دیدگاه نظری نیز می‌توان ادعا کرد که ضریب فزاینده سیاست مالی تحت‌تأثیر شرایط اقتصادی مختلف تغییر می‌کند و باتوجه‌به شوک‌های وارد شده بر اقتصاد ضریب فزاینده ثابت نیست و می‌تواند طی زمان تغییر کند.

براین‌اساس، این مطالعه به برآورد ضریب مخارج دولت در اقتصاد ایران با استفاده از رویکرد خودرگرسیون برداری عامل افزوده با پارامترهای متغیر در طی زمان[1] در دوره ۱۳۹۹-۱۳۶۹ می‌پردازد؛ بنابراین نوآوری تحقیق حاضر از دو جنبه قابل‌بررسی و عبارت است از: ۱- موضوعی: موضوع برآورد ضریب فزاینده مخارج دولت متغیر در طی زمان تا قبل از نگارش این تحقیق در هیچ یک از مطالعات داخلی مورد بررسی قرار نگرفته است. ۲- از جهت روش تحقیق: استفاده از رویکرد اقتصادسنجی خودرگرسیون برداری عامل افزوده با پارامترهای متغیر در طی زمان در برآورد ضریب فزاینده سیاست مالی برای تفکیک نوع تغییر ساختاری و چرخه‌ای تا قبل از نگارش این تحقیق در هیچ یک از مطالعه‌های داخلی استفاده نشده است.

در ادامه، پس از مقدمه، بخش دوم به مبانی نظری و پیشینه پژوهش، بخش سوم به معرفی مدل و متغیرها و روش تحقیق، بخش چهارم به بررسی یافته‌های تحقیق و تفسیر نتایج و بخش پنجم به نتیجه‌گیری اختصاص‌یافته است.

۲. مبانی نظری

نظریه‌های اقتصادی عوامل متعددی را در اندازه ضریب فزاینده مؤثر می‌دانند. در یک تقسیم‌بندی کلی عواملی که باعث تغییر ضریب فزاینده مخارج دولت طی زمان است را می‌توان به دو گروه ساختاری و موقت تقسیم کرد. عوامل ساختاری پاسخ اقتصادی به شوک‌های مالی در شرایط عادی را تعیین می‌کنند و عواملی که باعث انحراف اندازه ضریب فزاینده از سطح عادی است به‌عنوان عوامل موقت معرفی می‌شود (باتینی[2]، ۲۰۱۴).

در ادامه برای بررسی الگوی نظری مورداستفاده در این مقاله برای متغیر بودن ضریب فزاینده سیاست‌های مالی در طی زمان از مقاله (چارلز و همکاران[3]) استفاده می‌شود:

با درنظرگرفتن رابطه درآمد ملی به‌صورت زیر:

$$pY = wL + \Pi \qquad (1)$$

که در آن Y درآمد ملی، w دستمزدهای اسمی، L تعداد نیروی کار و Π سطح سود ناخالص را نشان می‌دهند. شرکت‌ها قیمت را بر اساس قاعده مارک آپ تعیین می‌کنند:

1. Time-Varying Parameter Factor Augmented Vector Autoregressive Model (TVP-FAVAR)
2. Nicoletta Batini et al. (2014)
3. Charles et al. (2015)

$$p = (1 + z)wl \quad (۲)$$

که در آن z مارک آپ و l نسبت نیروی کار به تولید و هر دو مثبت هستند. مارک آپ یا نشانه‌گذاری به استراتژی قیمت‌گذاری اشاره دارد که در آن قیمت یک محصول با محاسبه مجموع محصولات و درصدی از آن به‌عنوان نشانه‌گذاری تعیین می‌شود. به‌عبارت‌دیگر، این روش افزودن درصدی به هزینه محصول برای تعیین قیمت فروش آن است.

باتوجه‌به اینکه مقدار سود برابر است با $\Pi = zwL$ با بازنویسی روابط ۱ و ۲، رابطه سهم ناخالص سود به‌صورت زیر به دست می‌آید $(0 < \pi < 1)$.

$$\pi = \frac{\Pi}{pY} = 1 - \left(\frac{w}{p}\right) l = \frac{z}{1+z} \quad (۳)$$

نرخ سود ناخالص r ، به‌صورت نسبت سود به ذخیره اسمی سرمایه تعریف می‌شود:

$$r = \frac{\Pi}{pK} = \frac{\Pi}{pY}\frac{Y}{K} = \pi u \quad (۴)$$

که در آن، u نسبت تولید به سرمایه را نشان می‌دهد که به‌عنوان معیاری خاص برای سنجش استفاده از ظرفیت اقتصاد است (تیلور[1]، ۱۹۸۳).

با برابری عرضه و تقاضای کل در سطح اسمی داریم:

$$pY = pC + pI + pG + pX - ep \times M \quad (۵)$$

که در آن مصرف C ، سرمایه‌گذاری ناخالص I ، مخارج دولت G، صادرات X ، واردات M بر اساس ارزش پول داخلی است و e نرخ ارز واقعی است. همچنین با برابری مجموع مصرف و پس‌انداز با درآمد قابل تصرف است داریم:

$$pC + pS = pY - pT \quad (۶)$$

در رابطه بالا S مقدار کل پس‌انداز و T مقدار کل مالیات‌بردرآمد را نشان می‌دهد. از برابری رابطه ۴ و ۵ و تقسیم طرفین به انباشت اسمی سرمایه pK و با فرض اینکه نرخ ارز واقعی برابر با یک است، رابطه زیر به دست می آید:

$$g^s = g^d + g^G - t + x - m \quad (۷)$$

که در آن $g^s = S/K$ ،$g^d = I/K$ ،$g^G = G/K$ ،$t = T/K$ ،$x = X/K$ ،$m = M/K$ است.

بنابراین رابطه ۶ نشان دهنده تعادل در بازار کالا است. همچنین، پس انداز دارای تابع زیر است:

$$g^s = s_c(1 - t_c)r = s_c(1 - t_c)\pi u \quad (۸)$$

s_c میل نهائی به پس انداز و t_c نرخ مالیات بر درآمد سرمایه هست. تابع سرمایه *گذاری بنگاه‌ها به فرم زیر است:*

$$\frac{I}{K} = g^d = g_0 + g_u u + g_r(1 - t_c)r \quad (۹)$$

در رابطه بالا g_0 نشان‌دهنده نا اطمینانی بوده و g_u هم مثبت است. هنگامی که نرخ سود جاری پس از کسر مالیات بالا باشد، بنگاه جهت دست یابی به سود بیشتر درآینده، تشویق به سرمایه گذاری

1. Taylor (1983)

با نرخ بالاتری خواهند شد که این موضوع هم مثبت بودن g_r را توجیه می کند. جمع انباشت خالص سرمایه و نرخ استهلاک، برابر انباشت ناخالص سرمایه هست.

$$\frac{I}{K} = g + \delta \quad (۱۰)$$

واردات وابسته به استفاده از ظرفیت اقتصادی بوده و میل نهائی به واردات m_u ، بین صفر و یک قرار دارد.

$$m = (M/Y)(Y/K) = m_u u \quad (۱۱)$$

کل درآمد جمع‌آوری‌شده توسط دولت برابر $pT = t_w W + t_c \Pi$ هست (t_w ، نرخ مالیات بر کار و $W = wL$) که با تقسیم آن بر ذخیره اسمی سرمایه، رابطه زیر حاصل خواهد شد:

$$t = T/K = t_w(۱ - \pi)u + t_c \pi u \quad (۱۲)$$

حال با جای‌گذاری رابطه ۸ تا ۱۱ در ۷ و جایگزینی r در رابطه ۸ ، رابطه ۱۳ حاصل می شود.

$$g_0 + g_u u + g_r(۱ - t_c)\pi u + g^G - [t_w + (t_c - t_w)\pi]u + x - m_u u - s_c(۱ - t_c)\pi u = 0 \quad (۱۳)$$

رابطه بالا، رابطه مازاد تقاضا در بازار کالا هست که با حل آن برای u ، نرخ تعادلی استفاده از ظرفیت اقتصادی در کوتاه‌مدت به دست می‌آید:

$$u^* = \frac{g_0 + g^G + x}{[(s_c - g_r)(۱ - t_c) + t_c - t_w]\pi - g_u + t_w + m_u} \quad (۱۴)$$

ازآنجاکه u مثبت است، مخرج نیز در رابطه بالا باید مثبت باشد و برای مثبت‌بودن مخرج، باید تمایل به واردات خیلی کم نباشد، نرخ مالیات بر سود بزرگ‌تر از نرخ مالیات بر دستمزدها بوده و میل نهایی به پس‌انداز از سود و سهم سود از تولید هم به‌اندازه کافی بزرگ باشند. با قراردادن رابطه u در رابطه r، نرخ ناخالص سود طبق رابطه زیر حاصل می‌شود:

$$r^* = \frac{\pi(g_0 + g^G + x)}{[(s_c - g_r)(۱ - t_c) + t_c - t_w]\pi - g_u + t_w + m_u} \quad (۱۵)$$

نرخ خالص انباشت سرمایه نیز از رابطه ۷ و ۱۰ به صورت زیر حاصل می شود.

$$g* = gs + m + t - gG + x \quad g^* = g^s + m + t - (g^G + x) - \delta \quad (۱۶)$$

حال با قراردادن r^* و u^* در رابطه بالا، رابطه ۱۷ حاصل می شود.

$$g*g^* = \frac{g_0[s_c(۱ - t_c)\pi + (t_c - t_w)\pi + m_u + t_w] + (g^G + x)[g_r(۱ - t_c)\pi + g_u]}{[(s_c - g_r)(۱ - t_c) + t_c - t_w]\pi - g_u + t_w + m_u} - \delta \quad (۱۷)$$

باتوجه‌به اینکه اقتصاد با ظرفیت مازاد عمل می‌کند، لذا با واردکردن مکانیسم تعدیل کینزی رابطه زیر برقرار خواهد بود:

$$\dot{u} = \varphi(g^d + g^G - t + x - m - g^S) \quad (۱۸)$$

در رابطه بالا φ سرعت تعدیل را نشان می‌دهد که مثبت است؛ لذا با جاگذاری روابط ۸ تا ۱۲ در معادله بالایی، رابطه زیر حاصل می شود:

$$\dot{u} = -\varphi\{[(s_c - g_r)(۱ - t_c) + (t_c - t_w)]\pi - g_u + t_w + m_u\}u + \varphi(g_0 + g^G + x) \quad (۱۹)$$

حال ضریب فزاینده سیاست مالی در چارچوب الگوی پسا کینزی با لحاظ میل نهایی به پس‌انداز درون‌زا، به‌صورت روابط زیر حاصل می‌شود:

$$\frac{\partial u^*}{\partial g^G} = \frac{1}{\{(s_c - g_r)(1-t_c)+t_c-t_w\}\pi - g_u + t_w + m_u} > 0 \qquad (۲۰)$$

رابطه شماره ۲۰ مقدار تغییرات نسبت تولید به سرمایه‌گذاری را در نتیجه تغییر مخارج دولت نشان می‌دهد. بنابراین تغییر هر کدام از عوامل مانند میل نهایی به پس‌انداز (s_c)، میل نهایی به سرمایه-گذاری (g_r)، نرخ مالیات بر درآمد (t_c)، نرخ مالیات بر دستمزد (t_w)، نسبت سود به تولید (π)، نسبت واردات به تولید (m_u) منجر به تغییر ضریب فزاینده مخارج دولت خواهد شد و لذا پویای اقتصاد منجر به پویایی عوامل ضریب فزاینده مخارج دولت و خود آن خواهد شد(چالرز و همکاران[1]، ۲۰۱۵).

۳. پیشینه پژوهش

۳-۱. پیشینه داخلی

حسین‌پور و همکاران (۱۳۹۸) با استفاده از الگوی خودرگرسیون برداری برای اقتصاد ایران و الگوی خودرگرسیون برداری تابلویی برای اقتصاد کشورهای منا به برآورد ضریب فزاینده سیاست مالی پرداخته‌اند. نتایج نشان می‌دهد که در کشورهای منا ضریب فزاینده آنی برای مخارج دولت، مالیات و پرداخت‌های انتقالی به ترتیب برابر با ۰/۰۲، ۰/۰۲۴- و ۰/۰۴ است. ضریب فزاینده تجمعی برای مخارج دولت، مالیات و پرداخت‌های انتقالی به ترتیب برابر ۲/۲۳، ۱/۰۴- و ۰/۴۲- است و برای اقتصاد ایران مقدار ضریب فزاینده آنی برای مخارج دولت، مالیات و پرداخت‌های انتقالی به ترتیب برابر با ۰/۰۰۲، ۰/۰۰۴- و ۰/۰۰۵ است. ضریب فزاینده تجمعی برای مخارج دولت، مالیات و پرداخت‌های انتقالی به ترتیب برابر ۰/۰۳۵، ۰/۰۸ و ۰/۰۶ است.

خدا ویسی و عزتی شور گلی (۱۳۹۸) با برآورد ضریب فزاینده سیاست مالی در اقتصاد ایران با استفاده از الگوهای خودرگرسیون برداری ساختاری و چرخشی مارکوف و با استفاده از تجزیه چولسکی نتیجه می گیرند که ضریب فزاینده مخارج دولت در دوره رکود برابر با ۰/۸۲۸ و بزرگ‌تر از دوره رونق (۰/۱۰۸) است و نیز ضریب فزاینده مالیات در دوره رونق برابر با ۰/۱۹۴- و بزرگ‌تر از دوره رکود (۰/۰۹۲-) است.

رحمانی و سیاه‌پوش (۱۳۹۸) با بررسی رابطه ضریب فزاینده مخارج دولت و متغیرهای کلان اقتصادی ایران با استفاده از الگوی خودرگرسیون برداری ساختاری نتیجه می گیرند که اثر شوک ضریب فزاینده مخارج دولت بر نرخ ارز و تولید ابتدا یک اثر افزایش کوچک و سپس اثر کاهشی و دوباره برگشت به حالت افزایشی و نهایتاً در ۱۲ دوره اثر آن تخلیه می‌شود و با استفاده از تجزیه واریانس خطای پیش بینی ضریب فزاینده مخارج دولت نیز نشان دادند که بیشترین قدرت توضیح دهندگی نوسانات ضریب

[1]. Charles, et al.(2015)

فزاینده مخارج دولت توسط متغیر تولید (کوتاه مدت ۱۶ درصد و بلندمدت ۲۵ درصد) قابل توضیح است.

حیدری و سعیدپور (۱۳۹۳) با استفاده از الگوی تعادل عمومی پویای تصادفی در چارچوب مدل کینزین‌های جدید به تجزیه‌وتحلیل تأثیر شوک‌های سیاست مالی و ضریب فزاینده سیاست در اقتصاد ایران پرداخته‌اند. نتایج نشان می‌دهد که شوک مخارج دولت منجر به افزایش مخارج دولت، تولید، تورم و نرخ بهره در اقتصاد ایران می‌شود. البته مخارج دولت صرفاً در کوتاه‌مدت بر تولید اثرگذار است و در بلندمدت مقدار این تأثیر تقریباً صفر است و اثرات تورمی مخارج دولت نیز ضعیف ارزیابی‌شده است. شوک مالیات منجر به کاهش تولید، تورم و نرخ بهره می‌شود. ضریب فزاینده مخارج دولت در کوتاه‌مدت و بلندمدت برابر با ۱/۲۹ و ۰/۰۹ و ضریب فزاینده مالیات بر فروش در کوتاه‌مدت و بلندمدت برابر با ۰/۲۲ و ۰/۱۶ و ضریب فزاینده مالیات بر مصرف نیز در کوتاه‌مدت و بلندمدت برابر با ۰/۴۰ و ۰/۰۳ برآورد گردیده است.

۲-۳. پیشینه خارجی

(اندر[1]، ۲۰۲۳) با استفاده از تخمین مدل تعادل عمومی تصادفی پویای پولی، به محاسبه ضرایب فزاینده مصرف دولت در زمان‌های عادی و زمان‌های کران پایین نرخ بهره برای سیاست پولی برای نیوزیلند می‌پردازند. در زمان‌هایی که نرخ‌های بهره در کران پایینی قرار دارند ضریب‌های فزاینده مصرف دولت بزرگ‌تر هستند، زمانی که ورود و خروج به کران پایین توسط شرایط اقتصادی تعیین می‌شوند، ضرایب کوچک‌تر از یک هستند. اما زمانی که بانک مرکزی مستقل از شرایط اقتصادی نرخ‌های بهره را برای ۲ سال یا بیشتر ثابت نگه می‌دارد ضریب‌های مصرف دولت می‌تواند از یک تجاوز کند. در نهایت نتیجه می‌گیرند که برای برنامه‌های سیاستی ضرایب فزاینده بزرگ‌تر لازم هستند؛ اما به‌تنهایی هدف نیست؛ زیرا ممکن است برای ثبات اقتصاد کلان نامطلوب باشند.

(یانی‌جیو[2]، ۲۰۲۳) به بررسی شوک‌های مالیاتی و هزینه‌های دولت چین در چارچوب مدل خودرگرسیون برداری ساختاری[3] می‌پردازد. نتایج نشان می‌دهد که هم کاهش مالیات و هم‌افزایش مخارج دولت تأثیر مثبتی بر تولید دارد. مقدار عددی ضریب فزاینده مالیاتی تخمینی پس از ۸ فصل برابر ۲/۴ است درحالی‌که مقدار ضریب فزاینده هزینه‌های دولت برابر ۰/۳ است و نشان می‌دهد کاهش مالیات تأثیر بیشتری بر تولید نسبت به مخارج دولت دارد. این یافته‌ها به بحث‌های جاری در مورد اثربخشی ابزارهای سیاست مالی در اقتصادهای درحال‌توسعه کمک می‌کند و نشان می‌دهد که اقدامات مالیاتی هدفمند می‌تواند ابزاری قوی برای تحریک فعالیت‌های اقتصادی باشد. (دستیفانیس[4]، ۲۰۲۳) ضرایب فزاینده خاص هر دوره و هر منطقه ایتالیا را از طریق یک مدل خودرگرسیون برداری

---

1. Andrew Binning, 2023
2. Yanwei Gu, 2023
3. Structural Vector Autoregressive
4. Destefanis (2023)

آستانه پانل ناهمگن بیزی غیرخطی[1] استخراج می‌کنند. نتایج نشان می‌دهد که هم ضریب مصرف دولت و هم ضریب سرمایه‌گذاری دولتی در رکود نسبت به رونق به‌ویژه برای مناطق واقع در مرکز و جنوب ایتالیا بیشتر است. تقریباً در هر منطقه‌ای، ضرایب سرمایه‌گذاری دولت در مراحل رکود از واحد فراتر رفته و به‌طورکلی بدون توجه به چرخه تجاری از ضرایب مشابه مصرفی دولت خود بالاتر است. تجزیه‌وتحلیل ضرایب خاص منطقه نشان می‌دهد که تفاوت بین ضرایب فزاینده خاص منطقه در رکود و رونق رابطه مثبتی با عامل رکود ساختاری بازار کار و ارتباط منفی با عامل باز بودن تجارت دارد. عوامل دیگر نیز مانند کیفیت نهادهای محلی مانند فساد و اندازه نسبی اقتصاد غیررسمی تأثیر منفی دارند.

(دبوک گنزالز[2]، ۲۰۲۱) به بررسی نقش سرریزهای بین استانی در تعیین اندازه ضریب فزاینده سیاست مالی پرداخته است. در این تحقیق از داده‌های ۱۶ استان کشور فیلیپین و مدل داده‌های تابلویی استفاده شده است. نتایج نشان می‌دهد که در مدل‌های مختلف با لحاظ اثرات مقطعی و زمانی، ضریب فزاینده مخارج دولت در بیشترین مقدار خود ۱/۲ است. در قسمت بعدی با لحاظ اجزاء مختلف مخارج دولت (اعم از کل مخارج دولت، مخارج آموزشی و فرهنگی، مخارج بهداشتی، مخارج نیروی انسانی و اشتغال، مخارج تأمین مسکن، مخارج خدمات اجتماعی و رفاهی، مخارج خدمات اقتصادی و مخارج سرمایه‌گذاری) نشان داده می‌شود که در بین اجزاء مختلف مخارج دولت، صرفاً ضریب فزاینده مخارج کلی دولت، مخارج اقتصادی و مخارج عمرانی دولت معنادار هستند که به ترتیب برابر با ۱/۹۱، ۴/۲۶ و ۱۱/۴۴ است. ضریب فزاینده مخارج دولت در بخش تولیدات کشاورزی، تولید صنعتی و خدمات به ترتیب برابر با ۲/۸۶ (غیرمعنادار)، ۱/۷۱ (غیرمعنادار) و ۱/۱۱ (معنادار) برآورد می‌شود. در نهایت نیز با لحاظ اثرات سرریز بین استانی، ضریب فزاینده مخارج دولت افزایش می‌یابد.

(گابریل رودیگرز[3]، ۲۰۱۹) به ارزیابی تغییرات زمانی متغیرهای مالی دولت مرتبط با فعالیت‌های اقتصادی کشور پرو و شناسایی تأثیر شوک‌های سیاست مالی از سال ۱۹۹۵ تا ۲۰۱۸ می‌پردازد. با تخمین مدل‌های هیبریدی[4] نشان می‌دهند که بهترین مدل‌ها بر اساس احتمال حاشیه‌ای ورود به سیستم[5]، دارای پویایی متغیر با زمان هستند، اما لزوماً همه پارامترها متغیر با زمان نیستند. توابع واکنش آنی نشان می‌دهد که به طور متوسط شوک‌های مالی ناشی از هزینه‌های دولت دارای اثرات مثبتی بر رشد تولید ناخالص داخلی هستند. ضرایب فزاینده درآمد مالیاتی نسبت به ضریب‌های فزاینده مخارج اهمیت کمتری دارند.

---

1. Nonlinear Bayesian Heterogeneous Panel Threshold VAR model
2. Debuque-Gonzales (2021)
3. Gabriel Rodríguez (2019)
4. Time Varing Parameter VAR Model with Stochastic Volatility
5. Log Marginal Likelihood

(گلو کر[1]، ۲۰۱۹) به برآورد ضرایب فزاینده مخارج دولت در اقتصاد بریتانیا با استفاده از مدل پارامتر متغیر خودرگرسیون برداری عامل افزوده پرداخته‌اند. نتایج بیان می‌کند که ضریب‌های تولید ناخالص داخلی معمولاً در رکود بالاتر از یک و در انبساط کمتر از یک است. همچنین در میان عوامل موقت یا چرخه‌ای مؤثر در ضریب فزاینده، تئوری‌های اصطکاک مالی و ظرفیت مازاد اقتصادی معنی‌دار هستند و مدرکی برای تأیید نقش نرخ بهره کران پایین صفر وجود ندارد و عوامل ساختاری نقش کمتری دارند.

(پراقیدیس و همکاران[2]، ۲۰۱۸) با استفاده از داده‌های فصلی کشورهای آمریکا طی دوره ۱۹۷۳ تا ۲۰۱۴ و با به‌کارگیری مدل خودرگرسیون برداری آستانه‌ای[3] به برآورد ضریب فزاینده سیاست مالی طی ادوار تجاری و مالی پرداخته‌اند. نتایج نشان می‌دهد که حداکثر ضریب فزاینده شوک مثبت مخارج دولت طی رکود و رونق به ترتیب برابر با ۲/۲۹ و ۰/۸۵ است. همچنین زمانی که وضعیت مالی بخش خصوصی (نسبت بدهی بخش خصوصی از تولید ناخالص داخلی) زیاد (بحران مالی) و زمانی که این نسبت کم باشد، ضریب فزاینده سیاست مالی به ترتیب برابر با ۱/۱۹ و ۰/۵ است.

(آرین و همکاران[4]، ۲۰۱۵) با استفاده از الگوی چرخشی مارکوف به برآورد ضریب فزاینده سیاست مالی در آمریکا پرداخته‌اند. نتایج نشان می‌دهد که برآورد ضریب فزاینده مخارج دفاعی دولت در دوره رکود و رونق به ترتیب برابر با ۲/۹ و ۰/۱۳۱ و این مقدار برای مالیات در دوره رکود و رونق به ترتیب برابر با ۰/۱۹۴- و ۰/۶۶۳- است.

(ایلزتزکی[5]، ۲۰۱۳) با استفاده از داده‌های فصلی ۴۱ کشور مختلف جهان طی دوره زمانی ۱۹۶۰-۲۰۰۷ و مدل خودرگرسیون برداری پانلی ساختاری[6] به برآورد ضریب فزاینده سیاست مالی پرداخته‌اند، نتایج نشان می‌دهد که ضریب فزاینده سیاست مالی باتوجه‌به یک‌سری ویژگی‌های اقتصاد از کشوری به کشور دیگر تغییر می‌کند، به‌نحوی‌که ضریب فزاینده برای کشورهای با اقتصاد باز نسبت به کشورهای با اقتصاد بسته کوچک‌تر است و از همه مهم‌تر، ضریب فزاینده برای کشورهایی که دارای میزان بالای بدهی هستند، منفی است.

در جمع‌بندی و مقایسه مطالعات پیشین مشاهده می‌شود که در مطالعات اولیه به برآورد ضریب فزاینده سیاست مالی بدون لحاظ شرایط مختلف اقتصادی پرداخته‌اند. اما در مطالعات جدید انجام شده در سایر اقتصادها مشاهده می‌شود که ضریب فزاینده سیاست مالی در وضعیت‌های مختلف اقتصادی متفاوت و طی زمان متغیر است. مطابق دیدگاه‌های نظری نیز ضریب فزاینده سیاست مالی تحت‌تأثیر عوامل ساختاری و موقت اقتصاد می‌تواند طی زمان تغییر کند؛ بنابراین این مطالعه به دنبال

---

1. Christian Glocker (2019)
2. Pragidis (2018)
3. Threshold Vector Autoregression Model
4. Arin, et al. (2015)
5. Ilzetzki (2013)
6. Panel Structural VAR Model

بررسی ضریب فزاینده مخارج دولت با پارامترهای متغیر طی زمان است و علاوه بر این برای تفکیک مناسب عوامل ساختاری و موقت مؤثر در ضریب فزاینده سیاست مالی از رویکرد خودرگرسیون برداری عامل افزوده با پارامترهای متغیر در طی زمان استفاده شده است.

۴. روش شناسی پژوهش

۴-۱. داده

سری‌های زمانی استفاده شده برای تخمین مدل خودرگرسیون برداری عامل افزوده با پارامترهای متغیر در طی زمان از بخش بانک اطلاعات سری‌های زمانی اقتصادی بانک مرکزی ایران به‌صورت فصلی از سال ۱۳۶۹ تا ۱۳۹۹ استخراج شده است. این داده‌ها شامل ۱۴ سری زمانی در دسته‌بندی‌های اقتصاد کلان، سری زمانی مالی، سری‌های زمانی پولی و اعتباری و سری زمانی مخارج دولت است.

۴-۲. مدل

برای اینکه بتوان هم اثرات عوامل ساختاری و هم عوامل موقت را به طور متمایز از هم بررسی کرد از مدل خودرگرسیون برداری عامل افزوده با پارامترهای متغیر در طی زمان مشابه کار مطالعه کوروبلیس[1]، استفاده می‌شود. مدل‌های فاور[2] به‌طورکلی ترکیبی از مدل‌های عامل پویا[3] و خودرگرسیون برداری ساختاری استاندارد[4] هستند. مدل فاور شامل یک معادله حالت و یک معادله مشاهده است. در معادله حالت دینامیک مشترک عوامل Ft و متغیرهای سیاست قابل‌مشاهده yt نامیده می‌شوند. این سیستم معادلات، دینامیک اصلی اقتصاد را شامل می‌شود و به‌صورت یک مدل خودرگرسیون برداری به شکل زیر معرفی می‌شود:

فرض می‌شود $\mathrm{X_t}$ به ازای $\mathrm{t} = 1, \dots, \mathrm{T}$ یک بردار $n \times 1$ از متغیرها برای تخمین متغیرهای غیرقابل مشاهده موجود در مدل باشد. به‌علاوه $\mathrm{y_t}$ یک بردار $s \times 1$ از متغیرهای اقتصاد کلان اصلی موجود در مدل است.(خضری و همکاران، ۱۳۹۴).

$$x_t = \lambda_t^y y_t + \lambda_t^f f_t + u_t \qquad (۲۱)$$

$$\begin{bmatrix} y_t \\ f_t \end{bmatrix} = c_t + B_{t,1}\begin{bmatrix} y_{t-1} \\ f_{t-1} \end{bmatrix} + \cdots + B_{t,p}\begin{bmatrix} y_{t-p} \\ f_{t-p} \end{bmatrix} + \varepsilon_t \qquad (۲۲)$$

در رابطه فوق λ_t^y ضرایب رگرسیون، λ_t^f فاکتور بارگذاری[5] و f_t فاکتور است. $(B_{t,1}, \dots, B_{t,p})$ضرایب VAR است. u_t و ε_t اجزای خطا با توزیع نرمال میانگین صفر و کوواریانس $\mathrm{Q_t}$ و $\mathrm{V_t}$ می باشند. اجزاء اخلال این معادله دارای نوسانات تصادفی است، یعنی ε_t شوک‌های ناشناخته با ماتریس و

---

1. korobilis (2013)
2. Favar Vector Autoregression Model
3. Dynamic Factor models
4. Standard Structural Vector Autoregression Model
5. Loading Factor

واریانس متغیر در طی زمان است. ماتریس کوواریانس تصادفی جزء اخلال (ε_t) به‌صورت زیر نمایش داده می‌شود.

$$var(\varepsilon_t) = \Omega_t = A_t^{-1} H_t (A_t^{-1})' ;\ H_t = \sum_t \sum_t{}' \quad (۲۳)$$

ماتریس قطری متغیر در طی زمان ($\sum t$) و ماتریس پایین مثلثی متغیر در طی زمان (A_t) به‌صورت زیر نمایش داده می‌شوند (باوم[1]، ۲۰۱۱).

$$\sum t = \begin{bmatrix} \sigma_{1,t} & \cdots & 0 \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & \cdots & \sigma_{1,t} \end{bmatrix} A_t = \begin{bmatrix} 1 & \cdots & 0 \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ \alpha_{n1,t} & \cdots & 1 \end{bmatrix} \quad (۲۴)$$

ضرایب در حال بارگذاری $\lambda_t = ((\lambda_t^f)', (\lambda_t^y)')'$ و ضرایب مدل VAR بر طبق یک فرآیند گام تصادفی بر روی زمان استخراج می شوند.

$$\beta_t = (c_t', vec(B_{t,1})', \dots, vec(B_{t,P})') \quad (۲۵)$$

$$\lambda_t = \lambda_{t-1} + v_t \quad (۲۶)$$

$$\beta_t = \beta_{t-1} + \eta_t \quad (۲۷)$$

که در آن $v_t \sim N(0, W_t), \eta_t \sim N(0, R_t)$ است. همه خطاها در تابع بالا با یکدیگر و بر روی زمان ناهمبسته هستند، بنابراین ساختاری به صورت زیر دارند.

$$\begin{bmatrix} u_t \\ \varepsilon_t \\ v_t \\ \eta_t \end{bmatrix} \sim N\left(0, \begin{bmatrix} V_t & 0 & 0 & 0 \\ 0 & Q_t & 0 & 0 \\ 0 & 0 & W_t & 0 \\ 0 & 0 & 0 & R_t \end{bmatrix}\right) \quad (۲۸)$$

توجه شود که در تمام مدل‌های ذکرشده در بالا کوواریانس Q_t و V_t با همسانی واریانس را دارند و Q_t و V_t در طول زمان ثابت هستند. با بازنویسی فشرده‌تر رابطه ۱۳-۱۰۷ و ۱۳-۱۰۸ روابط زیر برقرار است.

$$x_t = z_t \lambda_t + u_t \quad u_t \sim N(0, V_t) \quad (۲۹)$$

$$z_t = z_{t-1} \beta_t + \varepsilon_t \quad \varepsilon_t \sim N(0, Q_t) \quad (۳۰)$$

$$\beta_t = \beta_{t-1} + \eta_t \quad \eta_t \sim N(0, R_t) \quad (۳۱)$$

$$\lambda_t = \lambda_{t-1} + v_t \quad v_t \sim N(0, W_t) \quad (۳۲)$$

در اینجا $\lambda_t = (\lambda_t^y, \lambda_t^f)'$ است. توجه شود که $\tilde{f}_t$ تخمین اجزای بنیادی استاندارد[2] از f_t بر اساس x_t (داده‌های تا زمان t) است، به‌طوری که $z_t = \begin{bmatrix} y_t \\ f_t \end{bmatrix}$ و $\tilde{z}_t = \begin{bmatrix} y_t \\ \tilde{f}_t \end{bmatrix}$ می‌باشد، به‌علاوه اگر a_i یک بردار باشد، $a_{i,t}$ عنصر i^{th} آن بردار است، به‌علاوه اگر A_t یک ماتریس باشد، $A_{ii,t}$ عنصر $(i,i)^{th}$ آن ماتریس است. الگوریتم مدل فوق مقادیر توزیع پیشین[3] را برای وضعیت‌های اولیه نیاز دارد، به‌طوری که از مقادیر نسبتاً کاربردی $f_0 \sim (0,100)$، $f_0 \sim (0,10)$، $\lambda_0 \sim (0, I)$،

[1]. Baum, et al. (2011)
[2]. Standard Principal Components
[3]. Priors

$\beta_0 \sim (0, I)$ برای این منظور استفاده‌شده است. برای تخمین EWMA[1]واریانس خطای پیش‌بینی مقادیر اولیه آن‌ها برابر با $\hat{V}_0 = 0.1 \times I$ ،$\hat{Q}_0 = 0.1 \times I$ ،$\hat{R}_0 = 10^{-5} \times I$ ،$\widehat{W}_0 =$ $10^{-5} \times I$ در نظر گرفته‌شده است. توجه شده که تنظیم $\hat{R}_0$ و $\widehat{W}_0$ به مقادیر کمتر بر اساس این واقعیت است که R_t و Q_t درجه تکامل در ضرایب را تعیین می‌کنند، به‌طوری که به صورت آشکارا حتی واریانس کمی برابر با 10^{-5}امکان تغییرات بزرگ در ضرایب را در یک دوره نسبتاً کوتاه فراهم می‌کند. الگوریتم این تحقیق بسط الگوریتم مطالعه (دوز و همکاران[2]،۲۰۱۱) برای مدل فاور است و برای زمان‌های $t = 1, \dots, T$ تکرار می‌شود.

۳-۴. تخمین

در این مقاله تخمین مدل فاور متغیر با زمان به‌صورت دومرحله‌ای انجام می‌شود. در گام نخست مقادیر عوامل مشترک معین می‌شوند و معادله مشاهدات ایستا تخمین زده می‌شود و در گام بعدی با محاسبه فاکتورها به‌عنوان متغیرهای قابل‌مشاهده، معادله حالت پویا تخمین زده می‌شود.

۴-۴. تصریح الگو

تصریح ما از شوک مخارج دولت بر اساس طرح (بلانچارد و پروتی[3]،۲۰۰۲) و با استفاده از روش‌های توسعه‌یافته برای فاکتور پویا و مدل‌های فاور انجام می‌شود (استوک و واتسون[4]، ۲۰۱۶).

در مدل تجربی مورداستفاده Yt متغیر قابل‌مشاهده و متغیرهای کلان اقتصادی است که به ترتیب شامل رشد نرخ ارز، رشد شاخص قیمت مصرف‌کننده به سال پایه ۱۳۹۵، رشد درآمد حقیقی مالیات‌های مستقیم، رشد مخارج حقیقی دولت و رشد تولید ناخالص داخلی که همه با شاخص قیمت مصرف‌کننده سال پایه ۱۳۹۵ حقیقی شده‌اند. همچنین در مورد مخارج دولت صرفاً مخارج جاری و عمرانی در نظر گرفته شده است و بودجه شرکت‌های دولتی منظور نشده است.

متغیر Xt متغیر غیرقابل‌مشاهده ابزار سیاست پولی است که شامل رشد بدهی بخش خصوصی به بخش بانکی، رشد پایه پولی، رشد بدهی سیستم بانکی به بانک مرکزی و رشد حجم نقدینگی که با شاخص قیمت مصرف‌کننده سال پایه ۱۳۹۵ حقیقی شده‌اند که در جهت برآورد متغیر پنهان Ft یا متغیر پنهان ابزارهای سیاست پولی استفاده شده است.

---

1. Exponentially Weighted Moving Average
2. Doz, Giannone & Reichlin (2011)
3. Blanchard, O., & Perotti, R. (2002)
4. Stock, J. H. and Watson, M. W (2016)

۴-۵. تعریف ضریب فزاینده مخارج دولت

ضرایب فزاینده آنی[1] و در افق زمانی[2] و فزاینده تجمعی[3] به ترتیب مطابق معادله‌های ۳۳ و ۳۴ و ۳۵ تعریف می‌شود.

$$m_g^0 = \frac{\Delta y_0}{\Delta g_0} \quad (۳۳) \qquad m_g^n = \frac{\Delta y_n}{\Delta g_0} \quad (۳۴) \qquad m_g^C = \frac{\sum_{t=0}^{n} \Delta y_n}{\sum_{t=0}^{n} \Delta g_n} \quad (۳۵)$$

Δy میزان تغییر تولید در اثر شوک وارد شده به مخارج دولت و Δg پاسخ مخارج دولت به شوک مخارج دولت است، اما ازآنجاکه متغیرها به‌صورت لگاریتمی هستند، مقدار عددی به‌دست‌آمده در این حالت کشش تولید نسبت به مخارج دولت را نشان می‌دهد. به‌منظور تبدیل به ضریب فزاینده روابط بالا را در نسبت میانگین تولید به میانگین مخارج دولت ضرب می‌کنیم؛ بنابراین ضریب فزاینده آنی و تجمعی مخارج دولت پس از تخمین مدل خودرگرسیون برداری با استفاده از رابطه ۳۶ و ۳۷ به دست می‌آید:

$$m_g^0 = \frac{IRF_{y,G}}{IRF_{G,G}} * \frac{\bar{y}}{\bar{G}} \quad (۳۶)$$

$$m_g^C = \frac{\sum_{t=1}^{12} IRF_{y,G}}{IRF_{G,G}} \quad (۳۷)$$

که در آن $IRF_{y,G}$ پاسخ رشد تولید ناخالص داخلی (یعنی تابع واکنش آنی در افق k در دوره t) نسبت به شوک وارد شده از سمت رشد مخارج دولت، $IRF_{G,G}$ پاسخ رشد مخارج دولت نسبت به شوک وارد شده از سمت خود و $\frac{\bar{y}}{\bar{G}}$ نسبت تولید ناخالص داخلی به مخارج دولت است (گلوکر[4]، ۲۰۱۹).

۵. نتایج

۱-۵. توابع واکنش آنی

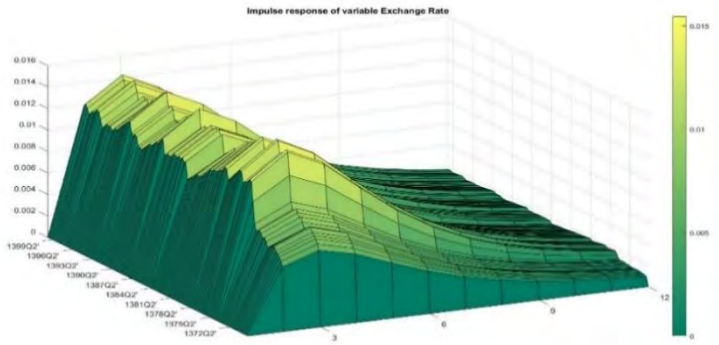
برای برآورد مدل خودرگرسیون برداری عامل افزوده با پارامترهای متغیر در طی زمان نیاز است تا ابتدا متغیر پنهان مربوط این مدل استخراج گردد. در این مطالعه متغیر پنهان به‌عنوان نماینده ابزار سیاست پولی لحاظ شده است. این متغیر غیرقابل‌مشاهده و تابعی از چهار متغیر حجم نقدینگی، پایه پولی، بدهی بخش خصوصی به بانک‌های تجاری و بدهی بانک‌های تجاری به بانک مرکزی است؛ بنابراین با استفاده از توابع واکنش آنی شوک شاخص سیاست پولی، بررسی و تفسیر اقتصادی پاسخ متغیرهای اقتصاد کلان مدل ناشی شوک شاخص سیاست پولی انجام می‌شود. نمودارهای شماره یک تا پنج اثر شوک شاخص سیاست‌های پولی بر متغیرهای رشد نرخ ارز، تورم، رشد مخارج دولت، رشد تولید ناخالص داخلی و رشد درآمدهای مالیات دولت را نشان می‌دهد. برای استخراج ضریب فزاینده مخارج دولت نیاز به داشتن توابع واکنش آنی مخارج دولت و رشد تولید ناخالص داخلی ناشی از

---

1. Impact Multiplier
2. The Multiplier in a Future Period n
3. Cumulative Multiplier
4. Jiménez et al , 2023 , Glocker et al, 2019

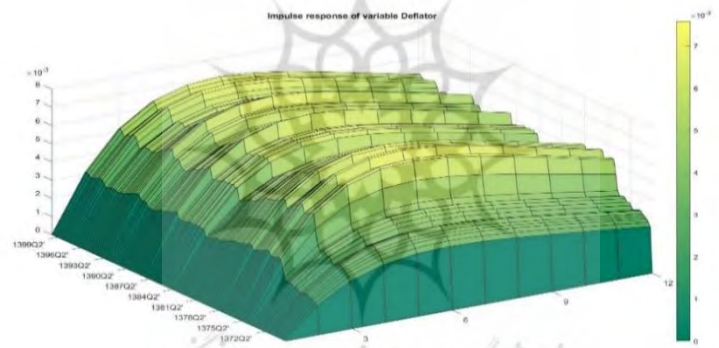
شوک به متغیر مخارج دولت نیز هست. نمودارهای ۶ و ۷ اثر شوک مخارج دولت بر این متغیرها را نشان می‌دهد.

نمودار شماره یک، توابع واکنش آنی زمان متغیر نرخ ارز، نشان می‌دهد که: اول، اثر شوک شاخص سیاست پولی باعث افزایش شدید نرخ ارز تا دوره سوم زمانی بعد از اعمال شوک شده است و از دوره سوم به بعد اثر شوک کاهشی بوده است. دوم، اعمال این شوک در دوره‌های بالاتر واکنش بیشتر نرخ ارز را به دنبال داشته است؛ یعنی هر چه زمان می‌گذرد ساختار اقتصاد ایران شوک‌های سیاست پولی باعث شوک‌های سنگین‌تر ارزی در اقتصاد خواهد شد. سوم، اثر پاسخ ارزی ناشی از این شوک به صفر نمی‌رسد و در نهایت در مقدار بالاتری از صفر قرار می‌گیرد. نمودار شماره دو توابع واکنش آنی زمان متغیر تورم را نشان می‌دهد، اثر شوک سیاست پولی باعث افزایش شدید تورم تا دوره زمانی ۷ ام شده است و بدون اینکه میرا شود تقریباً تا دوره زمانی ۱۲ ام تغیر چندانی نداشته است به‌عبارت‌دیگر اثر شوک‌های پولی بر تورم به‌صورت پاسخ ماندگار خواهد بود. اثر اعمال این شوک در فصل‌های بالاتر روند یکنواختی ندارد طور یکه در برخی از موارد اثر این شوک افزایش و در برخی موارد کاهش‌یافته است. نمودار شماره سه، توابع واکنش آنی زمان متغیر مخارج دولت، نشان می‌دهد که اثر شوک سیاست پولی ابتدا باعث افزایش مخارج دولت تا دوره زمانی ۶ ام شده است و سپس باعث کاهش مخارج دولت و از دوره نهم به بعد اثر شوک کاهش‌یافته و تخلیه می‌شود. اثر این شوک در فصل‌های بالاتر تقریباً روند افزایشی را دارد. نمودار شماره چهار توابع واکنش آنی زمان متغیر رشد تولید ناخالص داخلی را نشان می‌دهد، به‌طورکلی شوک سیاست پولی باعث افزایش رشد تولید ناخالص داخلی شده است با اینکه این اثر در دورهای زمانی با نوسان‌هایی همراه بوده است و در نهایت اثر آن کاملاً صفر شده است. نمودار شماره پنج، توابع واکنش آنی زمان متغیر مالیات، نشان می‌دهد که اثر شوک سیاست پولی باعث افزایش مالیات شده است و حداکثر اثر این عامل بر تورم در دوره دوم زمانی است به عبارتی این اثر از ابتدا تا دوره دوم زمانی افزایشی بوده است و از دوره دوم اثر این شوک کاهشی بوده است و از دوره ۷ ام به بعد اثر این شوک بر روی مالیات کاملاً تخلیه شده است. از طرف دیگر به‌طورکلی اثر این شوک باگذشت زمان افزایشی بوده است و بنابراین در فصل‌های بالاتر اثر آن افزایش‌یافته است.



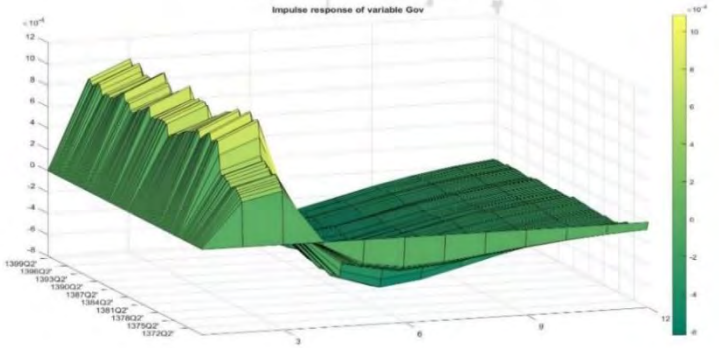
منبع: نتایج پژوهش

شکل ۱: واکنش آنی رشد نرخ ارز به شوک شاخص پولی



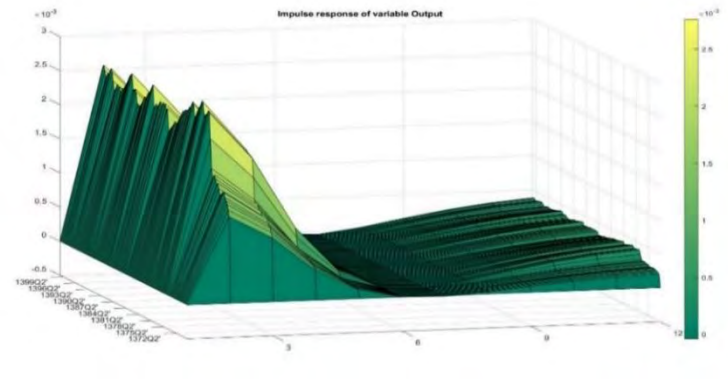
منبع: نتایج پژوهش

شکل ۲: واکنش آنی رشد تورم به شوک شاخص پولی



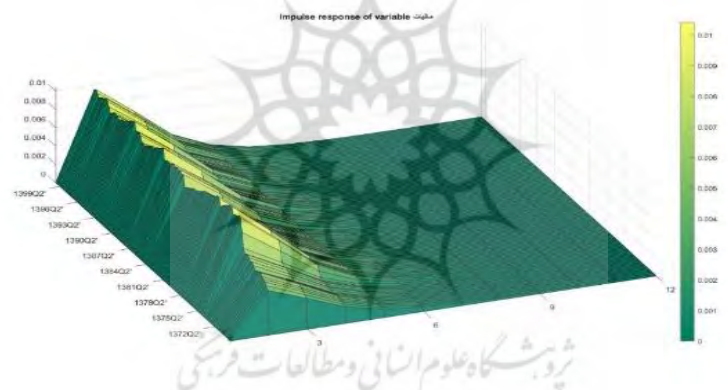
منبع: نتایج پژوهش

شکل ۳: واکنش آنی رشد مخارج دولت به شوک شاخص پولی



منبع: نتایج پژوهش

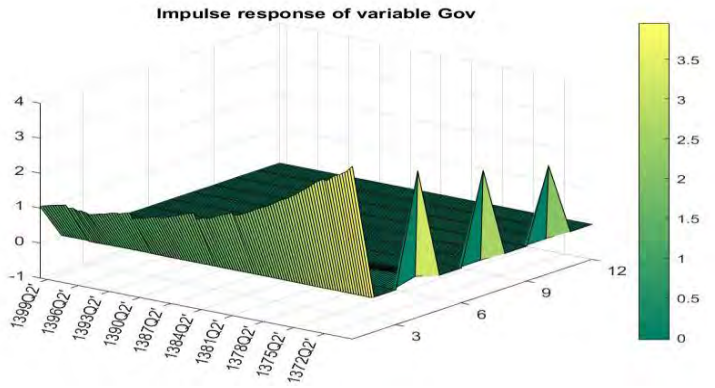
شکل ۴: واکنش آنی رشد تولید به شوک شاخص پولی



منبع: نتایج پژوهش

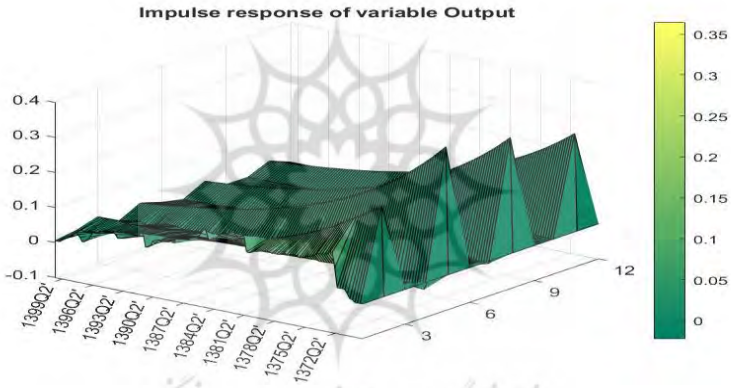
شکل ۵: واکنش آنی رشد مالیات به شوک شاخص پولی

نمودار شماره شش و هفت توابع واکنش آنی زمان متغیر مخارج دولت و رشد تولید ناخالص داخلی نسبت به شوک مخارج دولت را نشان می‌دهد، نمودار شماره شش پاسخ متغیر مخارج دولت بر شوک وارد شده بر خود، در دوره‌های ابتدایی منجر به افزایش مخارج دولت شده است و با افزایش دوره‌ها از میزان اثر آن کم شده است و به‌طورکلی در اندازه پاسخ در سال‌های بالاتر کمتر شده است. نمودار شماره هفت پاسخ رشد تولید ناخالص داخلی به شوک مخارج دولت در برخی از سال‌ها و فصل‌های مورد بررسی مثبت و برخی دیگر منفی است و در سال‌های بالاتر از میزان اثر کم شده است.



منبع: نتایج پژوهش

شکل ۶: واکنش آنی رشد مخارج دولت به شوک مخارج دولت



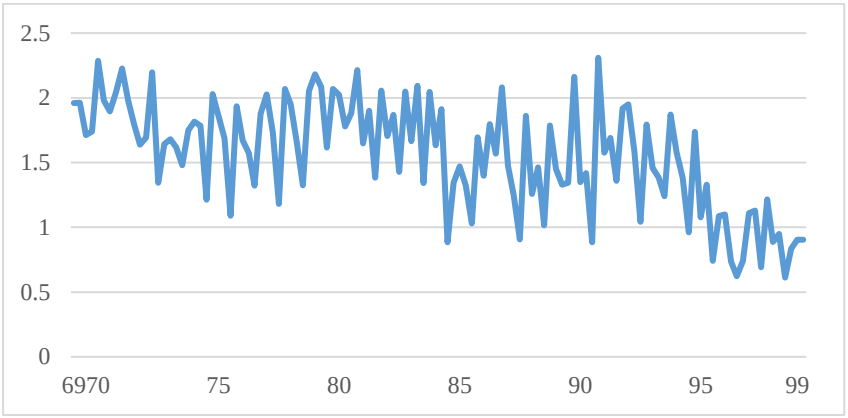
منبع: نتایج پژوهش

شکل ۷: واکنش آنی رشد تولید به شوک مخارج دولت

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

۲-۵. برآورد ضریب فزاینده زمان متغیر مخارج دولت

محاسبه ضریب فزاینده تجمعی مخارج دولت با استفاده از رابطه ۳۷ در بخش ۵-۳ انجام می‌شود، دراین‌رابطه عبارت اول نسبت تابع واکنش آنی رشد تولید ناخالص داخلی به تابع واکنش آنی مخارج دولت است. اندازه این کسر کوچک‌تر از واحد است که با استفاده از اثر شوک مخارج دولت به دست می‌آید. عبارت دوم در رابطه ۳۷ نسبت تولید ناخالص داخلی به مخارج دولت است. ازآنجائی‌که در مخارج دولت صرفاً هزینه‌های جاری و عمرانی دولت لحاظ شده است، مقدار این کسر حول عدد ۵ در نوسان است؛ بنابراین ضریب فزاینده تجمعی حاصل‌ضرب این دو عبارت است که مقداری بین عدد ۰/۶۳ و ۲/۳ به دست می‌آید.



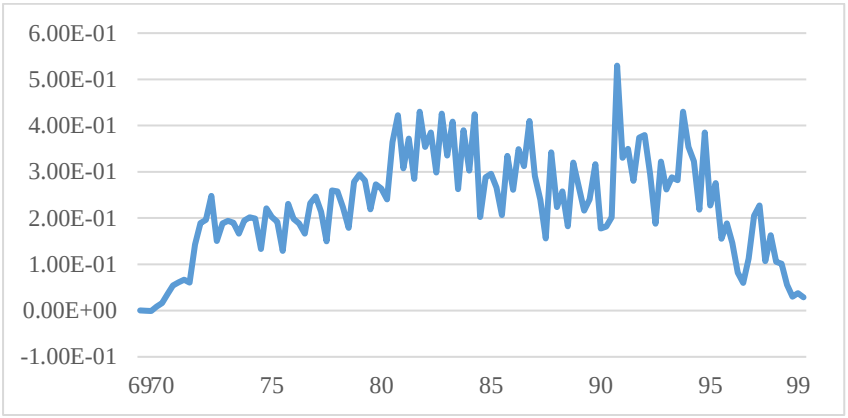
منبع: نتایج پژوهش

شکل ۸: اندازه ضریب فزاینده تجمعی مخارج دولت

نمودار شماره هشت نشان می‌دهد که ضریب فزاینده مخارج دولت مقدار ثابتی ندارد و به‌صورت قابل‌توجهی در طی زمان در حال تغییر است. مقدار متوسط ضریب فزاینده مخارج دولت ۱/۵ است و نشان می‌دهد که اثر ازدحام خارجی ضعیف است. در سال‌های آخر دوره مورد بررسی مقدار ضریب فزاینده در حال کاهش است که با افزایش درجه باز بودن در نمودار تجزیه عوامل همخوانی دارد.

ضریب فزاینده آنی مخارج دولت صرفاً اثر فصل اول حاصل از شوک وارد شده به مخارج دولت را نشان می‌دهد.

نمودار شماره نه نمودار ضریب فزاینده آنی مخارج دولت را نشان می‌دهد، مطابق تعریف در بخش ۵-۳ از ضریب فزاینده آنی به‌عنوان میزان تغییر در مقدار تولید ناخالص داخلی به‌ازای تغییر در مخارج دولت در یک فصل است که با استفاده از یافته‌های تحقیق و رابطه ۳۶ برای مقدار ضریب فزاینده مخارج دولت در لحظه اول مقداری بین عدد صفر تا ۰/۵ به دست می‌آید. باتوجه‌به مثبت‌بودن ضریب فزاینده مخارج آنی دولت، منطقی است که ضریب فزاینده تجمعی دولت مقداری بزرگ‌تر از ضریب فزاینده آنی دولت داشته باشد.

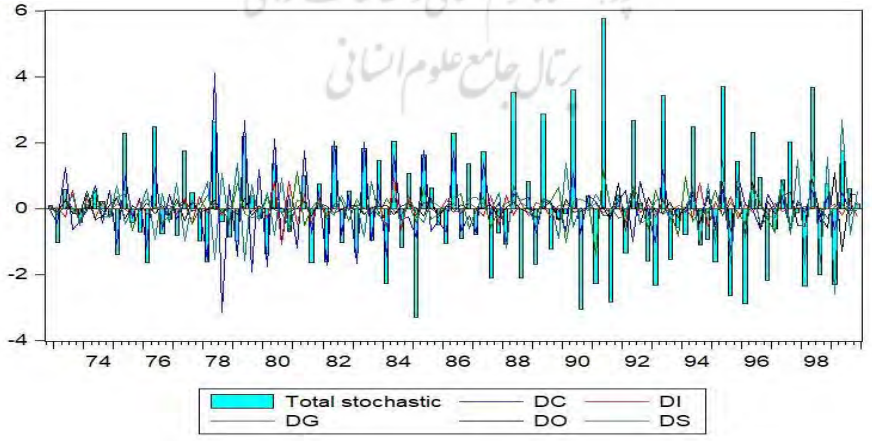


منبع: نتایج پژوهش

شکل ۹: اندازه ضریب فزاینده آنی مخارج دولت

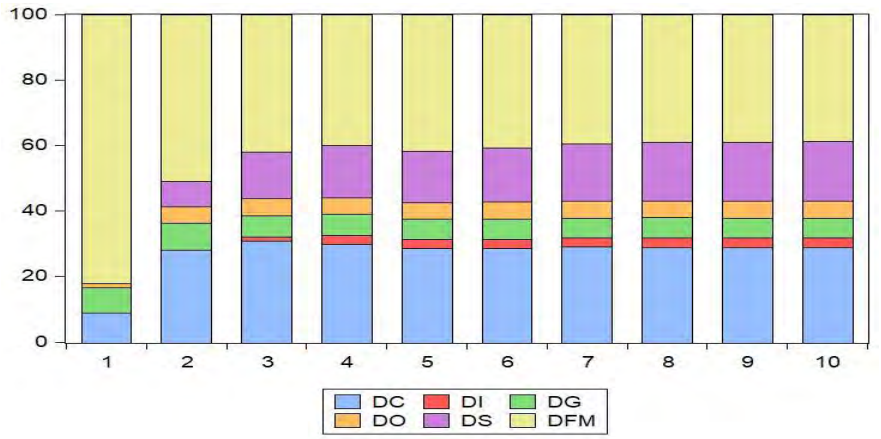
۳-۵. عوامل مؤثر بر ضریب فزاینده مخارج دولت

با استفاده از متغیر ضریب فزاینده مخارج دولت و دیگر متغیرهای مدل که در بخش ۲-۵ برآورد شد و متغیرهای ساختاری و چرخه‌ای به‌عنوان عوامل مؤثر بر اندازه ضریب فزاینده، به بررسی اثر هر یک از عوامل پرداخته می‌شود. برای بررسی عوامل موقت یا چرخه‌ای بر ضریب فزاینده مخارج دولت از متغیرهای مقدار شکاف تولید (DG) و مقدار تسهیلات‌دهی به بخش خصوصی (DC) استفاده شده است. برای بررسی عوامل ساختاری بر ضریب فزاینده مخارج دولت از متغیرهای نسبت پس‌انداز به تولید ناخالص داخلی (DS)، نسبت واردات به تولید ناخالص داخلی (DI)و درجه باز بودن اقتصادی (DO) استفاده شده است. با استفاده از تکنیک تجزیه واریانس تاریخی نقش هر یک از این عوامل در نوسانات ضریب فزاینده مورد بررسی قرار می‌گیرد.



منبع: نتایج پژوهش

شکل ۱۰: تجزیه واریانس تاریخی ضریب فزاینده تجمعی و عوامل مؤثر در آن



منبع: نتایج پژوهش

شکل ۱۱: تجزیه واریانس ضریب فزاینده تجمعی و عوامل مؤثر در آن

نمودار شماره ده و یازده نشان می‌دهد که بیشترین قدرت توضیح‌دهندگی نوسانات ضریب فزاینده مخارج دولت به ترتیب مربوط به متغیرهای شکاف تولید ناخالص داخلی و مقدار تسهیلات‌دهی به بخش خصوصی و نسبت پس‌انداز به تولید است. به عبارتی در مجموع عوامل موقت نسبت به عوامل ساختاری نقش پررنگ‌تری در توضیح نوسانات ضریب فزاینده مخارج دولت دارند. در فصل‌های انتهایی دوره مورد بررسی اثر عامل درجه باز بودن بر ضریب فزاینده مخارج دولت در حال افزایش است و این با نزولی شدن روند نمودار ضریب فزاینده مخارج دولت مطابقت دارد. مطابق با نظریه‌های اقتصادی با افزایش درجه باز بودن بخشی از محرک‌های مالی به خارج نشت می‌کند و اثر انبساطی مالی را تعدیل می‌کند و باعث کاهش ضریب فزاینده مخارج دولت می‌شود.

۶. نتیجه‌گیری

نتایج نشان می‌دهد که طی ۳۱ سال از ۱۳۶۶ تا ۱۳۹۹ با داده‌های فصلی ضریب فزاینده مخارج دولت در دوره‌های مختلف مقدار ثابتی ندارد و به‌صورت قابل‌توجهی در طی زمان بین مقدارهای ۰/۶۳ و ۲/۳ در نوسان است. مقدار متوسط ضریب فزاینده مخارج دولت ۱/۵ محاسبه شده است و این حاکی از ضعف اثر ازدحام خارجی است. در سال‌های آخر دوره مورد بررسی مقدار ضریب فزاینده در حال کاهش است که با افزایش درجه باز بودن در نمودار تجزیه واریانس و نظریه اقتصادی که بیان می‌کند افزایش نشت اقتصادی باعث تعدیل اثر انبساط مالی می‌شود، مطابقت دارد.

نمودار ضریب فزاینده تجمعی نشان می‌دهد که در برخی دوره‌ها تغییر روند داشته است. این نتیجه با نظریه اقتصادی عوامل ساختاری که باعث تغییر روند می‌شوند سازگار است؛ چراکه در برخی دوره‌ها با تغییر دولت‌ها اصلاحات ساختاری اقتصادی مانند تغییر درجه باز بودن تجارت انجام شده است.

بیشترین قدرت توضیح‌دهندگی نوسانات ضریب فزاینده مخارج دولت به ترتیب مربوط به متغیرهای شکاف تولید ناخالص داخلی، مقدار تسهیلات‌دهی به بخش خصوصی و نسبت پس‌انداز به تولید است.

در فصل‌های انتهایی دوره مورد بررسی اثر عامل درجه باز بودن تجارت بر ضریب فزاینده مخارج دولت در حال افزایش است و این با نزولی شدن روند نمودار ضریب فزاینده مخارج دولت نیز مطابقت دارد. مطابق نظریه‌های اقتصادی با افزایش درجه باز بودن بخشی از محرک‌های مالی به خارج نشت می‌کند و این اثر انبساطی مالی را تعدیل می‌کند و باعث کاهش ضریب فزاینده مخارج دولت می‌شود.

شوک شاخص سیاست پولی به‌عنوان متغیر پنهان مدل اثر شدید بر متغیرهای اقتصاد کلان شامل تورم، نرخ ارز، مخارج دولت، تولید ناخالص داخلی و درآمد مالیاتی دولت، در دوره‌های بعد از اعمال شوک دارد. بیشترین اثر این شوک بر متغیر تورم است و اثر آن به‌صورت ماندگار در دوره‌های بعد باقی می‌ماند.

بنابراین، باتوجه‌به نتایج این تحقیق برخی از توصیه‌های سیاستی که می‌تواند مؤثر باشد عبارت است از: در اجرای سیاست مالی باید رفتار متغیرهای شکاف تولید، تسهیلات بخش خصوصی، نسبت پس‌انداز به تولید و درجه باز بودن تجارت را موردتوجه قرارداد، زیرا این متغیرها مطابق یافته‌های این تحقیق بیشترین نقش را در مقدار ضریب فزاینده مخارج دولت ایفا می‌کنند.

باتوجه‌به پاسخ شدید متغیرهای تورم و نرخ ارز به شوک شاخص سیاست پولی، هدف‌گذاری تورمی از طریق کنترل سیاست پولی منظم برای کنترل تورم و ثبات نرخ ارز باید موردتوجه قرار بگیرد.

باتوجه‌به اینکه درآمدهای حاصل از فروش نفت خام سهم بزرگی از درآمدهای دولت در اقتصاد ایران را دارا است. اجرای درست و مؤثر سیاست‌های مالی در نوسانات جهانی قیمت نفت می‌تواند نقش مهمی را در ثبات اقتصادی داشته باشد؛ بنابراین میزان اهمیت و توجه به روندهای ضریب فزاینده مخارج دولت و متغیرهای مؤثر در اندازه آن در افزایش یا کاهش ثبات می‌تواند تأثیر بسزایی داشته باشد.

سپاسگزاری‌ها

از نویسنده مسئول، استاد محترم جناب آقای دکتر تیمور محمدی کمال تشکر را دارم.

تعارض منافع

تعارض منافع وجود ندارد.

مشارکت نویسندگان

تمامی نویسندگان به یک اندازه در نگارش مقاله سهم دارند.

References

1. Andrew Binning. (2024). Calculating Government Consumption Multipliers in New Zealand Using an Estimated DSGE Model. New Zealand Treasury Working Paper, 24/01.
2. Arin, K. P., Koray, F., & Spagnolo, N. (2015). Fiscal multipliers in good times and bad times. *Journal of Macroeconomics, 44*, 303-311. https://doi.org/10.1016/j.jmacro.2015.05.001
3. Batini, N., Eyraud, L., Forni, L., & Weber, A. (2014). Fiscal multipliers: Size, determinants, and use in macroeconomic projections. Fiscal Affairs Department of International Monetary Fund, September 2014.
4. Baum, A., & Koester, G. B. (2011). The impact of fiscal policy on economic activity over the business cycle: Evidence from a threshold VAR analysis. Deutsche Bundesbank Discussion Paper Series, 03/2011. https://doi.org/10.2139/ssrn.1851187
5. Blanchard, O., & Perotti, R. (2002). An empirical characterization of the dynamic effects of changes in government spending and taxes on output. *The Quarterly Journal of Economics, 117*(4), 1329-1368. https://doi.org/10.1162/003355302320935043
6. Charles, S., Dallery, T., & Marie, J. (2015). Why the Keynesian multiplier increases during hard times: A theoretical explanation based on rentiers' saving behaviour. *Metroeconomica, 66*(3), 451-473. https://doi.org/10.1111/meca.12088
7. Debuque-Gonzales, M. (2021). Local fiscal multipliers and spillover effects: Evidence from Philippine regions. *Economic Systems, 45*(4), 100764. https://doi.org/10.1016/j.ecosys.2021.100764
8. Destefanis, S., Coppola, G., Di Serio, M., & Fragetta, M. (2023). Fiscal multiplier in recession and expansion: An analysis for the Italian regions. Unpublished manuscript.
9. Doz, C., Giannone, D., & Reichlin, L. (2011). A two-step estimator for large approximate dynamic factor models based on Kalman filtering. *Journal of Econometrics, 164*(1), 188-205. https://doi.org/10.1016/j.jeconom.2011.02.012
10. Ezzati Shourghouli, A., Ahmadi, T., Sahraiee, P., & Rahimi, R. (2021). Investigating the effectiveness of government expenditures and taxes during business cycles: Application of threshold vector auto-regression model. *Journal of Tax Research, 29*(50), 27-53. (In Persian)
11. Glocker, C., Sestieri, G., & Towbin, P. (2019). Time-varying government spending multipliers in the UK. *Journal of Macroeconomics, 60*, 180-197. https://doi.org/10.1016/j.jmacro.2019.01.001
12. Gu, Y., & Lyu, P. (2013). Estimating tax and government spending multipliers in China. *Applied Economics, 45*(16), 2218-2227. https://doi.org/10.1080/00036846.2012.666858
13. Heidari, H., & Saeidpour, L. (2015). Analyze the effects of fiscal policy cccc ficcll mll till ier ff Ir''' mmmm**mm** t New-Keynesian

framework. *Economic Growth and Development Research, 5*(20), 78-61. (In Persian)
14. Horvath, R., Kaszab, L., Marsal, A., & Rabitsch, K. (2020). Determinants of fiscal multipliers revisited. *Journal of Macroeconomics, 63*, 103162. https://doi.org/10.1016/j.jmacro.2019.103162
15. Hosseinpur, M., Hozhabr Kiani, K., Zandi, F., Dehghani, A., & Saeedi, K. (2019). Estimating of the fiscal multipliers in Iran's economy and selected countries of MENA. *Journal of Financial Economics (Financial Economics and Development), 13*(48), 111-145. (In Persian)
16. Ilzetzki, E., Mendoza, E. G., & Végh, C. A. (2013). How big (small?) are fiscal multipliers? *Journal of Monetary Economics, 60*(2), 239-254. https://doi.org/10.1016/j.jmoneco.2012.10.011
17. Jiménez, A., Rodríguez, G., & Arellano, M. A. (2023). Time-varying impact of fiscal shocks over GDP growth in Peru: An empirical application using hybrid TVP-VAR-SV models. *Structural Change and Economic Dynamics, 64*, 314-332. https://doi.org/10.1016/j.strueco.2023.04.010
18. Khezri, M., Shojaee, A. N., & Fotros, M. H. (2019). Investigation of the nonlinear effects of non-oil exports determinants in Iran using a model with variable parameters over time of TVP-VAR. *Quarterly Journal of Quantitative Economics, 15*(4), 113-134. (In Persian)
19. Khodaparast Shirazi, J. (2014). Measuring the effects of monetary policy shock in Iran: A factor-augmented vector autoregressive (FAVAR) approach. *Quarterly Journal of Quantitative Economics, 11*(1), 75-101. (In Persian)
20. Koop, G., & Korobilis, D. (2013). Large time-varying parameter VARs. *Journal of Econometrics, 177*(2), 185-198. https://doi.org/10.1016/j.jeconom.2013.04.009
21. Moradi, Y., Shahbazi, K., & Feizi Ganje, S. (2023). The role of business cycles in determining fiscal policy multiplier (with emphasis on direct and indirect taxes): A case study of the Iranian economy. *Journal of Financial Economics (Financial Economics and Development)*, 117-138. (In Persian)
22. Nouferesti, M. (2005). Impacts of monetary and exchange rate policies on the Iranian economy within a dynamic macro econometric model. *Tahghighat-e-Eghtesadi, 70*, 1-29. (In Persian)
23. Palley, T. I. (2009). Imports and the income-expenditure model: Implications for fiscal policy and recession fighting. *Journal of Post Keynesian Economics, 32*(2), 311-322. https://doi.org/10.2753/PKE0160-3477320208
24. Pragidis, I. C., Tsintzos, P., & Plakandaras, B. (2018). Asymmetric effects of government spending shocks during the financial cycle. *Economic Modelling, 68*, 372-387. https://doi.org/10.1016/j.econmod.2017.07.015
25. Rahmani, T., & Siahpoosh, S. M. (2019). Relationship between government expenditure multiplier and macroeconomic variables in Iran using the SVAR method. *Journal of Applied Economics Studies in Iran, 8*(31), 201-223. (In Persian)

26. Ramey, V. A., & Zubairy, S. (2018). Government spending multipliers in good times and in bad: Evidence from US historical data. *Journal of Political Economy, 126*(2), 850-901. https://doi.org/10.1086/697194
27. Riera-Crichton, D., Végh, C. A., & Vuletin, G. (2015). Procyclical and countercyclical fiscal multipliers: Evidence from OECD countries. *Journal of International Money and Finance, 52*, 15-31. https://doi.org/10.1016/j.jimonfin.2014.11.001
28. Rodríguez, G. (2019). Time-varying impact of fiscal shocks over GDP growth in Peru: An empirical application using hybrid TVP-VAR-SV models. Unpublished manuscript, Pontificia Universidad Católica del Perú.
29. Sharifi Ranani, H., Komeijani, A., & Shahrestani, H. (2009). Investigating the monetary transmission mechanism in Iran: A structural vector autoregression approach. *Journal of Monetary and Banking Research, 2*, 145-176. (In Persian)
30. Soleyman, S., Falahati, A., & Rostami, A. (2016). Permanent and temporary components of stock returns: An application of state-space models with Markov switching heteroskedasticity. *Journal of Economic Modelling Research (JEMR), 7*(25), 69-90. (In Persian)
31. Stock, J. H., & Watson, M. W. (2008). Phillips curve inflation forecasts. *NBER Working Paper No. 14322*. https://doi.org/10.3386/w14322

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

Vol 3, No 1, Spring 2024, Page: 111-137
The Economic Policies And Research
DOI: 10.22034/jepr.2024.141410.1132

Estimating the Government Spending Multiplier in the Iran : The Application of the Time-Varying Parameter Factor Augmented Vector Autoregressive Model

Teymour Mohammadi[1]
Hamed Ahmadi[2]

Received: 15/06/2024 Accepted: 29/07/2024

Introduction:

The fiscal policy multiplier in macroeconomics is a measure used to quantify the impact of government spending on a country's economic output. Essentially, it indicates how much GDP changes in response to a change in government spending. For policymakers, accurately estimating the fiscal policy multiplier is crucial in understanding the potential effects of fiscal policy on the economy. However, the impact of fiscal policy can vary depending on several factors, including the state of the economy, the type of government spending, and the economy's openness to trade and business. There are differing views on the extent to which fiscal policies influence production and macroeconomic variables. In extreme cases, Keynesian economists advocate for the use of fiscal policy tools to stimulate production and economic growth, deeming them both appropriate and effective. Conversely, economists from classical schools argue that fiscal policy has little to no impact on production and economic growth. Consequently, the size of the fiscal multiplier may vary based on various characteristics of each economy, such as government debt, exchange rates, the degree of economic openness, and the state of the business cycle. These considerations are particularly relevant for policymakers, as they play a key role in shaping these economic characteristics (Reira-Crichton, 2015). There are four main perspectives on how fiscal policy is effective during different phases of the business cycle. The first view, aligned with Keynesian and Neo-Keynesian schools, suggests that increased government spending (or reduced taxes) will influence private sector consumption and investment, thereby affecting gross domestic product (GDP). Since government spending has a lesser substitution effect during a recession than in a boom, its impact is greater during recessions. The second perspective focuses on the state of financial markets during recessions and booms. Proponents believe

1. Professor, Department of Theoretical Economics, Faculty of Economics, Allameh Tabataba'i University, Tehran, Iran. (Corresponding author) Mohammadi@atu.ac.ir
2. Ph.D. Student, Department of Theoretical Economics, Faculty of Economics, Allameh Tabataba'i University, Tehran, Iran. Ahmadi_hamed@atu.ac.ir

This is an Open Access paper licensed under the Creative Commons License CC BY 4.0 license.

that during recessions and financial crises, borrowing constraints limit economic agents' ability to borrow, and these restrictive credit conditions amplify the impact of government spending (and reduce the impact of tax cuts) on GDP (Aghion et al., 2009). The third perspective posits that capitalists' saving behavior is cyclical, leading to a greater fiscal policy multiplier—and thus a more significant effect of government spending on production—during recessions compared to booms (Charles et al., 2015). The fourth perspective, which contradicts the previous three, is based on the Real Business Cycle (RBC) model and asserts that the fiscal policy multiplier is zero. This viewpoint argues that the intertemporal budget constraint and the wealth effect neutralize the impact of expansionary fiscal policy. Since people anticipate future tax increases to cover government debt resulting from expansionary fiscal policy, the fiscal policy multiplier is effectively zero (Pragidis et al., 2018). Moreover, the choice of economic estimation methods influences the analysis of fiscal policy's effectiveness. The literature on the impact of fiscal policies on production and macroeconomic variables reveals ongoing debate about the best methods for identifying responses to fiscal shocks, with no consensus on the appropriate techniques for estimating fiscal policy multipliers. Evidence suggests that in developed countries, fiscal multipliers are generally positive and less than or equal to one, though this varies based on factors like the exchange rate regime, trade openness, and the type of government spending (Remi, 2019). Additionally, evidence indicates that the fiscal multiplier changes over time, with larger multipliers observed during recessions than in periods of economic prosperity (Baum et al., 2011). While the effectiveness of fiscal policy on production and economic growth has been explored in numerous domestic studies, very few have focused on estimating fiscal policy multipliers in specific countries. Most studies in this area calculate government spending multipliers either linearly (as a constant value over the entire period) or non-linearly (with multipliers varying according to economic conditions like business cycles or credit cycles). However, recent studies in other economies have shown that multipliers can change over time. Theoretically, it can be argued that fiscal policy multipliers are not constant but fluctuate based on different economic conditions and shocks. Economic theories identify several factors that affect the size of fiscal multipliers. Broadly, these factors can be categorized as either structural or temporary. Structural factors determine the economy's response to fiscal shocks under normal conditions, while temporary factors cause deviations from the normal level of fiscal multipliers (Batini, 2014). This study estimates government spending multipliers in the Iranian economy using a time-varying parameter vector autoregression (VAR) approach over the period 1990-2022. The novelty of this research lies in two areas: First, it addresses the estimation of time-varying government spending multipliers, which has not been explored in previous domestic studies. Second, from a methodological perspective, it applies a time-varying parameter VAR approach to distinguish between structural and cyclical changes in fiscal policy multipliers, a technique not previously used in domestic studies.

Methodology:
In this paper, the estimation of the government spending multiplier in Iran's economy is analyzed using the Time-Varying Parameter Factor-Augmented Vector Autoregressive (TVP-FAVAR) Model, employing seasonal data from the period 2019-2020.
Results and Discussion:
The results indicate that the size of the government spending multiplier fluctuates between 0.63 and 2.3 during the investigated time period. These fluctuations are primarily driven by cyclical factors within the economy, while structural factors have a relatively minor impact on the results.
Conclusion:
Therefore, based on the research findings, the effectiveness of fiscal policy should prioritize the state of the economy within business cycles over other factors.

Keywords: Government spending multiplier, Time-Varying Parameters Factor Augmented Vector Autoregressive model, Fiscal policy, Business cycles, Fiscal multiplier.
JEL Classification: C32, E62, H30, H50

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی