فصلنامه علمی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی
سال دهم، شماره سی و هفتم، زمستان ۱۳۹۸ (۱۱۴-۹۱)

Quarterly Journal of Economic Growth and Development Research
Vol. 10, No. 37, January 2020 (91-114)

مطالعه اثر شوک مخارج دولت بر رشد اقتصادی در اقتصاد ایران و کشورهای منتخب منا از طریق برآورد ضریب فزاینده مخارج دولت

مهناز حسین‌پور[۱]، کامبیز هژبرکیانی[۲]، فاطمه زندی[۳]، علی دهقانی[۴]، خلیل سعیدی[۵]

۱. دانشجوی دکتری اقتصاد دانشگاه آزاد اسلامی واحد تهران جنوب، تهران، ایران
۲. استاد اقتصاد و عضو هیئت علمی دانشگاه آزاد واحد علوم و تحقیقات تهران، تهران، ایران
۳. استادیار اقتصاد دانشگاه آزاد اسلامی واحد تهران جنوب، تهران، ایران
۴. استادیار اقتصاد دانشگاه آزاد اسلامی واحد تهران جنوب، تهران، ایران
۵. استادیار اقتصاد دانشگاه آزاد اسلامی واحد تهران جنوب، تهران، ایران

(دریافت: ۱۳۹۸/۲/۲۱ پذیرش: ۱۳۹۸/۵/۵)

Studying the Effect of Government Expenditure Shock on Economic Growth in Iran Economy and MENA Selected Countries through Estimation of Government expenditure Multiplier

Mahnaz Hosseinpur[1], *Kambiz Hozhabr Kiani[2], Fatemeh Zandi[3], Ali Dehghani[4], Khalil Saeedi[5]

1. Ph.D. Student of Economics, Islamic Azad University, Tehran South Branch, Tehran, Iran
2. Professor of Economics and Faculty Member of Islamic Azad University, Tehran, Iran
3. Assistant Professor of Economics, Islamic Azad University, South Tehran Branch, Tehran, Iran
3. Assistant Professor of Economics, Islamic Azad University, South Tehran Branch, Tehran, Iran
3. Assistant Professor of Economics, Islamic Azad University, South Tehran Branch, Tehran, Iran

(Received: 11/May/2019 **Accepted**: 27/Jul/2019**)**

چکیده:

در این مقاله ابتدا اثر شوک مخارج دولت بر رشد اقتصادی در ایران (۲۰۱۶-۱۹۸۰) و کشورهای منتخب منا (MENA) (۲۰۱۶-۲۰۰۰) با استفاده از مدل‌های VAR و PVAR مورد بررسی قرار می‌گیرد. در ادامه با بهره‌گیری از توابع واکنش هر یک از مدل‌ها ضرایب فزاینده مخارج دولت نیز محاسبه شده و مورد مقایسه تطبیقی با یکدیگر قرار می‌گیرند. در پایان جهت تحلیل بهتر و بررسی دقیق‌تر موضوع، اثر هریک از عوامل تعیین کننده ضریب فزاینده مخارج دولت در مدل‌های جداگانه‌ای برای ایران و کشورهای منتخب منا مورد بررسی قرار می‌گیرد. نتایج حاصل مطابق با ادبیات موضوع حاکی از آن است که: اولاً شوک مخارج دولت در کشورهای منتخب منا و ایران همراستا با یکدیگر منجر به افزایش نسبتاً شدید در رشد اقتصادی در هر یک خواهد شد. ثانیاً طبق انتظار در کشورهای در حال توسعه‌ای همچون کشورهای منطقه منا به‌ویژه ایران ضرایب فزاینده مخارج دولت کوچک‌تر از یک و نزدیک به صفر بدست آمد. به طوری‌که ضریب فزاینده مخارج دولت در کوتاه‌مدت در کشورهای منتخب منا بیشتر از ایران بوده، اما در بلندمدت ضریب فزاینده مخارج دولت ایران بزرگ‌تر می‌باشد. ثالثاً باز بودن تجارت، بدهی‌های عمومی و نرخ پس‌انداز هم در منا و هم در ایران ضریب فزاینده مخارج دولت را کاهش، اما بیکاری و توسعه مالی باعث افزایش ضرایب فزاینده می‌شوند که بدهی عمومی بیشترین تأثیر را بر ضریب فزاینده مخارج دولت ایران و باز بودن تجارت بیشترین تأثیر را بر ضریب فزاینده منا دارد.

واژه‌های کلیدی: شوک مخارج دولت، رشد اقتصادی، ضریب فزاینده مالی.

طبقه‌بندیJEL: H0، O40، E62.

Abstract:

In this paper, firstly, the impact of government expenditure on economic growth in Iran (1980-2016) and MENA countries (2000-2016) is investigated using VAR and PVAR models. Further, the government expenditure multiplier are calculated and compared comparatively using the impulse response functions of each model. At the end, the effect of each factor is investigated determining the government expenditure multiplier in separate models for Iran and selected countries of the MENA for a better analysis and a closer investigation of the subject. According to the literature, results indicate that: First, the shock of government expenditure in MENA Selected Countries and Iran, together, led to a relatively strong increase in economic growth in each. Secondly, in developing countries such as the countries of MENA region, especially in Iran, government-expenditure multipliers were smaller than one and close to zero. As the government expenditure multiplier in MENA selected countries is more than Iran in short-term, but in the long run, the government expenditure in Iran is larger than MENA selected countries. Third, trade openness, public debt, and savings rates both in MENA and in Iran reduce the government expenditure multiplier, but unemployment and financial development increase the multiplier. Public debt has the most impact on the Iranian government expenditure multiplier and trade openness, which has the most impact on MENA expenditure multiplier.

Keywords: Government expenditure Shock, Economic Growth, Fiscal Multiplier.
JEL: H0, O40, E62.

*** نویسنده مسئول:** کامبیز هژبرکیانی
E-mail: kianikh@yahoo.com

*Corresponding Author: Kambiz Hozhabr Kiani

۱- مقدمه

هر یک از کشورهای جهان، معمولاً برای ساماندهی فعالیت‌ها و نظم دهی به اداره امور جامعه، نسبت به تدوین «سند چشم انداز» در افق ده یا بیست ساله اقدام می کنند که رعایت مبانی سند و اجرای مناسب آن، موجب تغییر یا بهبود وضعیت خواهد شد. در همین راستا بررسی شاخص‌های کلان اقتصادی ایران و مقایسه آن با شاخص‌های مشابه در کشورهای منطقه موقعیت فعلی اقتصاد ایران را در منطقه روشن ساخته و به سیاست‌گذاری مناسب و برنامه‌ریزی صحیح در جهت دستیابی به اهداف مورد نظر سند چشم انداز کمک می‌کنند. منطقه منا به معنی خاورمیانه و شمال آفریقا اصطلاحی می باشد که برای نامیدن کشورهای عمده تولیدکننده نفت که در منطقه خاورمیانه و شمال آفریقا قرار دارند به کار می رود. در بررسی شاخص رشداقتصادی ایران و کشورهای منطقه منا می توان اذعان داشت که رشد اقتصادی ایران و منطقه منا در دوره ۲۴ ساله همواره همراستا با یکدیگر بوده و حتی متوسط رشد اقتصادی ایران در مقایسه با متوسط رشد اقتصادی منطقه منا از رشد اندکی بالا برخوردار بوده است. اما در دهه اخیر (از سال ۲۰۱۰) رشد اقتصادی ایران پایین‌تر از منطقه منا بوده است (طباطبایی یزدی و شهبازی، ۱۳۹۲: ۱۹) که به‌دلیل شباهت ویژگی‌های ساختاری بسیاری از کشورهای این منطقه، از جهت نقش تعیین کننده تصمیمات دولت در این اقتصادها، با اقتصاد ایران بکارگیری عواملی جهت تحریک رشد اقتصادی در این کشورها و به ویژه ایران امری ضروری است. بدین منظور، از آنجا که ارتباط واقعی بین سیاست مالی و رشد واقعی اقتصاد و نقش حیاتی سیاست مالی در تحریک رشد از آغاز رکود بزرگ ۲۰۰۹-۲۰۰۸ در بین سیاست مداران مورد توجه بوده است. استفاده از شوک‌های سیاست‌های مالی ممکن است به بهبود درک معیارهای مالی بر رشد، افزایش دقت پیش‌بینی‌های رشد و در نتیجه می‌تواند به پایداری و رشد اقتصاد کلان کمک شایانی کند. لذا با توجه به اهمیت موضوع، در این تحقیق بر آن شدیم یک تحلیل تجربی از تأثیرات شوک مخارج دولت بر رشد اقتصادی و اندازه‌گیری ضریب فزاینده مخارج دولت در کشورهای منتخب منا و ایران به‌طور مجزا انجام داده و مقایسه تطبیقی بین آنها صورت گرفته و در نهایت اثر هر یک از عوامل تعیین کننده مؤثر بر ضریب فزاینده در هر یک از آنها بررسی شده و مشخص شود که با مطالعه کدام یک از عوامل تعیین کننده می‌توان در اثربخشی شوک مخارج دولت بر رشد اقتصادی تأثیرگذارتر بود که این مورد نوآوری مطالعه حاضر نسبت به سایر مطالعات انجام شده در زمینه شوک مخارج دولت می‌باشد. سازمان دهی مقاله بدین صورت است که پس از مقدمه، مبانی نظری و مطالعات تجربی و به دنبال آن تصریح اثر شوک مخارج دولت و برآورد ضرایب فزاینده مخارج دولت در کشورهای منتخب منا و ایران به صورت جداگانه مطرح و اثر هر یک از عوامل تعیین کننده نیز بررسی می‌شود. در پایان نیز نتایج حاصل از برآورد الگوها، ضمن مقایسه تطبیقی، جمع بندی و پیشنهادها ارائه شده است.

۲- مبانی نظری

۲-۱- اثرگذاری مخارج دولت بر رشد اقتصادی

مبانی نظری را که به تبیین رابطه بین مخارج دولت و رشداقتصادی پرداخته‌اند از دو دیدگاه می‌توان مورد بررسی قرار داد. در دیدگاه اول اثرگذاری مخارج دولت بر رشد اقتصادی و در دیدگاه دوم اندازه بهینه دولت مورد بحث قرار می‌گیرد. براساس دیدگاه اول دو سناریو مورد توجه است: الف) اندازه بزرگ‌تر دولت و شوک مثبت مخارج دولت اثر منفی بر رشد اقتصادی دارد یا به عبارتی، اعمال دولت از ناکارایی برخوردار است. ب)دولت نقشی اساسی در توسعه کشورها بازی می‌کند و بنابراین اثر مثبتی بر رشد اقتصادی کشورها دارد (گالی[1]، ۱۹۹۸: ۱۶۹).

دیدگاه اول: اثرگذاری مخارج دولت بر رشد اقتصادی

بارو تابع تولیدی را در نظر می‌گیرد که در آن تولید سرانه تابعی از نهاده‌های سرمایه سرانه و خدمات دولتی سرانه است. الگو مبتنی بر چارچوب ساده از نوع مدل‌های تعدیل یافته است و در آن مخارج دولت به عنوان یک نهاده وارد تابع تولید بخش خصوصی شده تا آثار خارجی افزایش مخارج دولت بر نرخ رشد اقتصادی مورد تجزیه و تحلیل قرار گیرد. در این تابع مخارج دولت به خدمات مولد و غیرمولد تقسیم می‌شود:

1. Ghali (1998)

(۱)

$$Y_t = AK^{\alpha}G^{1-\alpha}$$

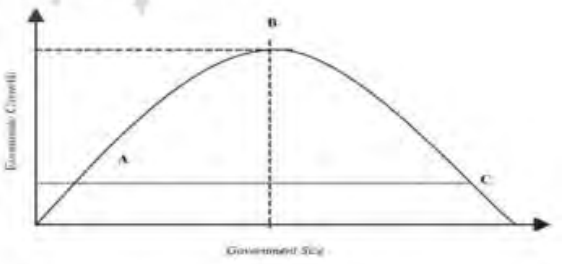
طبق تابع (۱) تأثیر افزایش مخارج نسبی دولت بر رشد اقتصادی تا مرحله معینی مثبت و از آن به بعد منفی خواهد بود. به عبارت دیگر، در مقادیر کم خدمات تولیدی دولتی، تأثیر افزایش آن بر تولید بنگاه‌ها مثبت است؛ زیرا زمانی که خدمات تولیدی به عنوان یکی از عوامل تولید برای بخش خصوصی به حساب می‌آید، عرضه بسیار کم این عامل موجب زیادی بیش از حد سایر عوامل نسبت به این عامل و بدین ترتیب بهره‌وری نهایی بسیار پایین آنها می‌شود. عوامل مختلفی می‌توانند باعث انتقال منحنی بارو و تغییر در جایگاه آن شوند، از جمله تغییر در پارامترهای تابع و عوامل دیگری که به عملکرد دولت بر می‌گردند؛ از جمله:

- توانایی دولت در کاهش اثرات ضد انگیزشی مالیات‌ها؛
- توانمندی دستگاه دولتی در ارائه خدمات با کیفیت بالاتر؛
- میزان خدمات مصرفی دولت؛
- رانت جویی دولت

(سعدی و همکاران، ۱۳۸۹: ۱۴۹).

دیدگاه دوم: اندازه بهینه دولت (اثرگذاری اندازه دولت بر رشد اقتصادی)

توسعه نظریه اندازه بهینه دولت و رابطه بین اندازه دولت و رشد اقتصادی را می‌توان به ریچارد آرمی (۱۹۹۵) [1] نسبت داد. آرمی با استفاده از تکنیک گرافیکی آرتور لافر [2] به تبیین بحث بهینگی اندازه دولت پرداخته که برای تبیین این بهینگی می‌توان از منحنی آرمی [3] کمک گرفت که شکل آن در نمودار (۱) ترسیم شده است: (ویدر و گالوی [4]، ۱۹۹۸: ۲).



نمودار ۱. منحنی آرمی

مأخذ: لیزاردو و مولیک [5]، ۲۰۰۹

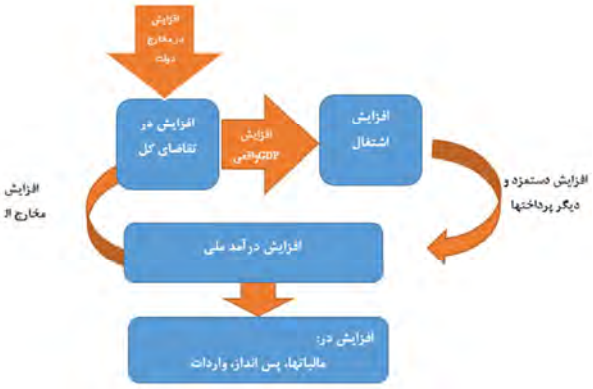
منحنی آرمی نشان می‌دهد با فرض ثابت بودن سایر شرایط اثر نامطلوب رشد پیوسته اندازه دولت به دلیل ظاهر شدن قانون بازده نزولی سرانجام باعث از بین رفتن اثر مطلوب مخارج دولت بر رشد اقتصادی می‌گردد. قبل از نقطه ماکسیمم منحنی گرچه مخارج دولت تأثیر مثبت بر رشد اقتصادی دارند، اما هرچه به نقطه ماکسیمم منحنی نزدیک‌تر می‌شویم از شدت این اثرگذاری کاسته می‌شود. علاوه بر این، پس از نقطه ماکسیمم افزایش مخارج دولت نه تنها باعث افزایش رشد اقتصادی نمی‌شود، بلکه باعث کاهش رشد اقتصادی نیز می‌گردد (همان، ۲۰۰۹: ۱۱).

آرمی در واقع نشان می‌دهد که افزایش مداخله دولت و گسترش آن در دولت‌های کوچک، با افزایش تولید همراه است. در حالی که با گسترش اندازه آن از یک آستانه خاص، از ویژگی‌های افزایشی تولید کاسته می‌شود. از دلایل این امر می‌توان به استقراض دولت یا افزایش مالیات‌ها به منظور تأمین مخارج دولت اشاره نمود که منجر به کاهش انگیزه کسب و کار و توقف یا کاهش رشد اقتصادی می‌گردد (ویدر و گالوی [6]، ۱۹۹۸: ۲).

۲-۲- ضریب فزاینده مالی

در ابتدا مفهوم "ضریب فزاینده" [7] توسط کان [8] (۱۹۳۱) معرفی شد و سپس توسط کینز [9] (۱۹۳۶) بیشتر به آن پرداخته شد. با توجه به کتاب کینز افزایش هزینه‌های عمومی در یک دوره اولیه مخارج دوره بعدی را تحریک می‌کند. به بیان دیگر، ضریب فزاینده اثرات بر تولید ناشی از دوره‌های مختلف مخارج را انباشته می‌کند. ضریب فزاینده مالیات و مخارج دولت پارامترهای کلیدی برای دسترسی به اثر سیاست‌های مالی در مدیریت نوسانات تولید هستند (باس و بانمارتی [10]، ۲۰۱۵: ۱).

1. Armey
2. Arthur Laffer
3. Armey Curve
4. Vedder & Gallway (1998)
5. Lizardo & Mollick (2009)
6. Vedder & Gallway (1998)
7. Fiscal Multiplier
8. Kann (1931)
9. Keynes (1936)
10. Bose & Bhanumurthy (2015)



شکل ۱. فرآیند عمل ضریب فزاینده مخارج دولت

مأخذ: میتچل[1]، ۲۰۱۱

۲-۳- پایداری ضرایب فزاینده مالی

فهم پایداری ضرایب فزاینده مالی برای اندازه‌گیری اثرات سیاست مالی بر تولید از همان سال اول اجرای سیاست بسیار مهم است که بایستی از روی پایداری شوک مالی تشخیص داده شود که شوک موقت یا دائمی است. به طور کلی، مدل‌های مبتنی بر مطالعات اقتصادسنجی دریافتند که اثر یک شوک مالی خارجی بر تولید، در عرض پنج سال از بین می‌رود، حتی اگر اقدامات مالی دائمی باشد. ولی این اثر کاهشی به صورت خطی نیست، بلکه معمولاً دارای یک شکل U معکوس است که بیشترین اثر در سال دوم رخ می‌دهد. بر اساس بررسی‌ها می‌توان گفت ضریب فزاینده سال دوم، به طور متوسط ۳۰-۱۰ درصد بالاتر از سال اول است. با این حال طول مدت این اثرات بسته به عوامل متعدد مورد بررسی متفاوت است که این عوامل عبارتند از: (۱) تداوم شوک مالی؛ (۲) نوع ابزار مالی؛ و (۳) عوامل موقت مانند موقعیت چرخه‌ای و واکنش سیاست پولی به شوک مالی (باتینی و همکاران[2]، ۲۰۱۴: ۱۲).

۲-۴- عوامل تعیین کننده اندازه ضریب فزاینده مالی

سیاست مالی می‌تواند اقتصاد را از طریق عوامل مختلف تحریک کند و لذا این عوامل می‌توانند اندازه ضریب فزاینده مالی را تعیین کنند که این عوامل به دو دسته تقسیم می‌شوند:

۱) ویژگی‌های ساختاری کشور که بر واکنش اقتصادی به شوک‌های مالی در زمان‌های "عادی" اثر می‌گذارند. ۲) عوامل موقتی که باعث می‌شوند ضریب فزاینده از میزان عادی‌اش منحرف شود.

۱) ویژگی‌های ساختاری

به‌دلیل برخی ویژگی‌های ساختاری که بر واکنش اقتصادی به شوک‌های مالی در زمان‌های "عادی" اثر می‌گذارند، برآوردهای تجربی ضرایب فزاینده مالی متفاوت است. اگر چه اثر افزایش عوامل ساختاری ضرایب فزاینده، تا حد زیادی ناشناخته است. اما عوامل ساختاری کلیدی عبارتند از:

الف) باز بودن تجاری: کشورهایی که تمایل کمتر به واردات دارند (به عنوان مثال کشورهای بزرگ یا کشورهایی که فقط تا حدی باز برای تجارت هستند) تمایل دارند که ضریب فزاینده مالی بزرگ‌تری داشته باشند، زیرا نشت تقاضا از طریق واردات، کمتر انجام می‌شود (ایلتزکی و همکاران[3]، ۲۰۱۳: ۵).

ب) سطح بدهی: کشورها با بدهی بالا به طور کلی دارای ضرایب فزاینده پایین‌ترند، چون تثبیت مالی به احتمال زیاد اعتبار مثبتی دارد و اثرات اطمینان بر تقاضای بخش خصوصی و صرف ریسک نرخ بهره مؤثر است.

ج) مدیریت مخارج دولتی و اداره مالیاتی: انتظار می‌رود هنگامی که مشکلات جمع آوری مالیات‌ها و ناکارایی‌های هزینه‌ها کم می‌شود، تأثیر سیاست مالی بر تولید نیزکوچک‌تر شود (کریچنر و همکاران[4]، ۲۰۱۰: ۲۶).

پ) توسعه مالی: تأثیر توسعه مالی بر ضریب فزاینده مالی می‌تواند منفی (با فعال کردن معادله Ricardian، با افزایش امکانات پس انداز و افزایش بی ثباتی) یا مثبت (با افزایش امکانات مالی) باشد.

ت) نرخ پس‌انداز و نااطمینانی: میزان پس‌انداز به نااطمینانی درکشور بستگی دارد. چون در محیط نامطمئن عوامل اقتصادی میزان پس‌انداز خود را افزایش می‌دهند که نرخ پس‌انداز باید تأثیر منفی بر ضرایب مالی داشته باشد، زیرا از طریق پس‌انداز نشت تقاضا صورت می‌گیرد که نرخ بالای پس‌انداز باعث کاهش مصرف پس از شوک مثبت هزینه‌های عمومی می‌شود

1. Mitchell (2011)
2. Batini et al. (2014)
3. Ilzetzki et al. (2013)
4. Kirchner et al. (2010)

(هوری[1]، ۲۰۱۶: ۹).

ث) رژیم نرخ ارز: کشورها با رژیم‌های نرخ ارز انعطاف پذیر تمایل دارند تا ضریب فزاینده کوچک‌تر داشته باشند، زیرا نوسانات نرخ ارز می‌تواند اثر سیاست‌های مالی اختیاری در اقتصاد را جبران کند (ایلتزکی و همکاران[2]، ۲۰۱۳: ۲۴۴).

ج) نرخ بهره‌برداری از ظرفیت: در کشورهایی که ظرفیت تولید به طور کامل مورد استفاده قرار می‌گیرد، ضریب فزاینده مالی کاهش می‌یابد. چون به‌طور مثال، وقتی هزینه‌های عمومی افزایش می‌یابد، تقاضای جهانی افزایش می‌یابد و سمت عرضه به افزایش تولید واکنش می‌دهد. با این حال، به‌دلیل استفاده از ظرفیت تولید به‌طور کامل، عرضه نمی‌تواند به سرعت افزایش یابد، و این باعث می‌شود که ضریب فزاینده مخارج دولت کاهش یابد (باووم و همکاران[3]، ۲۰۱۲: ۷).

چ) انعطاف ناپذیری بازار کار: کشورهایی با بازار کار انعطاف ناپذیرتر (به عنوان مثال، با اتحادیه‌های قوی‌تر یا با مقررات بازار کار قوی‌تر) دارای ضرایب فزاینده مالی، بسیار بزرگ‌تری هستند. اگر چنین انعطاف ناپذیری دلالت بر کاهش انعطاف پذیری دستمزد داشته باشد، می‌توان گفت دستمزد انعطاف ناپذیر تمایل به تقویت واکنش تولید به شوک‌های تقاضا دارد (گوردنچنکو و همکاران[4]، ۲۰۱۲: ۵).

ح) اندازه تثبیت کننده خودکار: تثبیت کننده‌های خودکار قوی‌تر ضریب فزاینده مالی را کاهش می‌دهند. چون به‌طور مکانیکی واکنش خودکار نقل و انتقالات و مالیات، بخشی از شوک مالی اولیه را جبران می‌کند. در نتیجه اثر آن بر تولید ناخالص داخلی را کاهش می‌دهد (دالز و همکاران[5]، ۲۰۱۲: ۲۸۸).

۲)عوامل موقتی

عوامل موقتی تمایل دارند تا ضریب فزاینده را از وضعیت عادی خود افزایش یا کاهش دهند که ادبیات اخیر دو عامل اصلی را شناسایی کرده است:

الف) موقعیت چرخه‌ای: ضریب فزاینده به طور کلی در وضعیت رکود در مقایسه با وضعیت انبساط بزرگ‌تر است. این هم برای تثبیت مالی و هم برای محرک‌های مالی صحیح است. یک محرک در انبساط کمتر مؤثر است؛ زیرا، در ظرفیت کامل، افزایش تقاضای عمومی با اثر بر تقاضای خصوصی خنثی می‌شود[6] و تولید بدون تغییر باقی می‌ماند (با قیمت‌های بالاتر). لذا تثبیت تولید در شرایط رکود خیلی پرهزینه است.

ب)واکنش سیاست پولی به شوک‌های سیاست مالی: سیاست پولی انبساطی و کاهش نرخ بهره می‌تواند اثر انقباض مالی بر تقاضا را کاهش دهد. در مقابل هنگامی که استفاده یا انتقال سیاست پولی نقض شود، ضرایب فزاینده می‌توانند به طور بالقوه بزرگ‌تر شوند – علی‌الخصوص زمانی که نرخ بهره صفر است[7] (ZLB)[8] (وودفورد[9]، ۲۰۱۱: ۲۵). چون هرچقدر هزینه‌های اختیاری بزرگ‌تر افزایش یابد، اقتصاد در وضعیت نرخ بهره صفر کمتر باقی خواهد ماند و بنابراین ضریب فزاینده مالی کوچک‌تر خواهد بود (کریستیانو و همکاران[10]، ۲۰۱۱: ۸۲).

۳- پیشینه تحقیق

با توجه به جدول فوق می‌توان مشاهده کرد که اولاً اغلب مطالعات صورت گرفته از روش خودرگرسیون برداری (VAR) برای تعیین ضرایب فزاینده مالی استفاده کردند. ثانیاً براساس نتایج حاصل اثر منفی بدهی دولت، درجه باز بودن تجاری، تثبیت کننده‌های خودکار، انعطاف پذیری بازار کار و اثر مثبت توسعه یافتگی، رژیم نرخ ارز ثابت و وضعیت‌های بحرانی را بر ضریب فزاینده مخارج دولت در کشورهای مورد بررسی به‌وضوح می‌توان مشاهده کرد که این هم کاملاً مطابق با مبانی بیان شده می‌باشد. در ایران نیز به علت عدم بررسی در این مطالعه سعی شد به این مهم پرداخته شود.

1. Hory (2016)
2. Ilzetzki et al. (2013)
3. Baum et al. (2012)
4. Gorodnichenko et al. (2012)
5. Dolls et al. (2012)

6. Crowding out

۷. زمانی رخ می دهد که نرخ بهره اسمی کوتاه مدت در نزدیکی صفر باشد که منجر به دام نقدینگی و محدودیت ظرفیتی در اقتصاد و در نتیجه عدم تأثیر سیاست پولی می‌شود.

8. The Zero Interest Lower Bound (ZLB)
9. Woodford (2011)
10. Christiano et al. (2011)

جدول ۱. مطالعات داخلی و خارجی وعوامل تعیین کننده ضریب فزاینده مخارج دولت

تعیین کننده‌ها	نویسندگان	کشور	متدولوژی	نتایج
سطح بدهی دولت (نسبت بدهی دولت به GDP)	دسکر اسکریب و سیموویک (۲۰۱۵)	کرواسی، صربستان اسلوونی	SVAR	بالا بودن نسبت بدهی دولت به GDP باعث کاهش ضرایب فزاینده مالی می‌شود.
	هوری (۲۰۱۶)	۴۸ کشور پیشرفته و نوظهور	PVAR	
	دسکر اسکریب و همکاران (۲۰۱۶)	منطقه مرکزی شرقی و جنوب شرقی اروپا	PVAR	
	کانتراس بانکو و باتل (۲۰۱۴)	۴۸ کشور پیشرفته و نوظهور	GMM Panel SVAR	برای کشورهای دارای بدهی بالا ضریب فزاینده مخارج دولتی برابر با صفر است
	افشاری (۱۳۹۱)	ایران	انگل- گرنجر و جوهانسن- جوسیلیوس	با افزایش بدهی دولت، نسبت مازاد بودجه به تولید کاهش می‌یابد.
بازبودن تجاری	ایلزتزکی و همکاران (۲۰۱۳)	۴۴ کشور پیشرفته و نوظهور	Panel SVAR	باز بودن تجاری ضرایب فزاینده مالی را کاهش می‌دهد.
	سیلوا و همکاران (۲۰۱۳)	منطقه اروپا	PVAR	
	دسکر اسکریب و همکاران (۲۰۱۶)	منطقه مرکزی شرقی و جنوب شرقی اروپا	PVAR	
سطح توسعه یافتگی	ایلزتزکی و همکاران (۲۰۱۳)	۴۴ کشور پیشرفته و نوظهور	Panel SVAR	در کشورهای پیشرفته ضریب فزاینده مخارج دولت بزرگ‌تر است
	هوری (۲۰۱۶)	۴۸ کشور پیشرفته و نوظهور	PVAR	
	کانتراس بانکو و باتل (۲۰۱۴)	۴۸ کشور پیشرفته و نوظهور	GMM, Panel SVAR	در کشورهای در حال توسعه ضریب فزاینده مخارج دولت مثبت و بزرگ‌تر از کشورهای با درآمد بالا می‌باشد.
تثبیت کننده‌های خودکار	دسکر اسکریب و سیموویک (۲۰۱۵)	کرواسی، صربستان اسلوونی	SVAR	تثبیت کننده‌های خودکار اندازه ضرایب فزاینده مالی را قوی‌تر کاهش می‌دهند.
	دالز و همکاران (۲۰۱۲)	۱۹کشور اتحادیه اروپا و آمریکا	Model TAXSIM	
رژیم نرخ ارزی	ایلزتزکی و همکاران (۲۰۱۳)	۴۴ کشور پیشرفته و نوظهور	Panel SVAR	با رژیم ارزی ثابت ضریب فزاینده مخارج دولت بزرگ‌تر است.
	کرای (۲۰۱۳)	۱۰۲کشور پیشرفته و نوظهور	OLS 2SLS	با رژیم ارزی شناور ضریب فزاینده مخارج دولت بزرگ‌تر است.
	کانتراس بانکو و باتل (۲۰۱۴)	۴۸ کشور پیشرفته و نوظهور	GMM, Panel SVAR	با رژیم ارزی شناور ضریب فزاینده مخارج دولت برابر صفر است.
انعطاف پذیری بازار کار	کول و اهانیان (۲۰۰۴)	آمریکا	DSE	بازارهای کار انعطاف ناپذیر ضرایب فزاینده مالی را افزایش می‌دهند.
	گرودنچنکو و همکاران (۲۰۱۲)	فنلاند	DSGE	
وضعیت چرخه تجاری	سیلوا و همکاران (۲۰۱۳)	منطقه اروپا	PVAR	در زمان‌های بحران ضریب فزاینده مخارج دولت بزرگ‌تر است.
	گردوویک گنیپ (۲۰۱۴)	کرواسی	SVAR STVAR	

مأخذ: دسته‌بندی پژوهشگر

٤- بررسی تجربی و ارائه مدل

۴-۱- روش شناسی تحقیق

همزمان با گسترش الگوهای اقتصادسنجی در دهه ۱۹۷۰، چندین انتقاد عمده به این الگوها وارد گردید. پیش‌بینی‌های نادرست، تضاد نظری با رویکرد انتظارات عقلایی، انتقاد لوکاس و مسئله شناسایی در تعیین متغیرهای برون‌زا و درون‌زای مدل، وجود ریشه واحد و همچنین چشم پوشی از هم‌جمعی و ارتباط بلندمدت میان متغیرها جدی‌ترین انتقادات وارده بر مدل‌های اقتصادسنجی کلان است. مشکلات و معایب یاد شده سبب توسعه مدل‌های اقتصادسنجی خودرگرسیون برداری (VAR) گردید. الگوی VAR در نمایش پویایی متغیرها از توانایی زیادی برخوردار است. در این الگو با استفاده از توابع ضربه واکنش و تجزیه واریانس می‌توان اثر شوک‌ها را سنجید و زمان یابی نمود. مدل PVAR که تعمیم یافته مدل خودرگرسیون برداری است. دارای ساختاری مشابه با مدل سری زمانی VAR می‌باشد، به گونه‌ای که در این مدل همگی متغیرها به صورت مستقل و وابسته در معادلات ظاهر می‌شوند. تفاوت اصلی مدل PVAR با مدل VAR در اضافه شدن بعد مقطع در تصریح مدل است (آرلانو و بوند[1]، ۱۹۹۱: ۳). از آنجا که یکی از کاربردهای مدل‌های خودرگرسیون برداری بررسی تأثیر شوک متغیرهای اقتصاد کلان، متغیرهای مالی، متغیرهای اقتصاد انرژی و ... می‌باشد، در این مطالعه سعی شد با توجه به هدف مورد بررسی که تحلیل اثرگذاری شوک‌های مخارج دولت و محاسبه ضریب فزاینده آنها می‌باشد، از مدل خودرگرسیون برداری با الهام از مطالعات کومبس و همکاران[2] (۲۰۱۴)، اسپیلمبرگو و همکاران[3] (۲۰۰۹) و هوری[4] (۲۰۱۶) برای اقتصاد ایران استفاده شود. علاوه بر این چون در برخی از مسائل بحث روی اثرات سرایتی متغیرهای اقتصادی (به خصوص متغیرهای مالی و شوک‌های بازارهای سرمایه) در سطح بین کشوری است و تحلیل این مسائل در قالب مدل‌های خودرگرسیون برداری تابلویی (PVAR) امکان پذیر است (هولتز-ایکین[5]، ۱۹۸۸: ۱۳۷۳)، جهت تحلیل بهتر اقتصاد ایران و مقایسه آن با کشورهای منطقه منا، از مدل PVAR برای تحلیل موضوع مورد بررسی در کشورهای منتخب منا استفاده شد.

1. Arellano & Bond (1991)
2. Combes et al. (2014)
3. Spilimbergo et al. (2009)
4. Hory (2016)
5. Holtz-Eakin (1988)

۱-۱-۴- مدل Panel VAR

وقتی ماهیت داده‌های مورد استفاده در پژوهش تابلویی باشد .امکان استفاده از مدل‌های خودرگرسیون برداری با داده‌های تابلویی وجود دارد. یک سیستم خودرگرسیون برداری با داده‌های تابلویی (PVAR) با k بنگاه در t دوره زمانی و با pوقفه زمانی و اثرات ترکیبی ثابت در حالت خطی به صورت زیر نمایش داده خواهد شد.

(۲)

$$Y_{it} = Y_{it-1}A_1 + Y_{it-2}A_2 + \cdots + Y_{it-p+1}A_{p-1} + Y_{it-p}A_p + X_{it}B + u_i + e_{it} \quad i \in \{1.2, \dots, N\}, t \in \{1,2, \dots, T\}$$

(۳)

$$MMSC_{BIC,n}(k,p,q) = J_n(k^2p,k^2q) - (|q| - |p|)k^2$$

(۴)

$$MMSC_{AIC,n}(k,p,q) = J_n(k^2p,k^2q) - 2k^2(|q| - |p|)$$

(۵)

$$MMSC_{HQIC,n}(p,q) = J_n(k^2p,k^2q) - Rk^2(|q| - |p|)k^2 \ln\ln n, \quad R > 2$$

Y_{it} بردار k متغیره از متغیرهای وابسته و درون‌زا است، X_{it} برداری از متغیرهای برون‌زا است، U_t اثرات فردی در مدل اثرات ثابت است و e_{it} جمله پسماند می‌باشد. برای تخمین مدل فوق از روش گشتاورهای تعمیم یافته (GMM) استفاده می‌شود. تحلیل PVAR مبتنی بر انتخاب تعداد وقفه مناسب برای مدل و شرط گشتاوری است. آندرس و لو[6] (۲۰۰۲) معیار سازگاری را برای انتخاب گشتاوری و مدل در روش گشتاورهای تعمیم یافته (MMSC)[7] بر مبنای آماره Jهانسن پیشنهاد دادند. این روش‌ها شامل معیار آکائیک (AIC)، شوارتز بیزین (BIC) و حنان کوئین (HQIC) است. با توجه به این معیارها، معیار MMSC مطابق روابط (۳) تا (۵) ارائه شده است. این معیار تعداد وقفه‌ای که باعث حداقل شدن MMSC می‌شود را ارائه خواهد داد. در روابط فوق $J_n(k^2p,k^2q)$ آماره J را نشان می‌دهد که برای یک مدل PVAR با درجه P و تعداد وقفه n و q مشاهده تعریف شده است. یک ضریب تعیین کلی (CD) را نیز می‌توان

6. Andrews & Lu (2002)
7. Moment Selection Criteria. (MMSC)

به‌صورت زیر تعریف کرد:

(۶)

$$CD = 1 - \frac{\det(\Sigma)}{\det(\Psi)}$$

که $\det(\Sigma)$ دترمینان ماتریس کواریانس محدود شده متغیرهای وابسته و $\det(\Psi)$ دترمینان ماتریس کواریانس محدود نشده متغیرهای وابسته است (آبریگو و اینسا[1]، ۲۰۱۵: ۵).

یک مدل VAR در صورتی پایدار است که تمام قدرمطلق‌های همساز ماتریس $\bar{A}$ قویاً کوچک‌تر از یک باشند و ماتریس همساز $\bar{A}$ به صورت زیر تعریف شده است.

(۷)

$$\bar{A} = \begin{bmatrix} A_1 & A_2 & \cdots & A_p & A_{p-1} \\ I_k & 0_k & \cdots & 0_k & 0_k \\ 0_k & I_k & \cdots & 0_k & 0_k \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots & \vdots \\ 0_k & 0_k & \cdots & I_k & 0_k \end{bmatrix}$$

شرط پایداری دلالت بر آن دارد که مدل PVAR، معکوس پذیر است و بر مبنای یک مدل میانگین متحرک برداری (VMA) نامحدود است و بر مبنای آن می‌توان تفسیری از توابع تکانه خطای تجزیه واریانس را ارائه نمود و پیش‌بینی را انجام داد. یک تابع تکانه-پاسخ ساده ϕ_i را می‌توان بر مبنای یک مدل برداری میانگین متحرک (VMA) نامحدود در قالب رابطه (۸) نشان داد.

(۸)

$$\Phi_i = \begin{cases} I_k & , \quad i = 0 \\ \sum_{j=1}^{i} \Phi_{t-j} A_j & , \quad i = 1,2,.. \end{cases}$$

(همان، ۲۰۱۵: ۶).

۲-۱-۴- محاسبه ضرایب فزاینده مخارج دولت با بهره‌گیری از روش PVAR و VAR

پس از برآورد مدل‌های PVAR (برای کشورهای منتخب منا) و VAR (ایران) و استخراج توابع واکنش سعی شد با بهره‌گیری از مطالعه (Hory,2016) به محاسبه ضریب فزاینده مخارج دولت پرداخته شود. بر طبق مطالعه اسپیلیمبرگو و همکاران[2] (۲۰۰۹) ضریب فزاینده کوتاه‌مدت مخارج دولت نشان دهنده تغییر تولید ناخالص داخلی در زمان t است که پس از یک شوک مخارج دولت در زمان t رخ می‌دهد. این ضریب به صورت زیر محاسبه می‌شود:

(۹)

$$k_t = \frac{\Delta_{y_t}}{\Delta_{g_t}} = \frac{y_t - y_{t-1}}{g_t - g_{t-1}}$$

که y_t نشان دهنده GDP در زمان t، g_t: نشان دهنده مخارج دولت در زمان t می باشد. با توجه به اینکه به‌دلیل اثرات دوطرفه بین مخارج دولت و GDP در هنگام وقوع شوک‌های سیاست مالی، برای محاسبه اثر ضریب فزاینده از الگوی خودتوضیح برداری (VAR) بهره برده می‌شود و از ضرایب توابع واکنش (IRF) این الگو برای محاسبه ضریب فزاینده مالی استفاده می‌شود. چون این ضرایب IRF عبارتند از:

(۱۰)

$$irf_t = \frac{y_t - y_{t-1}}{y_{t-1}}$$

irf_t: نشان دهنده تابع واکنش نرخ رشد تولید ناخالص داخلی در برابر شوک‌های رشد مخارج دولت در زمان t و شوک‌ها به صورت زیر هستند:

σ_{g_t} نشان دهنده شوک اولیه حاصل از نرخ رشد مخارج دولت

(۱۱)

$$\sigma_{g_t} = \frac{g_t - g_{t-1}}{g_{t-1}}$$

لذا ضریب فزاینده مالی کوتاه‌مدت به طور مستقیم از IRF محاسبه می‌شود:

(۱۲)

$$\tilde{k_t} = \frac{\mathrm{irf}_t}{\sigma_{g_t}} = \frac{\frac{y_t - y_{t-1}}{y_{t-1}}}{\frac{g_t - g_{t-1}}{g_{t-1}}} = \frac{y_t - y_{t-1}}{g_t - g_{t-1}} * \frac{g_{t-1}}{y_{t-1}}$$

که معادل است با:

$$\tilde{k_t} = k_t * \frac{y_{t-1}}{g_{t-1}} \qquad (۱۳)$$

$$k_t = \tilde{k_t} * \frac{g_{t-1}}{y_{t-1}} \qquad (۱۴)$$

$$k_t = \frac{irf_t}{\sigma_{g_t} * b} \qquad (۱۵)$$

و نهایتاً $b = g_{t-1}/y_{t-1}$ نشان دهنده نسبت مخارج دولت به GDP است.

لذا به‌طورکلی برای محاسبه ضریب فزاینده مخارج دولت نیزاز شوک مخارج دولت و از طریق افق N از رابطه زیر استفاده

1. Abrigo & Inessa (2015)
2. Spilimbergo et al. (2009)

شده است: (هوری[1]، ۲۰۱۶: ۷۶).

باتوجه به مبانی مطرح شده می‌توان به اهمیت اثرات سیاست‌های مالی و لذا اندازه‌گیری ضریب فزاینده مالی پی برد که در این مطالعه هم به این مقوله پرداخته خواهد شد.

(۱۶)

$$k_N = \frac{\Delta y_{t+N}}{\Delta g_{t=T}} = \frac{y_T}{g_T}\frac{\mathrm{irf}_{t=N}}{\sigma_G} = \frac{\mathrm{irf}_{t=N}}{b.\sigma_G}$$

(۱۷)

$$k_t = \frac{\Delta y_{t=T}}{\Delta g_{t=T}} = \frac{y_T}{g_T}\frac{\mathrm{irf}_{t=T}}{\sigma_G} = \frac{\mathrm{irf}_{t=T}}{b.\sigma_G}$$

سه نوع ضریب فزاینده می‌تواند برآورد شود: الف) ضریب فزاینده اثر[2] (کوتاه‌مدت) که جهت اندازه‌گیری اثر سیاست مالی (Z_t) بر تولید (Y_t) در اولین دوره مورد بررسی (یعنی سال اول) بکار می‌رود:

(۱۸)

$$K_t = \frac{dY_t}{dZ_t} = \frac{\Delta Y_t}{\Delta G_t} = \frac{irf_t}{(G/Y).\sigma_{G_t}}$$

ب) علاوه بر این، به منظور مشاهده حداکثر پاسخ سیاست مالی بر تولید، از ضریب فزاینده پیک[3] استفاده می‌شود:

(۱۹)

$$K_{t+N} = \max_N \frac{dY_{t+N}}{dZ_t} = \left[\max_N \frac{\Delta Y_{(t+N)}}{\Delta G_{(t)}}\right]$$

ج) ضریب فزاینده تجمعی[4] نیز با توجه به اینکه اقدامات سیاست مالی می‌تواند با تأخیر به اقتصاد منتقل شود، محاسبه می‌شود که به سیاست‌مداران و اقتصاددانان اجازه می‌دهد تا تأثیرات شوک‌های مالی را در بلندمدت از بین ببرند.

(۲۰)

$$K_N = \frac{\sum_{j=0}^{N} dY_{t+j}}{\sum_{j=0}^{N} dZ_{t+j}} = \frac{\sum_{j=0}^{N} \Delta Y(t+j)}{\sum_{j=0}^{N} \Delta G(t+j)}$$

بنابراین، ضرایب فزاینده مالی ممکن است باتوجه به افق زمانی که بر روی آن ساخته می‌شوند متفاوت باشد (اسپیلیمبرگو و همکاران، ۲۰۰۹: ۲).

۲-۴- متغیرهای مدل و داده‌ها

در این پژوهش اثر شوک مخارج دولت بر رشد اقتصادی در کشورهای منتخب منا و ایران مورد تجزیه و تحلیل قرار می‌گیرد که علاوه بر استخراج ضریب فزاینده مخارج دولت در هر یک، جهت بررسی دقیق‌تر ضریب فزاینده، اثر هر یک از عوامل تعیین کننده این ضرایب بر اندازه آنها نیز مورد بررسی قرار می‌گیرد که این هم تمایز این مطالعه نسبت به مطالعات پیشین می‌باشد. جامعه آماری این تحقیق کشورهای منتخب گروه منا[5] و همچنین ایران می‌باشد و بازه زمانی مورد استفاده در تحقیق برای کشورهای منتخب از سال ۲۰۰۰ تا ۲۰۱۶ و برای ایران ۱۹۸۰ تا ۲۰۱۶ می‌باشد (جدول ۲). در این مقاله همچنین جهت در نظر گرفتن اثر جایگزینی جبری به‌دلیل بکارگیری شوک‌های مالی با بهره‌گیری از مدل مطالعه هودروم و همکاران[6] (۲۰۱۶) سرمایه‌گذاری خصوصی نیز به عنوان متغیر کنترل مورد بررسی قرار گرفت.

رویکرد روش شناختی جهت برآورد ضرایب فزاینده مالی با بهره‌گیری از مطالعات بلانچارد و پروتی[7] (۲۰۰۲)، دسکر و همکاران[8] (۲۰۱۶) و سنکوویچ و همکاران[9] (۲۰۱۹) بر اساس مدل پانل PVAR (رابطه ۲۱) و VAR (رابطه ۲۲) با چارچوب متغیرهای کنترل است. بنابراین، مدل به فرم زیر را خواهد بود:

(۲۱)

$$Y_{it} = \beta(L)Y_{it-1} + \gamma I_{it} + \varepsilon_{it}$$

(۲۲)

$$Y_t = \beta(L)Y_{t-1} + \gamma I_t + \varepsilon_t$$

در این مدل i (i =1…N) برای نشان دادن کشورها و t (t =1…T) برای دوره‌های زمانی استفاده می‌شود. متغیرها شامل: Y بردار متغیرهای درون‌زا، $\beta(L)$ ماتریس چندجمله‌ای با L که اپراتور وقفه است؛ بردار I سرمایه‌گذاری بخش خصوصی به عنوان متغیر کنترل و ε جزء اخلال است.

1. Hory (2016)
2. Impact Multiplier
3. Peak Multiplier
4. Cumulative multiplier

۱. شامل کشورهای اردن، ایران، بحرین، پاکستان، تونس، سوریه، عمان، قبرس، کویت، گرجستان، لبنان، مراکش و مصر

6. Huidrom et al. (2016)
7. Blanchard & Perotti (2002)
8. Deskar et al. (2016)
9. Senekovic et al. (2019)

جدول ۲. داده‌های مورد استفاده در پژوهش

متغیرها	داده	منبع
تولید ناخالص داخلی (GDP) (Y)	به قیمت ثابت سال پایه[1] ۲۰۱۰	بانک جهانی (WDI)
مخارج دولت (G)	مخارج مصرفی نهایی دولت[2] (برحسب دلار) [3]	بانک جهانی (WDI)
درآمدهای مالیاتی (T)	درآمدهای مالیاتی دولت (برحسب دلار)	بانک جهانی (WDI)
پرداخت‌های انتقالی (TR)	سوبسید و دیگر انتقالات (برحسب دلار)	بانک جهانی (WDI)
سرمایه‌گذاری بخش خصوصی(I)	تشکیل سرمایه ثابت ناخالص(درصدی از GDP)	بانک جهانی (WDI)
نسبت واردات به GDP (M)	واردات کالا و خدمات (درصدی از GDP)	بانک جهانی (WDI)
نسبت بدهی به GDP (PD)	نسبت بدهی ناخالص دولت به GDP	بانک جهانی (WDI)
نسبت پس‌انداز به GDP (S)	پس‌انداز ناخالص ملی (درصدی از GDP)	بانک جهانی (WDI)
نرخ بیکاری (U)	کل بیکاری (درصدی از کل نیروی کار)	سازمان بین‌المللی کار (ILO)
نسبت اعتبارات به GDP (CR)	اعتبارات داخلی به بخش خصوصی (درصدی از GDP)[4]	بانک جهانی (WDI)

مأخذ: دسته‌بندی پژوهشگر

جدول ۳. نتایج آزمون پایایی متغیرها با استفاده از آزمون LLC

متغیر	علامت ختصاری	شرایط آزمون	آماره آزمون	احتمال	نتیجه
لگاریتم تولید ناخالص داخلی	LGDP	با عرض از مبدأ	-۵/۱۸	۰/۰۰۰	I(0)
لگاریتم مخارج دولت	LG	با عرض از مبدأ	-۳/۱۶	۰/۰۰۰	I(0)
لگاریتم درآمدهای مالیاتی	LT	با عرض از مبدأ	-۴/۸۷	۰/۰۰۰	I(0)
لگاریتم پرداخت‌های انتقالی	LTR	با عرض از مبدأ و روند	-۸/۱۴	۰/۰۰۰	I(0)
لگاریتم سرمایه‌گذاری خصوصی	LI	با عرض از مبدأ	-۴/۱۶	۰/۰۰۰	I(0)

مأخذ: یافته‌های تحقیق، * و ** و *** به ترتیب سطح معنی‌داری ۱ و ۵ و ۱۰ درصد می‌باشد.

جدول ۴. نتایج آزمون پایایی متغیرها با استفاده از آزمون ADF

	آزمون در سطح				آزمون تفاضل اول				
	با عرض از مبدأ		با عرض از مبدأ و روند		با عرض از مبدأ		با عرض از مبدأ و روند		
متغیر	آماره آزمون	احتمال	آماره آزمون	احتمال	آماره آزمون	احتمال	آماره آزمون	احتمال	نتیجه
LGDP	-۰/۱۴	۰/۹۴	-۲/۴۵	۰/۳۵	-۵/۰۹	۰/۰۰۰۲	-۴/۰۹	۰/۰۰۰۹	I(1)
LG	-۰/۵۸	۰/۸۶	-۱/۴۳	۰/۸۳	*** -۴/۳۷	۰/۰۰۱۵	***-۴/۵۴	۰/۰۰۴۹	I(1)
LT	-۰/۷۹	۰/۸	۱/۵۲	۰/۸	-۴/۶۱	۰/۰۰۰۸	-۴/۵۳	۰/۰۰۵	I(1)
LTR	-۱/۰۷	۰/۷۲	-۲/۵۴	۰/۳۱	-۸/۰۹	۰/۰۰۰	-۷/۴۷	۰/۰۰۰	I(1)
LI	۰/۹۴	۰/۹۹	-۲/۴۳	۰/۳۵	***-۵/۴۰	۰/۰۰۰۱	***-۶/۳۱	۰/۰۰۰	I(1)

* و ** و *** به ترتیب سطح معنی داری ۱ و ۵ و ۱۰ درصد می‌باشد.

مأخذ: یافته‌های تحقیق

1. Gross Domestic Product (GDP)

۴. علت استفاده از مخارج مصرفی دولت به جای مخارج کل دولت می‌تواند به دو دلیل باشد: اولاً در کشورهای در حال توسعه‌ای همانند کشورهای منطقه منا به ویژه ایران، برخلاف کشورهای توسعه یافته سهم بزرگی از مخارج دولتی در مصرف کالاها و خدمات ظاهر می‌شود که این امر می‌تواند باعث تفاوت در سیاست‌های مالی دولت‌ها نیز گردد (Mahmud and Ahmed,2012) ثانیاً چون یکی از اهداف این مطالعه بررسی اثرات جایگزینی جبری نیز می‌باشد بدلیل کامل نبودن زیرساخت‌های اقتصادی در کشورهای در حال توسعه‌ای همانند ایران، نیاز به سرمایه‌گذاری بیشتر (به عنوان سرمایه‌گذاری عمرانی) است و بر همین اساس مخارج عمرانی نمی‌تواند اثر جایگزینی داشته باشد (آقایی و همکاران، ۱۳۸۹). لذا از طریق مخارج مصرفی بهتر می‌توان اثرات جایگزینی جبری را مورد بررسی قرار داد.

3. General government final consumption expenditure

۶. ارائه شده توسط بانک‌های تجاری و مؤسسات مالی

۳-۴- تجزیه و تحلیل یافته‌های پژوهش

۱-۳-۴- آزمون پایایی متغیرها

نتایج به دست آمده از بررسی پایایی متغیرها برای کشورهای منتخب منا در جدول (۳) نشان می‌دهد که ارزش احتمال آماره آزمون لوین، لین و چو (LLC) برای تمامی متغیرها حاکی از رد فرضیه صفر مبنی بر داشتن ریشه واحد متغیرها می‌باشد و فرضیه مقابل آن یعنی پایا بودن متغیرها مورد پذیرش قرار می‌گیرد. در جدول (۴) نیز نتایج آزمون پایایی متغیّرها با استفاده از آزمون دیکی فولر تعمیم یافته (ADF) برای ایران نشان می‌دهد که تمامی متغیرها پس از یکبار تفاضل‌گیری و با درجه همگرایی یک پایا می‌شوند. در ادامه برای تخمین مدل، ابتدا لازم است تعداد وقفه بهینه برای تصریح مدل در هر یک از مدل‌ها انتخاب شود.

جدول ۵. تعیین وقفه بهینه مدل PVAR

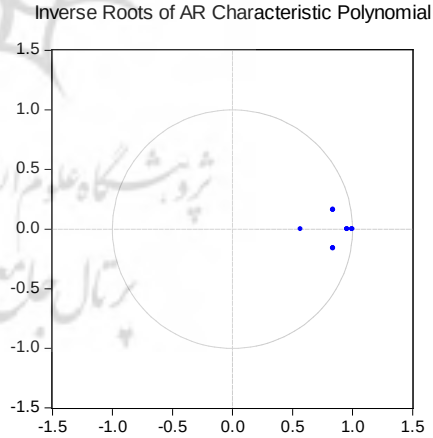
حنان کویین	آکاییک آکائیک	شواتز بیزین شوارتز – بیزین	معناداری آماره جی	آماره جی	ضریب تعیین	وقفه
HQIC	AIC	SBIC	J Pvalue	J	CD	Lag
-۱۶۰/۲۳۰۶	-۶۹/۹۳۳۷	-۲۹۲/۱۴۷۱	۰/۳۲۳۱۶۵۲	۸۰/۰۶۶۳	۱	۱
-۱۰۴/۸۹۷۹	-۴۴/۷۰۰۰۳	-۱۹۲/۸۴۲۳	۰/۲۸۱۴۵۹۵	۵۵/۲۹۹۹۷	۱	۲
-۵۸/۵۹۹۰۷	-۲۸/۴۶۰۱۲	-۱۰۲/۵۳۱۲	۰/۶۶۲۱۵۳۳	۲۱/۵۳۹۸۸	۱	۳

مأخذ: یافته‌های تحقیق

جدول ۶. تعیین وقفه بهینه مدل VAR

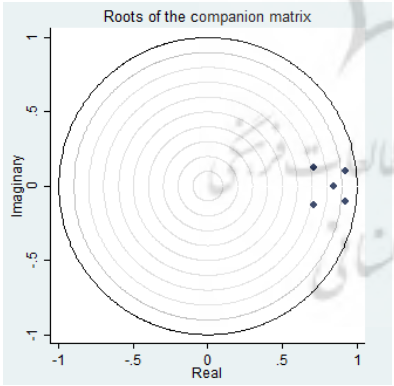
آکائیک	حنان-کوئین	شوارتز – بیزین	وقفه
AIC	HQIC	SBIC	Lag
-۸/۷۸۴۱۳۲	-۸/۴۰۷۱۶۱	-۷/۶۲۷۶۹۰	۰
-۱۰/۹۲۲۵۶*	-۹/۷۹۱۶۴۹*	-۷/۷۱۸۷۸۵*	۱
-۱۰/۰۳۱۶۷	-۹/۲۷۷۷۲۵	-۷/۴۵۳۲۳۸	۲

مأخذ: یافته‌های تحقیق



نمودار ۲. شرط پایداری مقادیر ویژه منا

مأخذ: یافته‌های تحقیق



نمودار ۳. شرط پایداری مقادیر ویژه ایران

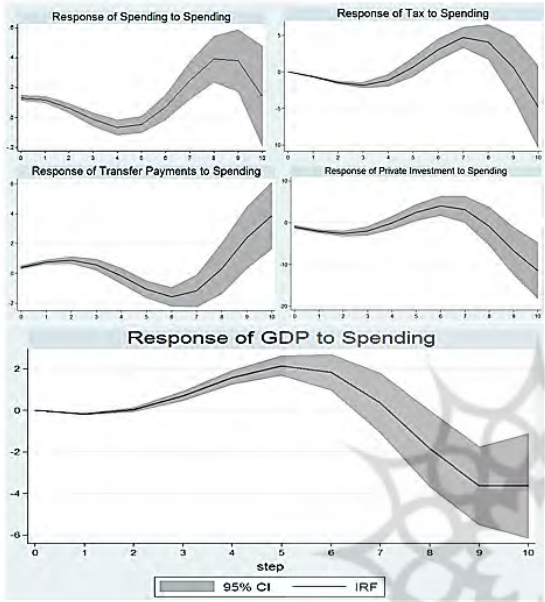
مأخذ: یافته‌های تحقیق

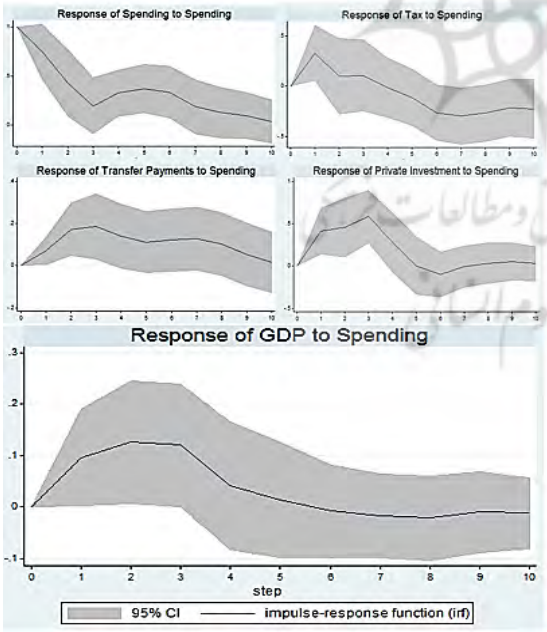
باتوجه به نتایج جدول‌های (۵) و (۶)، وقفه بهینه برای هر دو مدل PVAR و VAR وقفه یک است. چون کمترین مقدار برای معیارهای شوارتز بیزین، حنان کوئین و آکاییک در وقفه یک است. پس از مشخص شدن وقفه مناسب، مدل‌های PVAR و VAR تخمین زده شد. معمولاً مشکل می‌توان ضرایب برآورد شده مدل خودرگرسیون برداری را تفسیر کرد به ویژه وقتی که ضرایب با وقفه یک متغیر، تغییر علامت می‌دهند به همین دلیل تابع عکس‌العمل را برآورد می‌کنند تا با کمک آن رفتار متغیرها را در طول زمان در اثر یک انحراف معیار تغییر در جمله اخلال معادلات مورد بررسی قرار دهند. در ادامه

به بررسی شرط پایداری مدل پرداخته شده است. نمودار (۲) نشان دهنده برقراری شرط پایداری مدل PVAR و نمودار (۳) نیز نشان دهنده شرط پایداری مدل VAR است. چون تمام مقادیر ویژه در هر دو مدل در درون دایره واحد است.

۲-۳-۴- توابع عکس‌العمل آنی

در بررسی عکس‌العمل آنی، اثر یک انحراف معیار تکانه متغیر را روی متغیرهای دیگر بررسی می‌شود. به عبارتی نمودار (۴) مشخص می‌کند که اگر یک شوک یا تغییر ناگهانی به اندازه یک انحراف معیار در مخارج دولت ایجاد شود، اثر آن روی رشد اقتصادی و سایر متغیرها در دوره‌های بعد چگونه خواهد بود که به وضوح می‌توان مشاهده کرد که شوک مخارج دولت در کشورهای منتخب منا با یک دوره وقفه منجر به افزایش نسبتاً شدید در تولید ناخالص داخلی کشورهای منا تقریباً تا دوره پنجم می‌گردد و پس از این دوره شروع به کاهش می‌کند. اما در ایران شوک مخارج دولت از همان ابتدا همراستا با کشورهای منتخب منا منجر به افزایش نسبتاً شدید در تولید ناخالص داخلی ایران تقریباً تا دوره سوم می‌گردد و پس از این دوره شروع به کاهش می‌کند. پرداخت‌های انتقالی در کشورهای منتخب منا و ایران با دو وقفه تأخیر به‌دلیل افزایش مخارج دولت شروع به کاهش می‌کنند. در کشورهای منتخب منا درآمدهای مالیاتی نیز جهت تأمین مخارج دولت با دووقفه تأخیر شروع به افزایش می‌کنند و همین امر سبب کاهش انگیزه سرمایه‌گذاران خصوصی برای سرمایه‌گذاری در فعالیت‌های تولیدی شده و لذا همزمان با شوک مخارج دولت سرمایه‌گذاری بخش خصوصی تقریباً تا دوره پنجم کاهش یافته و پس از آن با از بین رفتن اثر شوک، سرمایه‌گذاری نیز افزایش می‌یابد. به بیان دیگر، افزایش مخارج دولت پس از یک دوره نسبتاً کوتاه، جایگزین اجباری[1] مخارج بخش خصوصی می‌شود و اثر کلی آن کاهش سرمایه‌گذاری بنگاه‌ها در زمینه ماشین آلات و تجهیزات در کشورهای منا است. اما در ایران از آنجا که درآمد نفت به عنوان پشتوانه تأمین هزینه‌های دولت تلقی می‌شود و همین امر سبب شده تا تحقق درآمدهای مالیاتی مورد توجه چندانی قرار نگیرد و شوک مخارج دولت نه تنها باعث افزایش درآمدهای مالیاتی (جهت تأمین مخارج دولت) نمی‌شود بلکه حتی کاهش نیز می‌یابد. همچنین در ایران شوک مخارج دولت از همان ابتدا به علت اثر مثبت این مخارج بر انتظارات سرمایه‌گذاران، موجب افزایش سرمایه‌گذاری خصوصی می‌شود. قابل ذکر است که با توجه به نتایج حاصل از شوک مخارج دولت می‌توان به وضوح مشاهده کرد که در کشورهای منتخب منا و ایران مطابق با مطالعه (باتینی و همکاران[2]، ۲۰۱۴: ۱۲) پایداری اثرات شوک تقریباً در عرض پنج سال از بین می‌رود.





نمودار ۴. نتایج توابع واکنش مدل PVAR (سمت چپ) و VAR (سمت راست)

مأخذ: یافته‌های تحقیق

1. Crowding out

2. Batini et al. (2014)

۳-۳-۴- تجزیه واریانس

نتایج حاصل از تجزیه خطای واریانس کشورهای منتخب منا (جدول ۷) و ایران (جدول ۸) بیان کننده این حقیقت است که بیشتر تغییرات رشد اقتصادی در دوره مورد بررسی ناشی از روند گذشته خود متغیر در کشورهای منتخب منا و ایران است. در کشورهای منتخب منا در دوره دوم ۵۹ درصد از تغییرات رشد اقتصادی مربوط به مقادیر گذشته خود متغیر می‌باشد که این رقم در دوره پنجم به ۸ درصد رسیده است. از تغییرات رشد اقتصادی در دوره دوم ۳/۴۷ درصد مربوط به شوک مخارج دولت می‌باشد که این مقدار در طی دوره‌های پنجم و دهم بترتیب به ۴۷ و ۴۰ درصد تغییر کرده است و این نشان دهنده این امر است که هر چه تعداد دوره افزایش می‌یابد اثر توضیح دهندگی رشد اقتصادی بواسطه شوک مخارج دولت تا دوره پنجم افزایش و پس از آن با از بین رفتن تدریجی اثر شوک شروع به کاهش می‌کند. در ایران نیز همراستا با کشورهای منتخب منا در دوره دوم ۹۸ درصد از تغییرات رشد اقتصادی مربوط به مقادیر گذشته خود متغیر می‌باشد که این رقم در دوره دهم به ۷۱ درصد رسیده است. از تغییرات رشد اقتصادی در دوره چهارم ۰/۱ درصد مربوط به شوک مخارج دولت می‌باشد که این مقدار در طی دوره دهم به ۷ درصد تغییر کرده است و این نشان دهنده این امر است که هرچه تعداد دوره افزایش می‌یابد اثر توضیح دهندگی رشد اقتصادی بواسطه شوک مخارج دولت افزایش می‌یابد.

جدول ۷. نتایج تجزیه واریانس کشورهای منتخب منا

دوره زمانی	LGDP	LG	LT	LTR	LI
۱	۱	۰	۰	۰	۰
۲	۰/۵۹۳۶۸۹۱	۰/۰۳۴۷۳۳۱	۰/۱۲۵۶۰۰۶	۰/۲۳۹۳۶۸۶	۰/۰۰۶۶۰۸۶
۳	۰/۲۲۰۵۰۹۷	۰/۲۱۵۶۹۳۷	۰/۲۸۳۹۹۰۵	۰/۲۷۷۱۱۳۳	۰/۰۰۲۶۹۲۷
۴	۰/۰۹۴۶۰۶۱	۰/۴۰۷۱۵۶۹	۰/۳۲۹۳۹۲۵	۰/۱۴۳۲۸۲۲	۰/۰۲۵۵۶۲۴
۵	۰/۰۸۲۸۴۶۹	۰/۴۷۳۸۱۸۸	۰/۲۸۳۱۷۴	۰/۰۸۰۸۹۹۶	۰/۰۷۹۲۶۰۹
۶	۰/۰۸۴۸۰۷۳	۰/۴۰۹۴۷۷۳	۰/۲۰۵۶۵۰۵	۰/۱۵۸۷۴۳۷	۰/۱۴۱۳۲۰۸
۷	۰/۰۶۸۷۴۴۲	۰/۳۰۰۵۸۰۸	۰/۱۴۸۷۰۲	۰/۳۰۲۶۷۰۵	۰/۱۷۹۳۰۲۴
۸	۰/۰۵۸۶۹۰۶	۰/۲۸۸۷۵۷	۰/۱۳۷۳۵۴۱	۰/۳۴۹۲۵۱۳	۰/۱۶۵۹۴۷
۹	۰/۰۹۰۳۶۴۴	۰/۳۸۷۸۸۷۲	۰/۱۳۳۹۶۱۵	۰/۲۶۳۷۴۳۹	۰/۱۲۴۰۴۳
۱۰	۰/۱۲۵۹۳۱۹	۰/۴۰۲۱۲۲۹	۰/۱۰۰۲۷۸۸	۰/۲۶۹۲۳۹۱	۰/۱۰۲۴۲۷۳

مأخذ: یافته‌های تحقیق

جدول ۸. نتایج تجزیه واریانس ایران

دوره زمانی	LGDP	LG	LT	LTR	LI
۱	۱۰۰/۰۰۰	۰/۰۰۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰۰۰
۲	۹۸/۹۹۲۴۲	۰/۰۰۰۱۹۲	۰/۹۹۱۵۵۱	۰/۰۰۰۲۴۶	۰/۰۱۵۵۹۲
۳	۹۷/۰۲۶۵۳	۰/۰۲۲۷۴۱	۲/۸۳۲۸۸۶	۰/۰۰۰۲۷۷	۰/۱۱۷۵۶۳
۴	۹۴/۳۵۳۱۵	۰/۱۵۳۲۷۲	۵/۱۶۵۶۹۳	۰/۰۰۱۵۷۷	۰/۳۲۶۳۰۸
۵	۹۱/۱۳۹۶۶	۰/۵۱۳۶۷۵	۷/۷۳۷۹۲۴	۰/۰۰۵۳۷۵	۰/۶۰۳۳۶۸
۶	۸۷/۵۱۲۱۱	۱/۲۰۶۳۲۹	۱۰/۳۷۳۲۰	۰/۰۱۲۶۵۸	۰/۸۹۵۶۹۸
۷	۸۳/۵۹۴۸۱	۲/۲۷۶۹۳۹	۱۲/۹۴۱۵۶	۰/۰۲۴۳۴۵	۱/۱۶۲۳۵۰
۸	۷۹/۵۲۴۵۴	۳/۷۰۷۲۷۳	۱۵/۳۴۶۱۷	۰/۰۴۱۲۳۴	۱/۳۸۰۷۷۴
۹	۷۵/۴۴۳۳۳	۵/۴۲۹۱۹۴	۱۷/۵۱۹۹۴	۰/۰۶۳۸۴۱	۱/۵۴۳۶۸۹
۱۰	۷۱/۴۸۲۲۴	۷/۳۴۷۴۱۶	۱۹/۴۲۴۳۷	۰/۰۹۲۲۷۱	۱/۶۵۳۷۰۵

مأخذ: یافته‌های تحقیق

۴-۳-۴- محاسبه ضرایب فزاینده مخارج دولت

در تجزیه و تحلیل توابع واکنش حاصل از مدل PVAR و VARدر این مقاله نیز براساس مطالعه کومبس و همکاران[1] (۲۰۱۴) توابع واکنش ضربه‌ای متعامد (OIRF)[2] به منظور معرفی شوک‌های مالی برون‌زا مورد بررسی قرار می‌گیرد که در همین راستا از تجزیه متعارف چولسکی[3] استفاده می‌شود. براساس مطالعه فاتاس و میهاو[4] (۲۰۰۱) ترتیب انتخاب شده برای متغیرها در این پژوهش به صورت تولید، مخارج دولت، مالیات، پرداخت‌های انتقالی و سرمایه‌گذاری خصوصی است که در واقع چنین ترتیبی در راستای این ایده است که سیاست مالی به طور پیش فرض با مدل استاندارد IS-LM مطابقت دارد. این ایده همچنین توسط کومبس و همکاران (۲۰۱۴) و هوری[5] (۲۰۱۶) ارائه شده است. با توجه به مطالب بیان شده، جهت مطالعه دقیق‌تر نیاز است که مقادیر عددی واکنش GDP به شوک مخارج دولت (ضریب فزاینده مخارج دولت) محاسبه شود که بدین منظور با بهره‌گیری از بخش ۴-۱-۲ و با استفاده از ضرایب توابع واکنش ضربه‌ای متعامد (OIRF)[6] و مقدار شوک اولیه مخارج دولت[7] و میانگین نسبت مخارج دولت به GDP، ضرایب فزاینده مخارج دولت ایران و کشورهای منتخب منا (جدول ۹) محاسبه شد. در نمودارهای (۵) و (۶) واکنش مثبت تولید به شوک مخارج دولت را در کشورهای منتخب منا و ایران به وضوح قابل مشاهده است. جدول (۱۰) نیز نشان می‌دهد واکنش تولید به مخارج دولت در کوتاه‌مدت[8] در کشورهای منتخب منا بیشتر از ایران بوده و بزرگ‌ترین واکنش تولید به مخارج دولت[9] نیز در کشورهای منتخب منا بزرگ‌تر از ایران بوده که این اتفاق در کشورهای منتخب منا در سال چهارم و در ایران در سال دوم رخ می‌دهد. اما جالب توجه است که واکنش تولید به مخارج دولت در بلندمدت[10] در ایران بزرگ‌تر از کشورهای منتخب منا می‌باشد.

جدول ۹. محاسبه ضریب فزاینده کوتاه‌مدت مخارج دولت

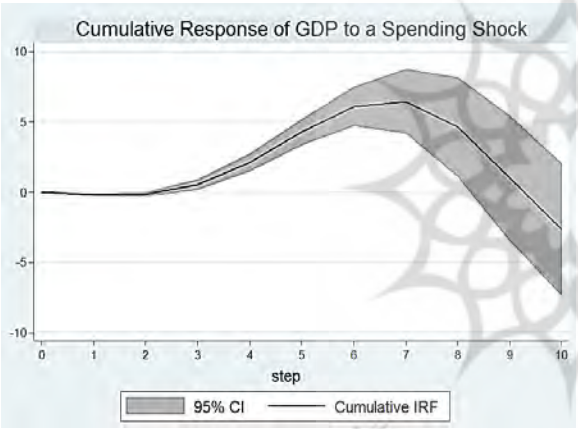
Zone	IRF Coefficients	Initial Shock	g/gdp	Fiscal multiplier
Mena	۰/۰۱۷۳۶۶	۰/۱۳۱۰۳۱۳	۰/۹۱۵۳۷۲	۰/۱۴
Iran	۰/۰۰۹۷۸	۰/۱۲۹۸۷۲	۰/۹۰۵۰۶۹	۰/۰۸

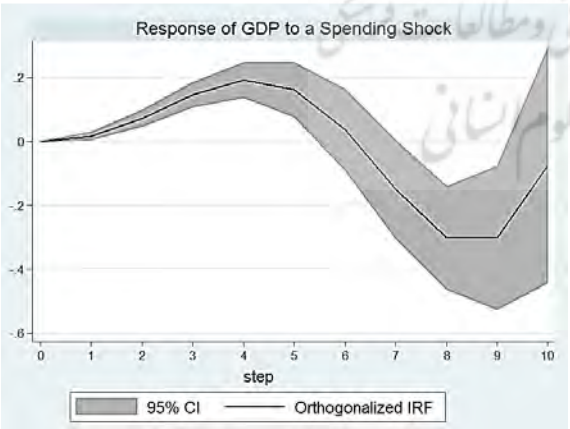
مأخذ: یافته‌های تحقیق

جدول ۱۰. ضریب فزاینده مخارج دولت

Zone	Impact Multiplier	Peak Multiplier	Cumulative Multiplier
Mena	۰/۱۴	۱/۶۰	−۱/۶۶
Iran	۰/۰۸	۰/۱۲	۰/۳۸

مأخذ: یافته‌های تحقیق

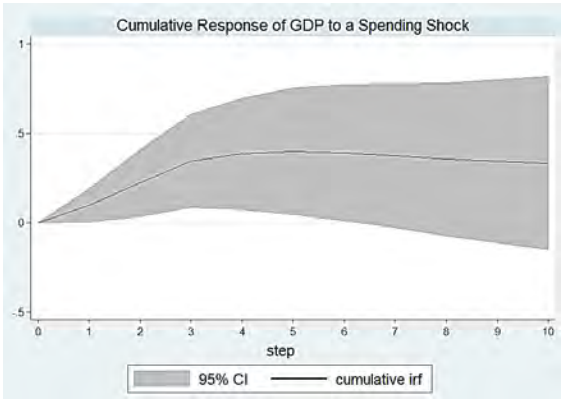


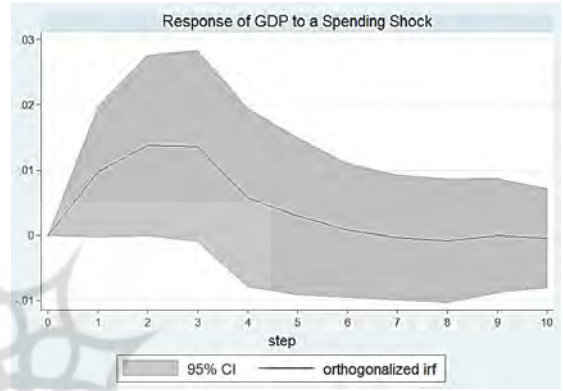


نمودار ۵. واکنش تولید به شوک مخارج دولت (در کوتاه‌مدت و بلندمدت) در کشورهای منتخب منا

مأخذ: یافته‌های تحقیق

1. Combes et al. (2014)
2. The Orthogonalized Impulse-Re ponses sFunctions (OIRF)
3. Cholesky Decomposition
4. Fatas & Mihov (2001)
5. Hory (2016)
۶. با بهره‌گیری از مطالعات (Ianc and Turcu,2016) و (Combos et al., 2014)
۷. با بهره‌گیری از روش (Gustavo Sánchez,2011) برای مدل VAR و روش (George S. Ford,2016) برای مدل PVAR
8. Impact Multiplier
9. Peak Multiplier
10. Cumulative Multiplier





نمودار ۶. واکنش تولید به شوک مخارج دولت (در کوتاه‌مدت و بلندمدت) در ایران

مأخذ: یافته‌های تحقیق

۵-۳-۴- عوامل تعیین کننده ضریب فزاینده مخارج دولت

در این بخش، اثرات مورد انتظار هر یک از عوامل تعیین شده ارائه می‌شود و توضیح داده می‌شود که چرا این تعیین کننده‌ها می‌توانند در کشورهای منتخب منا[1] و ایران به نحوی متفاوت یا یکسان عمل کنند. مطابق با جدول (۱) و مقالات اصلی مربوط به ضرایب فزاینده مالی و عوامل تعیین کننده آنها، در این پژوهش پنج عامل کلیدی با توجه به داده‌های مورد دسترس و اینکه می‌توانند در کشورهای مورد بررسی اثرات بیشتری داشته باشند انتخاب شدند[2]: درجه باز بودن تجاری، وضعیت بودجه عمومی، نرخ پس‌انداز، میزان بهره‌برداری از ظرفیت و توسعه مالی. مدل مورد بررسی در این بخش به صورت زیر می‌باشد:

(۲۳)

$$Y_{it} = \beta(L)Y_{it-1} + \gamma X_{it} + \delta I_{it} + \varepsilon_{it}$$

که در این رابطه بردار X_{it} شامل یکی از متغیرهای کنترل (درجه باز بودن تجاری، وضعیت بودجه عمومی، نرخ پس‌انداز، میزان بهره‌برداری از ظرفیت و توسعه مالی) می‌باشد. که اثر هریک از متغیرهای کنترل در مدل‌های جداگانه‌ای مورد بررسی قرار گرفت تا بتوان مشخص کرد سیاست مالی تحت تأثیر کدامیک از این فاکتورها، کاراتر است و نتایج زیر حاصل شد:

درجه باز بودن تجاری

باز بودن تجاری باید تأثیر منفی بر ضریب فزاینده مالی داشته باشد: چون هرچقدر میل نهایی به واردات بیشتر باشد، نشت تقاضا زمانی که مخارج دولت افزایش می‌یابد، بیشتر است. لذا با توجه به وابسته بودن ضریب فزاینده مالی به میل نهایی به واردات، در این مقاله جهت اندازه‌گیری اثر درجه باز بودن تجاری از نسبت واردات به تولید ناخالص داخلی استفاده شده است که نتایج حاصل اثر منفی واردات بر ضریب فزاینده مخارج دولت را تأیید کردند. به طوری‌که در کشورهای منا (نمودار ۸) در گروه (۱) کشورهای با اقتصاد باز نسبت به گروه (۲) کشورهای با اقتصاد بسته ضریب فزاینده مخارج دولت کوچک‌تر است. در ایران (نمودار ۹) نیز به‌دلیل بالا بودن واردات، اثر منفی آن نسبت به مدل پایه به‌وضوح قابل مشاهده است. اما قابل توجه است که تأثیر باز بودن تجاری در منا بیشتر از ایران است (جدول ۱۱). چون ضریب فزاینده مخارج دولت در منا هنگامی که درجه باز بودن بالا است، منفی‌تر می‌شود.

وضعیت بودجه عمومی

منظور از وضعیت بودجه عمومی، میزان بدهی عمومی است که مفهوم آن کل بدهی (اوراق قرضه و سایر اوراق بهادار) یک

---

۱. در این بخش به منظور بررسی دقیق‌تر کشورهای منتخب منا (بر مبنای مطالعه Ilzetzki et al(2013)) به دو گروه تقسیم شدند، بدین صورت که ۶۰٪ از داده‌ها که دارای بیشترین مقدار متغیر کنترل مورد نظرهستند در گروه ۱ و مابقی در گروه ۲ جای گرفتند و برآوردهای جداگانه‌ای برای هر گروه انجام شد که نتایج حاصل در نمودار (۶) و جدول (۱۳) آمده است.

۲. قابل ذکر است که در این مطالعه با آگاهی از اهمیت رژیم نرخ ارز و نقش نرخ سیاست پولی، امکان بررسی این عوامل به‌دلیل روش مورد استفاده وجود نداشت. چون جهت برآورد تأثیر رژیم نرخ ارز باید از یک طبقه‌بندی ناپیوسته استفاده می‌شد. نرخ سیاست پولی هم یک عامل ساختاری نیست و نمی‌توان آنرا به عنوان عامل برون‌زا وارد مدل مورد بررسی نمود. لذا روش مورد استفاده اجازه بررسی این عوامل را نمی‌داد.

دولت مرکزی کشور است. بدین صورت که اگر وضعیت بودجه عمومی قوی باشد، بدهی دولت کم است، اما اگر وضعیت بودجه عمومی ضعیف باشد، بدهی دولت زیاد است (هودروم و همکاران[1]، ۲۰۱۶: ۳). با توجه به بدهی‌های عمومی، مکانیسم‌های کینزی فرض می‌کنند که مصرف با درآمد جاری ارتباط دارد. بنابراین سطح بدهی نمی‌تواند ضریب فزاینده مالی را تحت تأثیر قرار دهد. با این حال، هنگامی که مصرف کنندگان به فکر آینده هستند، پیش‌بینی می‌کنند که افزایش هزینه‌های عمومی از طریق افزایش بدهی عمومی امروز معادل افزایش سطوح مالیاتی در آینده است. بنابراین، آنها پس‌انداز خود را (جهت مقابله با افزایش سطوح مالیاتی) افزایش می‌دهند. لذا طبق نظریه ریکاردویی[2] مصرف پس از یک محرک مالی افزایش نخواهد یافت. برای حفظ این معادله ریکاردویی از عوامل اقتصادی درخواست می‌شود که آینده‌نگر باشند. به این ترتیب، بدهی‌های عمومی بالا، ضریب فزاینده مخارج دولت را کاهش می‌دهد. با این حال سادرلند[3] (۱۹۹۷) نشان می دهد که در سطوح بالای بدهی های عمومی، محرک مالی می‌تواند اثرات ضد کینزی داشته باشد، حتی اگر مصرف کنندگان آینده‌نگر نباشند. در واقع، هنگامی که بدهی عمومی بالا است، عوامل پیش‌بینی می‌کنند که آنها مجبور خواهند شد به زودی در آینده مالیات بیشتری را پرداخت کنند. لذا بار بدهی تنها توسط نسل‌های بعدی پشتیبانی نمی‌شود. بنابراین، مصرف کنندگان پس‌انداز خود را افزایش می‌دهند بدون اینکه آینده‌نگر باشند و بدون اینکه نیاز باشد تا برخی امکانات را برای انتقال ثروت به نسل‌های بعدی داشته باشند. این استدلال به نظر می‌رسد که در کشورهای کمتر توسعه یافته و در حال توسعه‌ای همچون کشورهای منطقه منا می‌تواند مهم‌تر باشد، زیرا مفهوم سازمانی، کیفیت مدیریت درآمد- مخارج و اعتماد به دولت را کاهش می‌دهد. بنابراین اثرات بدهی عمومی می‌تواند در این کشورها دو برابر باشد. به بیان دیگر، آستانه‌ای که بدهی عمومی اثرات ضد کینزی را ایجاد می‌کند ممکن است در این کشورها پایین‌تر از کشورهای توسعه یافته باشد و اثرات بدهی عمومی بالا نیز می‌تواند بدتر باشد (هوری[4]، ۲۰۱۶: ۶۸). در این مقاله برای اندازه‌گیری تأثیر وضعیت مالی عمومی، از نسبت بدهی به تولید ناخالص داخلی (GDP) استفاده شد و نتایج حاصل مطابق با انتظارات، اثر منفی بدهی بر ضریب فزاینده مخارج دولت را تأیید کردند. به طوری‌که در گروه کشورهای منا با بدهی بالا نسبت به کشورهای با بدهی پایین ضریب فزاینده مخارج دولت کوچک‌تر است (نمودار ۸). در ایران نیز به‌دلیل بالا بودن بدهی، اثر منفی آن نسبت به مدل پایه به وضوح قابل مشاهده است (نمودار ۹). قابل توجه است که در ایران نسبت به منا وضعیت بدتر بوده و ضریب منفی است (جدول ۱۱) که این می‌تواند به دو دلیل باشد: اولاً چون (طبق نظر اسپیلمبرگو و همکاران[5]، ۲۰۰۹: ۳) زمانی که بدهی عمومی بالا باشد، اگر اعتماد به نفس مصرف کنندگان و سرمایه‌گذاران کاهش یابد، احتمال بیشتری وجود دارد که نسبت بدهی به تولید ناخالص داخلی با افزایش مالیات افزایش یابد که در این حالت به طور خاص ممکن است ضرایب فزاینده مالی منفی شوند. ثانیاً، تأثیر منفی محرک‌های مالی در زمان‌های بدهی بالا می‌تواند بیشتر از اثرات ضدکینزی باشد. در واقع، اثرات ضد کینزی منجر به تأثیر سیاست‌های انبساطی نمی‌شود، اما لزوماً به معنی منفی شدن نیز نمی‌باشد. به بیان دیگر، تأثیر منفی بدهی های بالا دارای پاداش نرخ بهره است (همینگ و همکاران[6]، ۲۰۰۲: ۳۶). چون زمانی که بدهی‌های عمومی بالا است، پاداش ریسک مهم است و نرخ بهره افزایش می‌یابد. لذا پیوند میان پاداش ریسک و نرخ بهره زمانی قوی‌تر است که اعتبارات دولت ضعیف باشد (آلسینا و پروتی[7]، ۱۹۹۴: ۴۱). همان‌طور که در کشورهای در حال توسعه‌ای به‌ویژه ایران اغلب مدیریت بدهی‌های عمومی از طریق اعتبارات دولتی ضعیف محسوب می‌شود و همین امر منجر به منفی شدن ضریب فزاینده مخارج دولت (با افزایش بدهی عمومی) در ایران می‌شود.

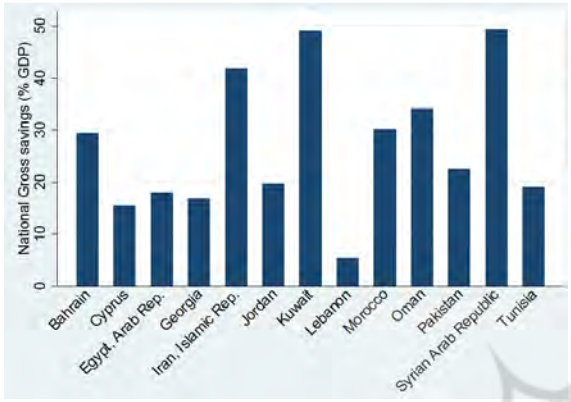
عدم اطمینان و نرخ پس‌انداز

عامل دیگری که نقشی کلیدی در کارآیی سیاست مالی دارد، عدم اطمینان است. عدم اطمینان می‌تواند با اصلاح کارایی سیاست مالی از طریق کانال پس‌انداز اثر بزرگ‌تری بر ضرایب فزاینده مالی داشته باشد. در واقع، در محیط نامطمئن عوامل اقتصادی تقاضای خود را برای پس‌انداز احتیاطی افزایش

1. Huidrom et al. (2016)
2. Ricardian
3. Sutherland (1997)
4. Hory (2016)
5. Spilimbergo et al. (2009)
6. Hemming et al. (2002)
7. Alesina & Perotti (1994)

می‌دهند. بنابراین، اگر محرک مالی، هنگامی که عدم اطمینان افزایش می‌یابد، اعمال شود، مصرف کنندگان پس‌انداز خود را افزایش می‌دهند. این نشت تقاضا باعث می‌شود که سیاست مالی ناکارآمد شود. از این رو، در این مقاله از نسبت پس‌انداز به تولید ناخالص داخلی برای اندازه گیری عدم اطمینان استفاده می‌شود. چون در واقع با استفاده از نرخ پس‌انداز، انتظارات در مورد تورم و تغییرات بالقوه در سطوح مالیاتی نیز همچنین در نظر گرفته می‌شود. لذا اگر اعتماد به دولت کم باشد، انبساط مالی احتمال دارد منجر به افزایش پس‌انداز شود. چون سطح اطمینان کم می‌تواند منعکس کننده حکومت‌داری ضعیف باشد و به این ترتیب سیاست مالی کمتر کارآمد خواهد بود (هوری، ۲۰۱۶: ۶۸). بنابراین، می توان استدلال کرد که در کشورهای در حال توسعه من جمله کشورهای منطقه منا اثر پس‌انداز می‌تواند اثر ناخوشایندتری نسبت به کشورهای توسعه یافته داشته باشد، زیرا نرخ پس انداز بالا شامل عدم اطمینان نیز می‌شود. علاوه بر این، عدم اطمینان و پیش‌بینی‌های بدبینانه، زمانی که حکومت ضعیف است، مهم‌تر می‌شوند. بنابراین، اگر نرخ پس‌انداز بالا به عدم اطمینان و پیش‌بینی‌های بدبینانه اشاره دارد، میزان پس‌انداز می‌تواند منعکس کننده حکومت ضعیف نیز باشد که این احتمال در کشورهای در حال توسعه‌ای مانند ایران و کشورهای منطقه منا بیشتر است. چون در این کشورها نسبت پس‌انداز به GDP می‌تواند پس‌انداز واقعی را نشان ندهد. در واقع، توسعه مالی ضعیف می تواند عوامل را برای حفظ پس‌انداز احتیاطی به خارج از سیستم بانکی رسمی هدایت کند. بنابراین نرخ پس‌انداز کوچک نشان دهنده نااطمینانی کم نمی‌باشد و ضریب فزاینده مخارج دولت در کشورهای در حال توسعه‌ای همچون منطقه منا، با نسبت پس‌انداز به تولید ناخالص داخلی کم نمی‌تواند بسیار زیاد باشد. بنابراین، شکاف بین ضرایب فزاینده در این کشورها با نرخ پس‌انداز کم و با نرخ پس‌انداز بالا می‌تواند کوچک‌تر از یک باشد.

در این مقاله نیز طبق انتظار اثر منفی نرخ پس‌انداز بر ضریب فزاینده مخارج دولت تأیید شد. به طوری‌که در گروه کشورهای منا با نرخ پس‌انداز بالا نسبت به کشورهای با نرخ پس‌انداز پایین ضریب فزاینده مخارج دولت کوچک‌تر است و طبق انتظار شکاف بین ضرایب فزاینده در این کشورها نیز کوچک‌تر از یک است (نمودار ۸). در ایران نیز به‌دلیل بالا بودن نرخ پس‌انداز (نمودار ۷) ، اثر منفی آن نسبت به مدل پایه به وضوح قابل مشاهده است که این نتایج می‌تواند دلیلی بر عدم اطمینان و نشت تقاضا از طریق افزایش نرخ پس‌انداز در کشورهای مورد بررسی باشد (نمودار ۹). البته باید توجه داشت که اثر کاهشی پس‌انداز در کشورهای منا بسیار بیشتر از ایران می‌باشد (جدول ۱۱).



نمودار ۷. روند پس‌انداز ناخالص ملی در کشورهای منتخب منا (۲۰۱۶-۲۰۰۰)

مأخذ: بانک داده‌های سری‌های زمانی بانک جهانی

نرخ بهره‌برداری از ظرفیت

مکانیسم‌های کینزی بر اساس چندین فرضیه است. یکی از آنها مربوط به نرخ بهره‌برداری از ظرفیت تولید است: مکانیسم‌های کینزی در اقتصادهایی با ظرفیت تولید مازاد مؤثرند. در واقع، وقتی هزینه‌های عمومی افزایش می‌یابد، تقاضای جهانی افزایش می یابد و سمت عرضه به افزایش تولید واکنش می‌دهد. با این حال، اگر ظرفیت تولید به طور کامل مورد استفاده قرار گیرد، عرضه نمی‌تواند به سرعت افزایش یابد و این باعث می‌شود که ضریب فزاینده مخارج دولت کاهش یابد. این استدلال توضیح می‌دهد که چرا ضرایب فزاینده مالی در زمان‌های بد (زمانی که ظرفیت تولید تقریباً استفاده می‌شود) بیشتر از زمان‌های خوب (هنگامی که ظرفیت تولید به طور کامل مورد استفاده قرار می‌گیرد) هستند (هوری، ۲۰۱۶: ۶۹). برای اندازه‌گیری میزان بهره‌برداری از ظرفیت، در این مقاله از نرخ بیکاری استفاده شد که تعداد کارگران بیکار را نسبت به تعداد کل کارگران اندازه‌گیری می‌کند. در کشورهایی با تعداد قابل توجهی نیروی کار قابل دسترس، سازگاری طرف عرضه بیشتر است و شرکت‌ها می‌توانند به سرعت کارگران جدید را

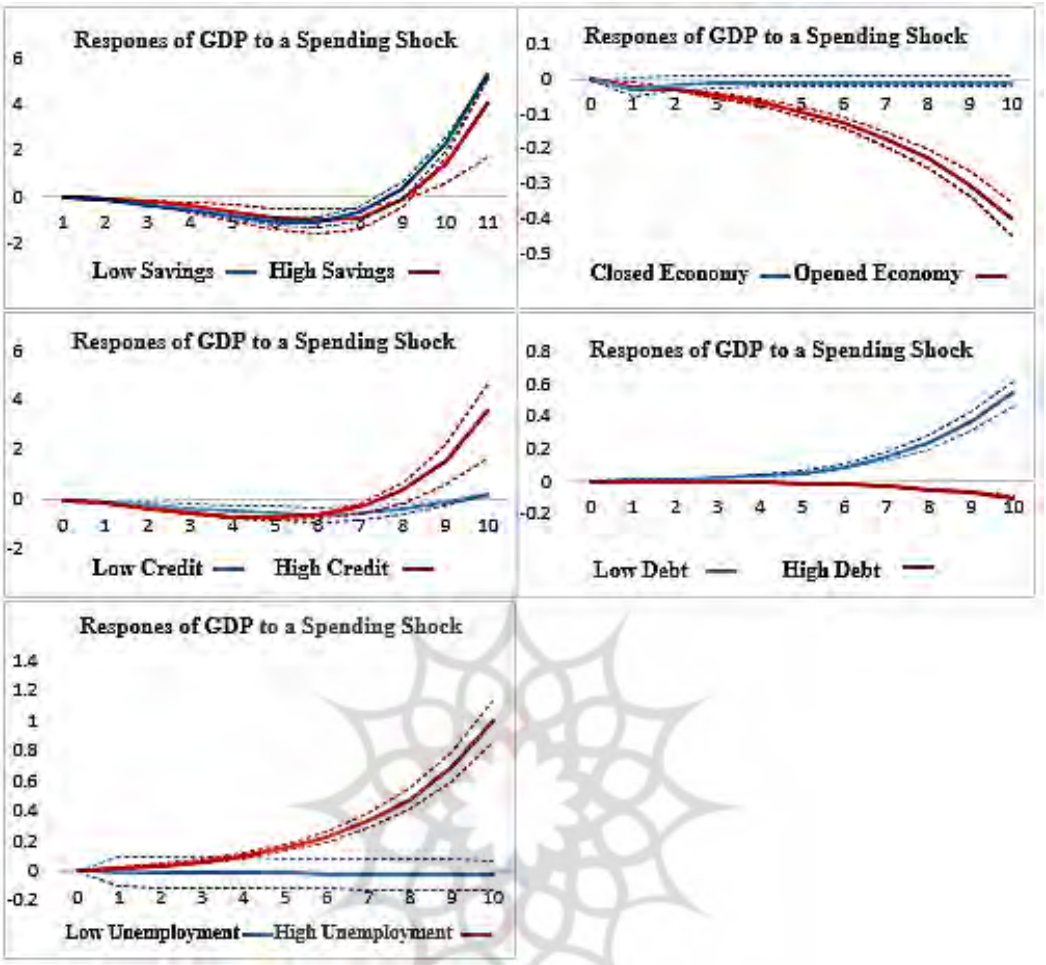
جذب کنند. به این ترتیب، انتظار می‌رود که نرخ بیکاری تأثیر مثبتی بر ضریب فزاینده مخارج دولت داشته باشد، زیرا یک نرخ بیکاری بالا نشان دهنده یک وضعیت رکود اقتصادی است. نتایج حاصل از این مطالعه اثر مثبت نرخ بیکاری بر ضریب فزاینده مخارج دولت را تأیید کردند. به طوری‌که در گروه کشورهای منا با نرخ بیکاری بالا نسبت به کشورهای با نرخ بیکاری پایین ضریب فزاینده مخارج دولت بزرگ‌تر است (نمودار ۸). در ایران نیز به‌دلیل بالا بودن نرخ بیکاری، اثر مثبت آن نسبت به مدل پایه به وضوح قابل مشاهده است (نمودار ۹) که همین امر سبب بزرگ‌تر شدن ضریب فزاینده مخارج دولت در این کشور نسبت به منا شده است (جدول ۱۱).

توسعه مالی

نسبت اعتبارات به تولید ناخالص داخلی اغلب به عنوان شاخص توسعه مالی استفاده می‌شود. به‌طور کلی توسعه مالی از یک سو، چند اثر منفی بر ضریب فزاینده مخارج دولت دارد که شامل:

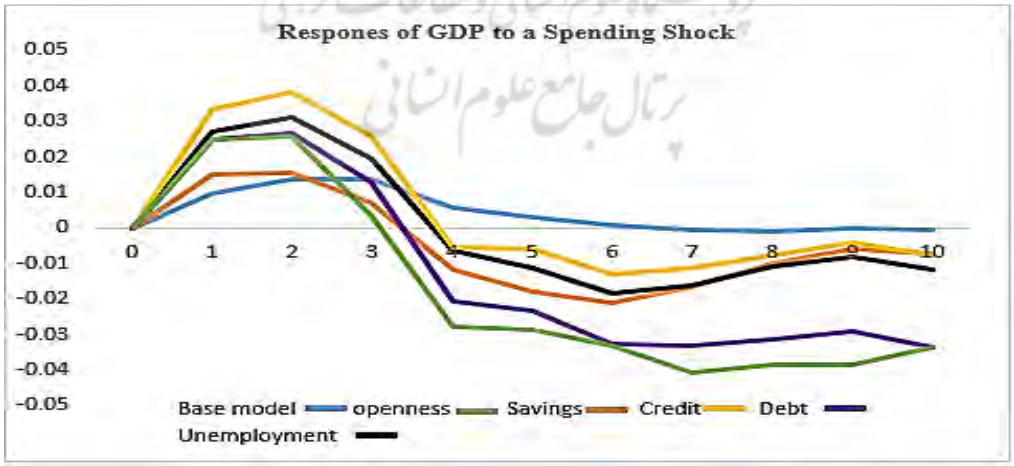
اولاً، نسبت ضعیف اعتبار به تولید ناخالص داخلی می تواند به این معنا باشد که عوامل اقتصادی محدود به اعتبار هستند. نسبت کوچک‌تر اعتبار به این معنی است که هم ارزی ریکاردویی معتبر نیست. به بیان دیگر، مردم کمتر به فکر آینده هستند و آنها نمی‌توانند مصرف خود را در طول زمان کنترل کنند. به این ترتیب، کشورهای دارای نسبت کوچک اعتبار به GDP می‌توانند دارای ضرایب فزاینده مالی بزرگ‌تر باشند. ثانیاً، زمانی که توسعه مالی ضعیف است، امکانات پس‌انداز کمی وجود دارد. بنابراین، عوامل اقتصادی امکانات کمی برای کنترل کردن مصرفشان دارند. اگر آنها نمی‌توانند مصرف خود را تغییر دهند، مصرف عمومی کمتر احتمال دارد که مصرف خصوصی را از بین ببرد حتی اگر نرخ بهره افزایش یابد. در نهایت، توسعه مالی می‌تواند به بی‌ثباتی بیشتر در کشورهای در حال توسعه اشاره کند. چون با توسعه مالی سرمایه‌گذاری بیشتر منجر به تولید بیشتر می‌شود و همین امر با ثابت بودن سایر شرایط، باعث سودآوری بیشتر می‌شود. سود بیشتر ارزش اعتبارات و منابع قرض‌گیری را فراهم می‌کند که منجر به افزایش بیشتر سرمایه‌گذاری می‌شود. در نتیجه جریان ورود سرمایه به کشور برای تأمین این رونق صورت می‌گیرد. همزمان، رونق سرمایه‌گذاری تقاضا برای عامل خاص را در کشور افزایش داده و قیمت آن را نسبت به محصول خوب افزایش می‌دهد (مگر اینکه عرضه این عامل بسیار با کشش باشد) این افزایش قیمت نهاده‌ها منجر به کاهش سود و در نتیجه، کاهش ارزش اعتبارات، قرض‌گیری کمتر و سرمایه‌گذاری کمتر و کاهش در مجموع تولید می‌شود. این بی‌ثباتی درونی موجب شوک‌هایی می‌شود که اثرات مداوم داشته و در موارد شدیدتر منجر به محدود شدن چرخه می‌شوند (هوری، ۲۰۱۶: ۶۹). به این ترتیب، توسعه مالی بیشتر می‌تواند ضریب فزاینده مخارج دولت را با ایجاد بی‌ثباتی کاهش دهد که این اثر در کشورهای در حال توسعه‌ای همچون منطقه منا مهم‌تر است.

از سوی دیگر، استدلال می شود که توسعه مالی می تواند تأثیر مثبتی بر ضریب فزاینده مخارج دولت داشته باشد. برای افزایش مصرف (سرمایه‌گذاری)، مصرف کنندگان (سرمایه‌گذاران) نیاز به تعدادی منابع مالی دارند. یک بخش مالی پیشرفته‌تر دسترسی به منابع مالی و همچنین تنوع منابع تأمین مالی را افزایش می‌دهد. در نتیجه نسبت اعتبار می‌تواند کمتر اهمیت داشته باشد و عوامل به راحتی می‌توانند مصرفشان (سرمایه‌گذاری) را افزایش دهند. اما در کشورهای در حال توسعه سرمایه‌گذاری نسبت به نرخ بهره کمتر حساس است، چون با استفاده از سیستم بانکی محدود می‌شود. بنابراین، تأثیر مثبت توسعه مالی می‌تواند در این کشورها با افزایش منابع قابل دسترس، مهم‌تر باشند. همان‌طور که توضیح داده شد، تأثیر توسعه مالی می‌تواند منفی (با فعال کردن معادله ریکاردویی، با افزایش امکانات پس انداز و افزایش بی ثباتی) یا مثبت (با افزایش امکانات مالی) باشد. در این مقاله از نسبت اعتبارات بخش خصوصی به تولید ناخالص داخلی (GDP) برای اندازه‌گیری تأثیر توسعه مالی استفاده شد. نتایج حاصل اثر مثبت اعتبارات بر ضریب فزاینده مخارج دولت را تأیید کردند. به طوری که در گروه کشورهای منا با اعتبارات بالا نسبت به کشورهای با اعتبارات پایین ضریب فزاینده مخارج دولت بزرگ‌تر است (نمودار ۸). در ایران نیز به‌دلیل بالا بودن نسبت اعتبارات، اثر مثبت آن نسبت به مدل پایه به وضوح قابل مشاهده است (نمودار ۹). اما قابل توجه است که این تأثیر در ایران قوی‌تر از منا می‌باشد (جدول ۱۱).



نمودار ۸. تأثیر هریک از عوامل تعیین کننده ضریب فزاینده مخارج دولت در کشورهای منتخب منا

مأخذ: یافته‌های تحقیق



نمودار ۹. تأثیر هریک از عوامل تعیین کننده ضریب فزاینده مخارج دولت در ایران

مأخذ: یافته‌های تحقیق

جدول ۱۱. مقایسه ضریب فزاینده مخارج دولت در کشورهای منتخب منا و ایران براساس عوامل تعیین کننده

	کشورهای منتخب منا			ایران	
متغیرهای کنترل	تقسیم بندی	Impact	Cumulative	Impact	Cumulative
درجه باز بودن تجاری	گروه ۱ (در اقتصاد باز)	-۰/۲۹	-۲۰/۲	۰/۰۰۳	-۱/۱۲
	گروه ۲ (در اقتصاد بسته)	-۰/۲۶	-۱/۲۱		
پس‌انداز ناخالص ملی	گروه ۱ (با پس‌انداز بالا)	-۰/۳۹	-۰/۰۹	۰/۰۷۹	-۱/۴۶
	گروه ۲ (با پس‌انداز پایین)	-۰/۰۲	۷/۵۷		
بدهی دولت	گروه ۱ (با بدهی بالا)	۰/۰۲	-۳/۴۶	-۰/۰۸	-۱/۷۳
	گروه ۲ (با بدهی پایین)	۰/۰۷	۱۱/۹۷		
اعتبارات به بخش خصوصی	گروه ۱ (با اعتبارات بالا)	۰/۰۷	۳۶/۰۶	۰/۰۹	۰/۷۲
	گروه ۲ (با اعتبارات پایین)	-۰/۳۹	-۱۱/۴۵		
نرخ بیکاری	گروه ۱ (با بیکاری بالا)	۰/۰۸	۳۵/۴۸	۰/۱۵	۰/۶
	گروه ۲ (با بیکاری پایین)	-۰/۰۲	-۱/۱۷		
مدل پایه (ایران)				۰/۰۸	۰/۳۸

مأخذ: یافته‌های تحقیق

نمودار (۹) تأثیر هریک از عوامل تعیین کننده ضریب فزاینده مخارج دولت را برای هر مدل تخمین زده شده ایران ارائه می‌دهد که به طور کلی شش مدل را ارائه می‌دهد: مدل پایه (بدون متغیر کنترل، متغیرهای خارجی) و پنج مدل شامل هر یک از متغیرهای کنترل ذکر شده، برآورد مدل پایه نشان می‌دهد که اندازه ضریب فزاینده مخارج دولت در ایران در سال اول پس از شوک ۰/۰۸ است، که در مقایسه با نتایج مدل پایه، می‌توان مشاهده کرد که معرفی باز بودن تجارت، سطح بدهی دولت و نرخ پس‌انداز حجم ضریب فزاینده مالی را کاهش می‌دهد، در حالی که سطح بالای بیکاری و توسعه مالی حجم ضریب فزاینده مالی افزایش می‌دهد.

بنابراین به‌طورکلی با توجه به عوامل بیان شده می‌توان نتیجه گرفت که کارایی هزینه‌های دولتی به عوامل اقتصاد کلان در ایران در مقایسه با منا (بجز باز بودن تجارت) حساسیت بیشتری دارد. این بیانیه می‌تواند ضعیف بودن اقتصاد ایران را نسبت به منا توضیح دهد چون که هر عامل دارای اثرات بدتری در ضریب فزاینده مخارج دولت در ایران است.

۵- بحث و نتیجه‌گیری

در این مطالعه در ابتدا نحوه اثرگذاری شوک مخارج دولت در کشورهای منتخب منطقه منا (MENA) و ایران مورد بررسی و همراستا بودن اثرگذاری مثبت شوک مخارج دولت بر رشد اقتصادی در منا و ایران تأیید شد. در ادامه جهت مطالعه دقیق‌تر به محاسبه ضریب فزاینده مخارج دولت در هر یک با بهره‌گیری از ضرایب توابع واکنش پرداخته شد که مطابق با سطح جهانی، نتایج حاصل این مطالعه نیز همراستا با نتایج مورد انتظار برگرفته از تئوری‌های اقتصادی است. بدین صورت که در این مطالعه طبق انتظار در کشورهای در حال توسعه‌ای همچون کشورهای منطقه منا به‌ویژه ایران ضرایب فزاینده مخارج دولت کوچک‌تر از یک و نزدیک به صفر می‌باشد که بررسی‌های صورت گرفته نشان داد باز بودن تجارت (واردات)، بدهی‌های عمومی و نرخ پس‌انداز هم در منا و هم در ایران ضریب فزاینده مخارج دولت را کاهش می‌دهند. در حالی‌که بیکاری و توسعه مالی باعث افزایش ضرایب فزاینده می‌شوند. با توجه به مقیاس تأثیر هر یک از عوامل تعیین کننده، بدهی عمومی بیشترین تأثیر را در ایران دارد، در حالی‌که در منا باز بودن تجارت بیشترین تأثیر را دارا می‌باشد. با توجه به نتایج بدست آمده به وضوح می‌توان مشاهده کرد که اندازه تأثیر هر یک از عوامل تعیین کننده در ایران نسبت به منا نسبتاً مهم‌تر است اما ضعف ضرایب فزاینده مخارج دولت در ایران با توجه به هر عاملی (به جز باز

بودن تجارت) که در نظر گرفته شد، باقی ماند. بنابراین به رغم بزرگ‌تر بودن حساسیت عوامل تعیین شده در نظر گرفته شده، در اقتصاد ایران، باید علاوه بر این عوامل، بر سایر عوامل نیز جهت بهبود کارایی سیاست مالی اقدام شود.

٦- پیشنهادات سیاستی

لذا با توجه به نتایج بدست آمده می‌تواند پیشنهادات سیاستی صورت گیرد:

با تکیه بر نتیجه کوچک‌تربودن ضریب فزاینده مخارج دولت در کشورهای منتخب منا به‌دلیل باز بودن تجارت (نسبت به سایر عوامل تعیین کننده) می‌توان گفت در این کشورها افزایش بیشتر رشد اقتصادی ناشی از شوک مخارج دولت از طریق باز بودن تجارت محدود می‌شود. لذا علت این عامل می‌تواند افزایش روند واردات کالاهای مصرفی در این منطقه باشد که در برخی موارد این نوع واردات از کیفیت بالایی نیز برخوردار نیستند و اثری منفی به طور مستقیم و غیرمستقیم بر رشد اقتصادی کشورها می‌گذارند. بنابراین با توجه به ساختار کشورهای منطقه منا ایجاد محدودیت‌های وارداتی برای کالاهای مصرفی می‌تواند شتاب بیشتری به رشد اقتصادی در این کشورها دهد.

در شرایط فعلی اقتصاد ایران به منظور افزایش سریع رشد اقتصادی از طریق شوک مخارج دولت، و با تکیه بر نتیجه حاصل از این تحقیق که حاکی از تأثیر بالای بدهی دولت بر ضریب فزاینده مخارج دولت در ایران می‌باشد، با هدف کاهش بدهی دولت و افزایش بیشتر رشد اقتصادی از طریق شوک مخارج دولت، پیشنهاد می‌شود دولت از روش‌های خودتأمینی برای تأمین مخارج خود و کاهش بدهی استفاده کند که بدین جهت با توجه به تجارب سایر کشورها توصیه می‌شود از طریق انتشار اوراق قرضه با سررسید بلندمدت (۱۰ ساله، ۲۰ ساله یا حتی ۳۰ ساله) به جای سررسید یکساله استفاده کند تا زمان بازپرداخت در کوتاه‌مدت به سر نیامده و دولت را دچار مشکلات مضاعف بازپرداخت اصل و فرع نمی‌کند. لذا حداقل در این شرایط دولت در کوتاه‌مدت در فرع مشکلات را رفع می‌کند و زمان دارد بازپرداخت اصلی را در یک بازه زمانی ۱۵-۱۰ ساله برنامه‌ریزی کند و از این طریق با کنترل بدهی‌های عمومی و کاهش آن به افزایش سریع رشد اقتصادی از طریق شوک مخارج دولت کمک کند. علاوه بر این، با تأمین مخارج از طریق انتشار اوراق قرضه موجبات کاهش رشد نقدینگی را فراهم ساخته و از طریق کنترل نقدینگی، دستیابی به نرخ تورم پایین را نیز میسر می‌سازد و لذا از این طریق می‌توان در جهت شکوفایی اقتصاد کشور گام برداشت.

منابع

افشاری، زهرا؛ شیرین بخش ماسوله، شمس اله و بهشتی، مریم (۱۳۹۱). "بررسی پایداری مالی در ایران، پژوهشنامه اقتصادی". دوره ۱۲، شماره ۴۵، ۵۴-۲۷.

آقایی، کیومرث؛ یارمحمدیان، ناصر و ناقلی، الهام (۱۳۸۹). "تأثیر مخارج مصرفی و سرمایه‌گذاری دولت بر سرمایه‌گذاری خصوصی (تحلیل اثر جایگزینی جبری و حمایتی در اقتصاد ایران)". دومین همایش ملی اقتصاد.

سعدی، محمدرضا؛ عریانی، بهاره؛ موسوی، میرحسین و معصومه، نعمت‌پور (۱۳۸۹). "تحلیل ارتباط مخارج دولت و رشد اقتصادی در چارچوب مدل رشد بارو". فصلنامه پژوهشنامه اقتصادی، شماره ۳۸، ۱۷۳-۱۴۵.

طباطبایی یزدی، رویا و شهبازی، میثم (۱۳۹۲). "مهم‌ترین شاخص‌های اقتصادی کشور از ابتدای برنامه اول تا دو سال اول برنامه پنجم (۱۳۶۸ تا ۱۳۹۱)". معاونت پژوهش‌های اقتصادی، گزارش راهبردی، شماره ۱۶۲.

Abrigo, R. M. & Inessa, L. (2015). "Estimation of Panel Vector Autoregression in Stata". A Package of Programs, https://sites.google.com/a/hawaii.edu/inessalove/home/pvar.

Alesina, A. & Perotti, R. (1994). "The Political Economy of Budget Deficits". NBER Working paper series.

Andrews D.W.K. & Lu B. (2002).

"Consistent Model and Moment selection Procedures for GMM Estimation with Application to Dynamic Panel Data Models", Journal of Econometrics, 101(1), 123-164.

Arellano, M. and Bond, S. (1991). "Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations", Review of Economic Studies, 58(2),277-297.

Barro, R. J. (1974). "Are Government Bonds Net Wealth". The Journal of Political Economy, 82, 1095-1117.

Batini, N., Eyraud, L. & Weber, A. (2014). "A Simple Method to Compute Fiscal Multipliers". *IMF Working Paper* 14/93 (Washington: International Monetary Fund).

Batini, N., Eyraud, L., Forni, L. & Weber, A. (2014). "Fiscal Multipliers: Size, Determinants, and Use in Macroeconomic Projections, *IMF Fiscal Affairs Department Technical Notes and Manuals* 14/04 (Washington: International Monetary Fund).

Baum, A., Poplawski-Ribeiro, M. & Weber, A. (2012). "Fiscal Multipliers and the State of the Economy". *IMF Working Paper* 12/286 (Washington: International Monetary Fund).

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.

Bose, S. & Bhanumurthy, N. R. (2015). "Fiscal Multipliers for India. Margin". *The Journal of Applied Economic Research*, 9(4), 379-401.

Christiano, L., Eichenbaum, M. & Rebelo, S. (2011). "When Is the Government Spending Multiplier Large". The Journal of Political Economy, 119(1), 78–121.

Cole, H. L. & Ohanian, L. (2004). "New Deal Policies and the Persistence of the Great Depression: A General Equilibrium Analysis". Journal of Political Economy, 112(4), 779–816.

Combes, J. L. & Mustea, L. (2016). "Output Effects of Fiscal Stimulus in Central and Eastern European Countries". Post-Communist Economies, 28(1), 108-127.

Contreras Banco, J. & Battelle, H. (2014). "Fiscal Multipliers in a Panel of Countries". Banco de Mexico Working Papers 2014, No. 2014-15.

Corsetti, G., Meier, A. & Müller, G. (2012). "What determines government spending multipliers?". IMF Working Paper, (12-150).

Deskar-Skrbic, M. & Simovic, H. (2015). "The size and determinants of fiscal multipliers in Western Balkans: Comparing Croatia, Slovenia and Serbia". EFZG Working Paper Series 2015, pp. 15-10.

Deskar-Skrbic, M. & Simovic, H. (2016). "The effectiveness of fiscal spending in Croatia, Slovenia and Serbia: the role of trade openness and public debt level". Post-Communist Economies, Volume 29, Issue 3, 336-358.

Dolls, M., Fuest, C. & Peichl, A. (2012). "Automatic Stabilizers and Economic Crisis: US vs. Europe". Journal of Public Economics, 96, 279–294.

Fatas A. & Mihov I. (2001). "The Effects of Fiscal Policy on Consumption and Employment: Theory and Evidence". CEPR Discussion Paper, 2760, Center for Economic for policy Research, London.

Ghali, K. H. (1998). "Government Spending and Economic Growth in Saudi Arabia". Journal of Economic Developmen, 22(2),

165-172.

Gorodnichenko, Y., Mendoza, E. G. & Tesar, L. L. (2012). "The Finnish Great Depression: From Russia with Love". American Economic Review, 102(4), 1619–1644.

Grdović Gnip, A. (2014). "The power of fiscal multiplier in Croatia", Financial Theory and Practice, 38(2), 173-219.

Hemming, R, Kell, M, & Mahfouz, S. (2002). "The Effectiveness of Fiscal Policy in Stimulating Economic Activity". a Review of the literature. IMF working paper, pp.1-53

Holtz-Eakin D., Newey, W. & Rosen, R. S. (1988). "Estimating Vector Autoregressions with panel data". Econometrica, 56(6), pp.1371-1395.

Hory, M. (2016). "Fiscal Multipliers in Emerging Market Economies: Can we learn something from Advanced Economies". *International Economics*, 146, 59-84

Huidrom, R., Kose, M.A., Lim, J. & Ohnsorge, F. (2016). "Do Fiscal Multipliers Depend on Fiscal Positions?". CEPR Discussion Paper, 1605, DP11346.

Ilzetzki, E., Mendoza, E. G. & Végh, C. A. (2013). "How big (small) are fiscal multipliers". Journal of Monetary Economics, 60(2), 239–254.

Khalid, A. M. (1996). "Ricardian Equivalence: Empirical Evidence from Developing Economies". Journal of Development Economics, 51(2), 413–432.

Kirchner, M., Cimadomo, J. & Hauptmeier, S. (2010). "Transmission Of Government Spending Shocks In The Euro Area: Time Variation and Driving Forces". ECB Working Paper Series 1219 (Frankfurt: European Central Bank).

Kraay, A. (2013). "Government Consumption Multipliers in Developing Countries: Evidence from Lending by Official Creditors", World Bank Policy Research Working Paper 2013, No. 6099.

Leland, H. E. (1968). "Saving and Uncertainty: The Precautionary Demand for Saving". The Quarterly Journal of Economics, 82(3), 465–473.

Lizardo, R. & Mollick, A. (2009). "Can Latin America Prosper by Reducing the Size of Government". Cato Journal, 29(2), 267-294

Mahmud, M. N. & Ahmed, M. (2012). "Government Expenditure and Household Consumption in Bangladesh through the lens of Economic Theories: an Empirical Assessment", MPRA Paper, No. 36035.

Mitchell, D. (2011). "How the Swiss 'Debt Brake". Tamed Government, Wall Street Journal, 25 April.

Senekovic, M., Kavkler, A., & Beko, J. (2019). "Estimation of Government Spending Multiplier in EU Economies", Nase gospodarstvo, Our Economy, 65(1), 16-29.

Silva, R., Carvalho, V. M. & Ribeiro, A. P. (2013). "How Large are Fiscal Multipliers? A Panel Data VAR Approach for the Euro Area, FEP Working Papers 2013, No. 500 August 2013.

Spilimbergo, A., Symansky, S. & Schindler, M. (2009). "Fiscal Multipliers, *IMF Staff Position Notes, pp. 1-13*

Sutherland, A. (1997). "Fiscal Crises and Aggregate Demand: can High Public Debt Reverse the Effects of Fiscal Policy". Journal of Public Economics, 65(2), 147–162.

Vedder, R. & Gallway, L. (1998). "Government Size and Economic Growth". Prepared for the Joint Economic Committee Jim Saxton (R-NJ),

Woodford, M. (2011). "Simple Analytics of the Government Expenditure Multiplier". American Economic Journal: Macroeconomics, 3(1), 1–35.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی