فصلنامــه اقتصاد مالی
سال سیزدهم / شماره ۴۸ / پائیز ۱۳۹۸
صفحه ۱۱۱ تا ۱۴۵

برآورد ضرایب فزاینده مالی ایران در مقایسه تطبیقی با کشورهای منتخب منا

مهناز حسین پور[۱]
کامبیز هژبر کیانی[۲]
فاطمه زندی[۳]
علی دهقانی[۴]
خلیل سعیدی[۵]

تاریخ دریافت: ۱۳۹۸/۰۴/۱۱ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۸/۰۶/۱۴

چکیده

واکنش سیاست مالی به بحرانهای مالی در سالهای اخیر بحث قابل توجهی را برای اندازه ضریب فزاینده مالی بیان می کند. در همین راستا، در این مطالعه با بررسی اثرگذاری شوکهای سیاست مالی بر رشداقتصادی به برآورد ضرایب فزاینده مالی(مخارج دولت، مالیات و پرداختهای انتقالی) کشورهای منتخب منا با استفاده از رهیافت PVAR (برای دوره زمانی ۲۰۱۶-۲۰۰۰) و همچنین کشور ایران با استفاده از روش VAR (برای دوره زمانی۲۰۱۶-۱۹۸۰) پرداخته شد. نتایج بدست آمده حاکی از آن است که در کوتاه مدت (سال اول اجرای شوک) در کشورهای منتخب منا و ایران شوکهای پرداختهای انتقالی و مخارج دولت بیشترین تأثیر را بر تولید دارند. اما حداکثر تأثیر بر تولید در کشورهای منتخب منا توسط شوک مخارج دولت در سال هفتم و در ایران توسط شوک مخارج دولت در سال پنجم رخ می دهد. در بلندمدت نیز شوک مخارج دولت بهترین گزینه تأثیر بر تولید در کشورهای منتخب منا و ایران می باشد.

واژه‌های کلیدی: شوکهای سیاست مالی، ضرایب فزاینده مالی، روش خودتوضیح برداری تابلویی(PVAR).

طبقه بندی JEL: C01, E62

۱- دانشجوی دکتری اقتصاد دانشگاه آزاد اسلامی واحد تهران جنوب، تهران، ایرانMnzhoseinpur@yahoo.com
۲- استاد اقتصاد و عضو هیئت علمی دانشگاه آزاد واحد علوم و تحقیقات تهران، تهران، ایران، نویسنده مسئول، kianikh@yahoo.com
۳- استادیار اقتصاد دانشگاه آزاد اسلامی واحد تهران جنوب، تهران، ایران،f_zandi@azad.ac.ir
۴- استادیار اقتصاد دانشگاه آزاد اسلامی واحد تهران جنوب، تهران، ایران،dralidehghani@gmail.com
۵- استادیار اقتصاد دانشگاه آزاد اسلامی واحد تهران جنوب، تهران، ایران،kh_saeedi@azad.ac.ir

۱- مقدمه

از جمله سیاست‌هایی که توسط دولت در جهت تحقق اهداف اقتصادی به کار گرفته می‌شود، سیاست‌های مالی در قالب استفاده از ابزارهای عمده‌ی بودجه یعنی مخارج دولت و مالیات‌ها است. تغییرات در متغیرهای بودجه می‌تواند واکنش خودکار این متغیرها نسبت به تغییرات در شرایط اقتصادی باشد یا از سوی دولت و سیاستگذاران به‌صورت صلاحدیدی و سیستماتیک انجام گیرد، اما از سوی دیگر این تغییرات ممکن است، تغییرات برون‌زا و پیش‌بینی نشده در سیاست‌ها را نشان دهد که از آن‌ها تعبیر به تکانه یا شوک‌های سیاست مالی می‌شود. درواقع منظور از تکانه‌ی مالی، هر نوع انحراف از قاعده و قانونِ بودجه به‌صورت غیرمنتظره و پیش‌بینی نشده است. اثر مستقیم وقوع شوک‌ها ایجاد تلاطم و نابسامانی در متغیرهای اقتصادی است. شوک‌ها ازطریق رابطه‌ی متقابل هر یک از متغیرهای اقتصادی با سایر متغیرها در کل اقتصاد انتشار می‌یابند و می‌توانند منجر به بی‌ثباتی در اقتصاد شوند. با توجه به حساسیتی که متغیرها نسبت به تکانه‌های ناشی از سیاست‌های مالی دولت می‌توانند داشته باشند، ضروری است این تکانه‌ها شناسایی شوند و اثرات آن‌ها در کوتاه‌مدت و بلندمدت بر متغیرهای اقتصاد کشور مورد بررسی قرار گیرد.

بر اساس دیدگاه کینزینها، هر نوع سیاست مالی انبساطی از طریق افزایش نرخهای بهره و به تبع آن کاهش هزینه های سرمایه گذاری بخش خصوصی موجب پدیده جایگزینی اجباری سرمایه گذاری بخش خصوصی می شود. همچنین در شرایط انعطاف پذیر بودن قیمتها، سیاست مالی انبساطی موجب افزایش سطح عمومی قیمتها، کاهش عرضه پول و افزایش نرخهای بهره می شود. پیامد این عمل جبران اثرات مثبت ناشی از افزایش مخارج دولت یا کاهش مالیاتها بر محصول خواهد بود. بالعکس، سیاست مالی انقباضی به کاهش سطح عمومی قیمتها و نرخهای بهره و در نتیجه افزایش سرمایه گذاری منجر میشود و بدین ترتیب بخشی از اثرات منفی این سیاست بر محصول ملی از طریق پدیده جذب، جبران خواهد شد. از طرف دیگر براساس دیدگاه غیرکینزینها که بر انتظارات غیرعقلایی و همارزی ریکاردویی مبتنی است، تداوم اعمال یک سیاست مالی، به دلیل شکل گیری انتظارات افزایش نرخهای بهره در افراد موجب کاهش سرمایه گذاری و در نتیجه منفی شدن ضریب فزاینده این نوع سیاست میشود. علاوه بر این همزمان با کاهش مخارج دولت، افراد انتظار کاهش مالیاتها و افزایش درآمد (ثروت) را در آینده داشته و همین امر سبب میشود تا مصرف جاری آنها افزایش یابد. (آلسینا و پروتی[1]، ۲۰۰۲، ۱۵).

یک رویکرد رایج در هر دو مطالعات تجربی و نظری در مورد شوکهای سیاست مالی، ارزیابی واکنش متغیرهای کلان اقتصادی به تغییرات برون زا در متغیرهای سیاست مالی است. از یک نکته نظر تئوریکی، تأثیرات سیاست مالی در اقتصاد بر تعدادی از مفروضات کلیدی متکی است. به

عنوان مثال، در بررسی مکانیسم انتقال سیاست مالی، وجود یا عدم وجود رفتار پیش رو نقش مهمی ایفا می کند. بطوریکه اگر عوامل اقتصادی توانایی پیش بینی ندشته باشند، انتظار می رود تغییرات آینده هیچ تأثیری بر تصمیمات دوره جاری نداشته باشند. اما عوامل با انتطارات عقلایی، از سوی دیگر، با توانایی پیش بینی، تغییر در متغیرهای کلان اقتصادی در آینده را پیش بینی می کنند. مطالعه اثر سیاستهای مالی با این نگرش اولین بار توسط بلانچارد و پروتی(۲۰۰۲) انجام گرفت. آنها نشان دادند ضریب فزاینده مثبت تولید در کوتاه مدت از افزایش هزینه های دولت و یا کاهش مالیات نتیجه می شود که اندازه و طول مدت اثرگذاری در مطالعات مختلف متفاوت است. در واقع مقدار ضریب فزاینده به مشخصات و ویژگیهای دوره نمونه مورد بررسی بستگی دارد. جالب توجه است که برخی شواهد نشان دهنده تأثیر منفی هزینه های دولتی برای استرالیا، کانادا و انگلستان برای بعضی از دوره های مورد بررسی است(اونال[۲]، ۲۰۱۵، ۲).

با توجه به اهمیت موضوع برای کشورهای کمتر توسعه یافته و در حال توسعه بویژه ایران، بدلیل ساختار اقتصادی آن که تصمیمات دولت نقش تعیین کننده در آن دارد، بررسی آن ضرورت می یابد. از سوی دیگر، با توجه به شباهتهای ساختاری اقتصادی ایران با کشورهای منتخب منا، مقایسه تطبیقی آنها از جهت بکارگیری سیاستهای مالی می تواند گره گشای مسائل کشور باشد. در همین راستا، میزان اثرگذاری شوکهای سیاست های مالی(ضرایب فزاینده مالی) در کشورهای منتخب منا و ایران و مقایسه تطبیقی آنها جهت تصمیم گیری در مورد سیاستگذاری بهینه در اقتصاد ایران در این مقاله مورد بررسی قرار می گیرد. سازمان دهی مقاله بدین صورت است که پس از مقدمه، مبانی نظری و مطالعات تجربی و به دنبال آن تصریح و برآورد ضرایب فزاینده مالی(مخارج دولت، مالیات و پرداختهای انتقالی) کشورهای منتخب منا و ایران بصورت جداگانه مطرح می شود. در پایان نیز نتایج حاصل از برآورد الگوها، ضمن مقایسه تطبیقی، جمع بندی و پیشنهادها ارائه شده است.

۲- مبانی نظری

بحران مالی سال ۲۰۰۸ میلادی موجب شد که سیاست های مالی در مرکز توجه سیاستگذاران و نظریه پردازان اقتصادی قرار گیرد. از همان آغاز، با عمیق تر شدن بحران مالی در ایالات متحده آمریکا، مقامات دولتی با تکیه بر سیاست های مالی درصدد مقابله با آن برآمدند. سیاست های ناظر بر کاهش مالیاتها به منظور تشویق مردم به مصرف بیشتر و نیز اختصاص صدها میلیارد دلار از سوی وزارت دارائی (خزانه داری) برای کمک به بنگاه ها و مؤسسات مالی بحران زده، نمونه های بارزی در این زمینه به شمار می روند. نکته مهم این است که تأکید بر سیاست های مالی برای

چاره جویی بحران مالی و اقتصادی منحصر به ایالات متحده نیست، اغلب کشورهای صنعتی و نوظهور از اروپا گرفت تا آسیا رویکرد کم و بیش مشابهی اتخاذ کرده‌اند. ظاهراً برای عبور از بحران، سیاست‌های انبساطی کینزی دوباره مورد استقبال قرار گرفته است. اقتصاددانان نئوکلاسیک، پول گرایان از دیرباز جنبه‌های مختلف سیاست‌های کینزی را مورد انتقاد قرار داده‌اند، اما در مباحث اخیر مربوط به بحران مالی و رکود اقتصادی موضوع اندازه ضریب فزاینده مالی یا به عبارت دیگر میزان مؤثر بودن هزینه‌های دولتی بر اقتصاد ملی مورد تأکید واقع شده است (راننبرگ و پاش[۳]، ۲۰۱۱، ۱۴).

۱-۲- شوکهای مالی

رخدادهای پنهان و غیرقابل پیش بینی در نظام اقتصادی، امری عادی است. بسیاری از روابطی که برای تبیین اقتصاد به کار برده می شود، اغلب مبانی آن تابع رفتار انسانی است که غالباً کمتر قابل پیش بینی است. به نظر میرسد که موفقیت در تبیین منظم بخش هایی از رفتار اقتصادی اهمیتی در این زمینه ندارد و در هر حال برای عوامل نامعین، در اثر شوکها و اختلالهای روابط اقتصادی جایی وجود خواهد داشت. شوکها در اقتصاد را می توان بر حسب اینکه موقت هستند یا دائمی، تفکیک کرد. این تفکیک برای تصمیم گیران مهم است. شوکهای موقتی ممکن است نادیده گرفته شود، زیرا اثر این شوکها به سرعت از بین می رود. در عمل، مشکل است بین شوکهای موقت و دائمی که رخ میدهد، تفکیک قائل شد. در اقتصاد، امکان یک تغییر قابل پیش بینی در مخارج وجود دارد. برای مثال، مقدار سرمایه گذاری شده توسط صاحبان کسب و کار در ازای نرخ بهره معین، ممکن است بالا یا پایین برود. تغییر در مخارج، به نوبهٔ خود، منحنی تقاضای کل را جابجا خواهدکرد. در آغاز تولید ناخالص داخلی واقعی بالا و پایین خواهد رفت، بعداً به تدریج که تعدیل قیمتها رخ دهد، تولید ناخالص داخلی واقعی به نقطه تعادل باز می گردد و به سطح قیمت دائمی دیگری میرسد(رابرت هال، جان تیلور، ۱۳۷۶).

اندازه ی تأثیرگذاری سیاستهای مالی به اندازه ضریب فزاینده ی آنها و اندازه ضریب فزاینده ی سیاست مذکور به مقدار پارامترهای الگو و حساسیت های توابع و شیب منحنی های زیرساز الگو بستگی دارد و از آنجا که امروزه بر اهمیت سیاست های مالی برای مبارزه با رکود تأکید می شود، مقدار ضریب فزاینده به عنوان یک ابزار تصمیم گیری برای طراحی سیاست و اندازه ی آن بسیار مهم است (شاکری، ۱۳۸۷، ۱۴۶).

۲-۲- عوامل تعیین کننده اندازه ضریب فزاینده مالی

سیاست مالی می تواند اقتصاد را از طریق عوامل مختلف تحریک کند و لذا این عوامل می توانند اندازه ضریب فزاینده مالی را تعین کنند که این عوامل به دو دسته تقسیم می شوند:

۱) ویژگی های ساختاری کشور که بر واکنش اقتصادی به شوک های مالی در زمانهای"عادی" اثرمی گذارند.

۲) عوامل موقتی که باعث می شوند ضریب فزاینده از میزان عادی اش منحرف شود.

- **ویژگی های 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[۴]، 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[۵]، ۲۰۱۰: ۲۶).

پ) توسعه مالی: تأثیر توسعه مالی بر ضریب فزاینده مالی می‌تواند منفی (با فعال کردن معادله ریکاردویی[۶]، با افزایش امکانات پس‌انداز 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 (هوری[۷]، 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[۸]، ۲۰۱۳: ۵).

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[۹]، 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[۱۰]، 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[۱۱]، ۲۰۱۲: ۹).

- **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 می‌شود۱۲ 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 است۱۳ (ZLB)[۱۴] (وودفورد[۱۵]، 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[۱۶]، ۲۰۱۱: ۴).

۳- پیشینه تحقیق

در حیطه مطالعاتی که در رابطه با موضوع مورد بحث صورت گرفته پیشینه های نزدیک بصورت زیر می باشند:

۳-۱- مطالعات خارجی

گرودویک گنیپ[۱۷] (۲۰۱۵) در مقاله خود با استفاده از مدل Panel VAR و با بهره گیری از الگوی بلانچارد و پروتی (۲۰۰۲) به بررسی ضریب فزاینده مالی در اقتصادهای نوظهور توسعه یافته برای دوره زمانی ۲۰۱۳-۱۹۹۰پرداخت. نتایج نشان می دهد که در رکودهای مالی، ضرایب فزاینده مالی در کرواسی به مراتب بزرگتر هستند و با پیش فرض های کینزی حرکت می کنند. در طول رکود اقتصادی، خرید کالاها و خدمات دولتی به عنوان ابزار موثر مالی برای تقویت فعالیت اقتصادی به نظر می رسد. بطوریکه ضریب فزاینده مخارج دولت مثبت و مالیات منفی بدست آمدند.

سیموویک و دسکر-اسکربیک[۱۸] (۲۰۱۵) در مقاله خود با استفاده از مدل Panel VAR و با بهره گیری از الگوی بلانچارد و پروتی (۲۰۰۲) به بررسی اندازه و تعیین کننده های ضریب فزاینده مالی در کرواسی، اسلوونی و صربستان برای دوره زمانی ۲۰۱۴:۱-۲۰۰۱:۱ پرداختند. نتایج نشان می دهد که فرضیه های مربوط به اندازه نسبی ضرایب فزاینده ها بین این سه کشور همسایه را می توان تأیید کرد، زیرا کرواسی دارای بیشترین ضریب فزاینده مخارج و اسلوونی کمترین آن بود. چون ضریب فزاینده تجمعی مخارج کرواسی برابر۱ بوده و از ضریب فزاینده سایر کشورها بزرگتر است. ولی بطور کلی ضریب فزاینده مخارج دولت مثبت و مالیات منفی بدست آمدند.

کیتسوز و پاتنام[۱۹] (۲۰۱۶) در مقاله خود با استفاده از مدل Panel VAR و با بهره گیری از الگوی چیرنوژاکو و هانسن (۲۰۰۵) به بررسی اندازه ضریب فزاینده مالی در ۱۲۷ کشور برای دوره زمانی ۲۰۱۱-۱۹۹۴پرداختند. نتایج نشان می دهد که اثر محرکهای مالی یکنواخت نمی باشد، اما به شدت به اندازه مخارج (و یا رشد آن) بستگی دارد. بطوریکه مقدار ضرایب فزاینده برای ۱۲۷ کشور در بین دامنه ۱,۴ تا ۱,۶ قرار دارند ولی بطورکلی ضریب فزاینده مخارج دولت مثبت و مالیات منفی بدست آمدند.

گانتر و دیگران[۲۰] (۲۰۱۶) در مقاله خود با استفاده از مدل Panel VAR و با بهره گیری از الگوی چیرنوژاکو و هانسن[۲۱] (۲۰۰۵) به بررسی اثرات غیرخطی مالیات روی تولید در ۵۱ کشور(شامل ۲۱ کشور توسعه یافته و ۳۰ کشور در حال توسعه) برای دوره زمانی ۲۰۱۴-۱۹۷۰ پرداختند. نتایج نشان می دهد که اثرات غیر خطی: ضریب فزاینده مالیات برای سطوح پایین مالیات اولیه نزدیک به صفر است و در سطوح مالیاتی بالا بسیار منفی است یا به عبارت دیگر، ضریب فزاینده برای تغییرات کوچک مالیاتی صفر است در صورت افزایش تغییرات مالیاتی منفی می شود. بطوریکه تأثیر تغییرات مالیات برونزا درکشورهای در حال توسعه و صنعتی۱/۲- است و ضریب فزاینده تجمعی بعد از دوسال حدودا ۲- می شود.

ری کریچتون و دیگران[۲۲] (۲۰۱۶) در مقاله خود با استفاده از مدل Panel VAR و با بهره گیری گیری از الگوی بلانچارد و پروتی (۲۰۰۲) به بررسی ضریب فزاینده مالیات در ۱۴ کشور توسعه یافته برای دوره زمانی ۲۰۰۹-۱۹۸۰ پرداختند. نتایج نشان می دهد که اولاً ضریب فزاینده مالیات منفی بوده و ثانیاً مقدار ضریب فزاینده مالیاتی اثر ۰/۳- است.

کاباشی[۲۳] (۲۰۱۷) این مطالعه به صورت تجربی اثرات کوتاه مدت و میان مدت سیاست مالی برتولید با استفاده از مدل Panel VAR و با بهره گیری از الگوی بلانچارد و پروتی (۲۰۰۲) در کشورهای اتحادیه اروپا در دوره ۲۰۱۲-۱۹۹۵مورد بررسی قرار می دهد. نتایج نشان می دهد که شوک های مخارج انبساطی یک اثر مثبت، اما نسبتا کم بر تولید دارند، و دارای ضریب فزاینده مالی حدودا یک در سال شوک و سال بعد، و پایین تر در بقیه سالها دارند که این نتیجه نشان می دهد اثرات بحران به صورت ضرایب فزاینده مالی هدایت می شود که به طور قابل توجهی در دوره قبل از بحران پایین است.

۳-۲- مطالعات داخلی

ابونوری و دیگران(۱۳۸۹) در مقاله خود با استفاده از مدل VAR به بررسی اثرات سیاست مالی در اقتصاد ایران برای دوره زمانی ۱۳۸۵:۱- ۱۳۷۳:۲ پرداختند. یافته ها حاکی از آن است که مقدار مالیات، مخارج جاری و عمرانی اثرات مثبت، و نرخ بهره حقیقی، اثر منفی بر تولید ناخالص داخلی دارد؛ مخارج عمرانی دارای سهم اندک در ایجاد نوسانات سرمایه گذاری است. با وجه به سهم زیاد مخارج جاری و درآمد مالیاتی در ایجاد نوسانات تولید ناخالص داخلی، استفاده از مخارج عمرانی به عنوان اهرم سیاستگذاری مالی بر مخارج جاری و درآمدهای مالیاتی ترجیح داده می شود.

دل انگیزان و خزیر (۱۳۹۱) در مقاله خود با استفاده از فیلتر هدریک - پرسکات به بررسی مطالعه اثرات شوک های سیاست مالی بر رشد اقتصادی ایران دوره زمانی ۱۳۸۸-۱۳۳۸ پرداختند.

نتایج تحقیق نشان می دهد که شوک های مثبت و منفی سیاست مالی دولت، تنها در حوزه بودجه های عمرانی به صورت کامل دارای اثرات نامتقارن هستند. این عدم تقارن به این شکل است که شوک های منفی (انقباضی) اثراتی کاهنده و بزرگ تر از شوک های مثبت (انبساطی) سیاست مالی بر رشد اقتصادی دارند.

حیدری و سعیدپور(۱۳۹۳) در مقاله خود با استفاده از مدل DSGE به بررسی تأثیر شوکهای سیاست مالی و ضرایب فزاینده مالی اقتصاد ایران در چارچوب مدل کینزینهای جدید پرداختند. نتایج نشان می دهد که شوک افزایش مالیات بـر مصـرف منجـر بـه کـاهش تولیـد درکوتاه مدت می شود. همچنین شوک افزایش مخارج دولـت باعـث افـزایش تولید در کوتاه مدت و افزایش تورم در بلندمدت می شـود. از طرف دیگر نتـایج ضرایب فزاینده مالی ساختاری نیز نشان می دهند که مخـارج کوتـاه مـدت دولت با ضریب ۱/۲۹ درصد رابطه مستقیم و مالیات بر فروش و دستمزد با ضریب ۰/۲۲ درصد رابطه غیرمستقیم، با تولید دارند.

کمیجانی و حق شناس(۱۳۹۳) در مقاله خود اثر اندازه دولت بر رشد اقتصادی ایران را با استفاده از تابع کاب-داگلاس و با به کارگیری الگوی ARDL در دوره ۱۳۶۸-۱۳۹۱ بررسی کردند. نتایج حاکی از آن است که بزرگ‌شدن دولت در دو دوره مذکور اثر مثبتی بر رشداقتصادی ایران دارد، لیکن این تاثیر گذاری در دوره بلندمدت بیشتر است. بنابراین، اندازه دولت همانند سرمایه انسانی ابزاری برای برنامه ریزی افزایش رشداقتصادی در بلندمدت است.

هژبر کیانی و غلامی(۱۳۹۵) در مقاله خود کارایی سیاست‌های مالی انبساطی در ایران را با به‌کارگیری دو الگوی خودرگرسیون برداری خطی و آستانه‌ای در دوره ۱۳۹۱-۱۳۳۸ بررسی کردند. این ارتباط، هنگام استفاده از الگوی آستانه‌ای، مشاهده های سال‌های مورد بررسی بر اساس مثبت یا منفی بودن شکاف تولید به دو رژیم تفکیک شد. توابع واکنش آنی الگوی خطی حاکی از آن است که کاهش درآمدهای مالیاتی و افزایش مخارج دولت به عنوان محرک‌های مالی منجر به افزایش رشد اقتصادی شده‌اند، اما میزان تأثیرگذاری مخارج دولت بیشتر از درآمدهای مالیاتی است. افزایش مخارج دولت در الگوی آستانه‌ای نیز کاراترین محرک مالی است.

فلاحتی و همکاران(۱۳۹۶) در مقاله خود با استفاده از آزمون هم جمعی انگل- گرینجر و آزمون هم جمعی یوهانسن به بررسی وجود و یا عدم وجود پایداری مالی و شوک های مالی در ایران طی دوره ی زمانی ۱۳۹۳-۱۳۵۷ پرداخته اند. نتایج بدست آمده حاکی از آن است که اولاً با افزایش درآمدها، مخارج بیشتر افزایش پیدا می کند. ثانیاً سیاست مالی در ایران ناپایدار است. ثالثاً شوک های مالی گذرا در بلندمدت بر روی سه متغیر(تغییرات درآمدهای غیر نفتی، تغییرات مخارج

دولتی و تغییرات درآمدهای نفتی) اثری ندارند و این یک امتیاز ویژه برای دولت جهت اجرای تصمیمات غیر منتظره در بخش مالی به شمار می رود.

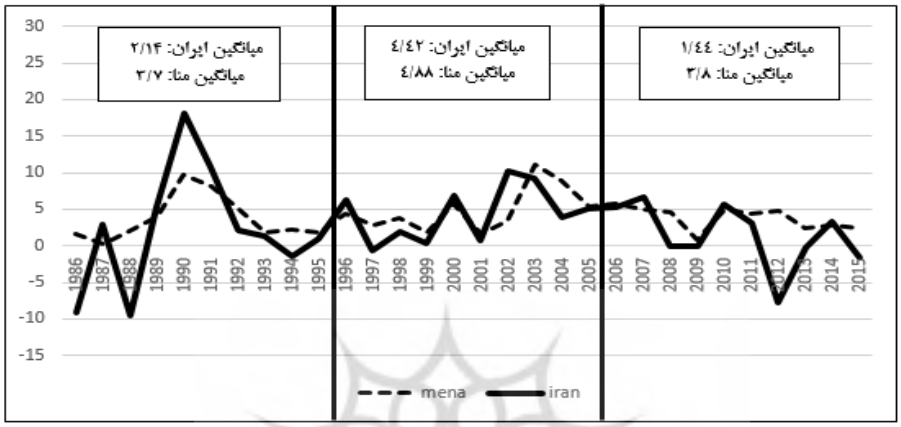
مهدیزاده و همکاران(۱۳۹۷) در مقاله خود به برآورد ضریب فزاینده مالی در ایران با تاکید بر نحوه خرج کرد درآمدهای نفتی پرداخته است که بدین منظور یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی نئوکینزی، سازگار با ساختار اقتصاد ایران طراحی شده ضریب فزاینده انواع مخارج دولت در قالب دو سناریو برآورد گردیده است. در سناریو اول، تأمین مالی مخارج مصرفی از طریق درآمدهای مالیاتی و تأمین مالی مخارج سرمایه ای از طریق درآمدهای نفتی مدنظر است .در سناریو دوم، درآمدهای حاصل از نفت تؤامان صرف مخارج مصرفی و سرمایه ای می شوند. نتایج حاکی از آن است که در هر دو سناریو ضریب فزاینده مخارج مصرفی کوچکتر از ضریب فزاینده مخارج سرمایه ای است. در واقع مخارج سرمایه ای بیشتر از مخارج مصرفی بر افزایش تولید ملی (رشد اقتصادی) تأثیرگذار است. بعلاوه، واکنش تولید ملی (رشد اقتصادی) به افزایش انواع مخارج دولت، در سناریوی اول بیشتر از سناریو دوم است.

۴- بررسی تجربی و ارائه مدل

۴-۱- جامعه آماری تحقیق

از آنجا که 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 و یا بهبود وضعیت خواهد شد. در همین راستا بررسی شاخص های کلان اقتصادی ایران و مقایسه آن با شاخص های مشابه درکشورهای منطقه موقعیت فعلی اقتصاد ایران در منطقه را روشن ساخته و به سیاست گذاری مناسب و برنامه ریزی صحیح در جهت دستیابی به اهداف مورد نظر سند چشم انداز کمک می کنند. لذا در این مطالعه وضعیت ایران در منطقه منا مورد بررسی قرار می گیرد. منطقه منا به معنی خاورمیانه و شمال آفریقا اصطلاحی می‌باشد که برای نامیدن کشورهای عمده تولیدکننده نفت که در منطقه خاورمیانه و شمال آفریقا قرار دارند به کار می‌رود. در بررسی شاخص رشداقتصادی ایران و کشورهای منطقه منا می‌توان اذعان داشت که اولاً در مقایسه رشد اقتصادی بین ایران و منطقه منا در دوره۳۰ ساله مشاهده می شود کـه در دوره اول و دوم متوسط رشد اقتصادی ایران در مقایسه با متوسـط رشـد اقتصـادی منطقـه منا از رشد اندکی پایین برخوردار بوده و در کل رشد اقتصـادی ایران در هر دو دوره در مقایسه با منطقه قابل قبول بوده است. اما در دوره سوم متوسط رشد اقتصادی ایران بسیار

پایینتر از منطقه بوده است و لذا در کل رشد اقتصادی ایران در مقایسه با منطقه منا نامناسب و ناکافی ارزیابی می گردد.



نمودار۱- مقایسه رشد اقتصادی به قیمتهای ثابت به پول ملی با متوسط منطقه منا در سه دوره دهه اخیر

منبع: داده های بانک جهانی

با توجه به آمار موجود برای رشد اقتصادی ایران و کشورهای منطقه منا، بکارگیری عواملی جهت تحریک رشداقتصادی در این کشورها و بویژه ایران امری ضروری است. بدین منظور، از آنجا که ارتباط واقعی بین سیاست مالی و رشد واقعی اقتصاد از آغاز رکود بزرگ ۲۰۰۹-۲۰۰۸ در بین سیاستمداران مورد توجه بوده است. پس نقش حیاتی سیاست مالی در تحریک رشد و همچنین برای چالش های نوظهور سازگار با تنظیم مالی برای ثبات و رشد اقتصاد کلان در اقتصادهای پیشرفته نیز تجربه شده است. از سوی دیگر، از آنجا که برای بسیاری از کشورهای منطقه منا، بدلیل کسری بودجه و بدهی عمومی بالا، تأثیر رکود بزرگ است. این امر خطرات مهمی را برای ثبات، ایجاد اشتغال و رشد پایدار ایجاد می‌کند. لذا در بسیاری از این کشورها، تثبیت مالی برای حفظ پایداری مالی امری ضروری است و به نظر می رسد در محیطی که با بیکاری بالا و چشم انداز رشد ضعیف، در برابر فوائد عدم قطعیت جهانی و منطقه ای شناخته می شود، بسیار مهم باشد. پس می‌توان گفت نیاز به تثبیت مالی و حفظ رشد انعطاف پذیر بر اهمیت درک بهتر رابطه بین سیاستهای مالی و رشد اقتصادی تاکید می کند و لذا استفاده از شوکهای سیاستهای مالی ممکن است به بهبود درک معیارهای مالی بر رشد، افزایش دقت پیش بینی های رشد و در نتیجه می

تواند به پایداری و رشد اقتصاد کلان کمک شایانی کند. لذا با توجه به اهمیت موضوع، در این تحقیق به این مهم پرداخته می شود.

۴-۲- مدل های مورد استفاده در تحقیق

در این مقاله سعی شد با بهره گیری از مطالعات مطالعات کومبس و همکاران[۲۴] (۲۰۱۴)، اسپیلمبرگو و همکاران[۲۵] (۲۰۰۹) و هوری[۲۶] (۲۰۱۶) برای اولین بار ضرایب فزاینده مالی (مخارج دولت، مالیات) با استفاده از توابع واکنش اثرگذاری شوکهای مالی بر رشداقتصادی برای ایران محاسبه شده و با کشورهای منتخب منا مقایسه تطبیقی صورت گیرد تا باتوجه به شباهت شرایط اقتصادی ایران با کشورهای منا سیاستهای لازم در جهت تسریع رشد اقتصادی اتخاذ گردد. علاوه براین، ضریب فزاینده پرداختهای انتقالی نیز برای اولین بار با همین روش برای ایران و کشورهای منتخب منا محاسبه و مورد مقایسه قرار گرفت. در این مقاله همچنین جهت در نظر گرفتن اثر ازدحام بیرونی بدلیل بکارگیری شوکهای مالی با بهره گیری از مدل هودروم و همکاران[۲۷] (۲۰۱۶) سرمایه گذاری خصوصی نیز به عنوان متغیر کنترل مورد بررسی قرار گرفت که بمنظور نیل به اهداف ذکر شده از مدل خودتوضیح برداری تابلویی (PVAR) در کشورهای منتخب منا و از مدل خودتوضیح برداری (VAR) در ایران استفاده شد.

۴-۲-۱- مدل Panel VAR

وقتی ماهیت داده های مورد استفاده در پژوهش تابلویی باشد. امکان استفاده از مدل های خود رگرسیون برداری با داده های تابلویی وجود دارد. یک سیستم خود رگرسیون برداری با داده های تابلویی (PVAR) باk بنگاه در t دوره زمانی وبا p وقفه زمانی و اثرات ترکیبی ثابت در حالت خطی به صورت زیر نمایش داده خواهد شد.

(۱)

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

(۲)

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

(۳)

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

(۴)

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

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 می باشد .برای تخمین مدل فوق از روش گشتاورهای تعمیم یافته(GMM) استفاده خواهد شد. تحلیلPVAR مبتنی بر انتخاب تعداد وقفه مناسب برای مدل و شرط گشتاوری است. آندرس و لو[۲۸] (۲۰۰۲) معیار سازگاری را برای انتخاب گشتاوری و مدل در روش گشتاورهای تعمیم یافته (MMSC)[۲۹] بر مبنای آماره J هانسن پیشنهاد دادند. این روش ها شامل معیار آکائیک(AIC)، شوارتز بیزین (BIC) و حنان کوئین (HQIC) است .با توجه به این معیارها، معیارMMSC مطابق روابط (۲) تا (۴) ارائه شده است. این معیار تعداد وقفه ای که باعث حداقل شدن MMSC می شود را ارائه خواهد داد .در روابط فوق $J_n(k^2p,k^2q)$ آماره J را نشان می دهد .که برای یک مدل PVAR با درجهP و تعداد وقفه n و q مشاهده تعریف شده است .یک ضریب تعیین کلی(CD) را نیز می توان تعریف کرد.

$$CD = 1 - \frac{\det(\Sigma)}{\det(\Psi)} \qquad (۵)$$

که $\det(\Sigma)$ دترمینان ماتریس کواریانس محدود شده متغیرهای وابسته و $\det(\Psi)$ دترمینان ماتریس کواریانس محدود نشده متغیرهای وابسته است (آبریگو و اینسا[۳۰]، ۲۰۱۵: ۵).

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

$$\bar{A} = \begin{bmatrix} A_1 & A_2 & \cdots & A_p & A_{p-1} \\ I_k & 0_k & \cdots & 0_k & 0_k \\ 0_k & I_k & \cdots & 0_k & 0_k \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots & \vdots \\ 0_k & 0_k & \cdots & I_k & 0_k \end{bmatrix} \qquad (6)$$

شرط پایداری دلالت بر آن دارد که مدلPVAR، معکوس پذیر است و بر مبنای یک مدل میانگین متحرک برداری (VMA) نامحدود است و بر مبنای آن می توان تفسیری از توابع تکانه خطای تجزیه واریانس را ارائه نمود و پیش بینی را انجام داد .یک تابع تکانه-پاسخ ساده ϕ_iرا می توان بر مبنای یک مدل برداری میانگین متحرک(VMA) نامحدود در قالب رابطه (۷) نشان داد.

$$\Phi_i = \begin{cases} I_k & , \quad i = 0 \\ \sum_{j=1}^{i} \Phi_{t-j} A_j & , \quad i = 1,2 \ .. \end{cases} \qquad (7)$$

(همان، ۲۰۱۵: ۶).

۴-۲-۱-۱- محاسبه ضرایب فزاینده مالی با بهره گیری از روش PVAR

در این مقاله جهت برآورد ضرایب فزاینده مالی براساس مطالعه(2002) Blanchard, Perotti، با بهره گیری از داده های پانلی برای گروه کشورهای منتخب منا و با استفاده از مدل پانل(PVAR) ارزیابی صورت می گیرد.

$$Y_{it} = A_i + B(L)Y_{it} + \varepsilon_{it} \qquad (۹)$$

در این مدل از i (i =1…N) برای نشان دادن کشورها و t (t =1…T) برای دوره های زمانی استفاده می شود. این مدل شامل متغیرهای زیر است: Y_{it} بردار متغیرهای درون زا است A_iنشان دهنده بردار مقادیر ثابت است، که بیان کننده اثرات ثابت کشورها است؛ B (L) ماتریس چندجمله ای است با L که عملگر وقفه است؛ و ε_{it} جزء اخلال است.

براساس مطالعه Spilimbergo و همکاران. (۲۰۰۹)، سه نوع ضریب فزاینده می تواند برآورد شود. ضریب فزاینده اثر [۳۱](کوتاه مدت) که جهت اندازه گیری اثر سیاست مالی (Z_t) بر تولید (Y_t) در اولین دوره مورد بررسی(یعنی سال اول) بکار می رود:

$$K_t = \frac{dY_t}{dZ_t} \qquad (10)$$

علاوه بر این، به منظور مشاهده حداکثر پاسخ سیاست مالی بر تولید، از ضریب فزاینده پیک[۳۲] استفاده می شود:

$$K_{t+N} = \max_N \frac{dY_{t+N}}{dZ_t} \qquad (۱۱)$$

ضریب فزاینده تجمعی[۳۳] نیز با توجه به این که اقدامات سیاست مالی می تواند با تأخیر به اقتصاد منتقل شود، محاسبه می شود که به سیاستمداران و اقتصاددانان اجازه می دهد تا تأثیرات شوک های مالی را در بلندمدت از بین ببرند.

$$K_N = \frac{\sum_{j=0}^{N} dY_{t+j}}{\sum_{j=0}^{N} dZ_{t+j}} \qquad (12)$$

بنابراین، ضرایب فزاینده مالی ممکن است باتوجه به افق زمانی که بر روی آن ساخته می شوند متفاوت باشد. در همین راستا، ضریب فزاینده اثر، ضرایب فزاینده پیک و ضرایب فزاینده تجمعی برای متغیرهای رشدی که در این مقاله قصد تحلیل آن را داریم، با بهره گیری از نتایج توابع واکنش مدل PVAR بصورت زیر خواهد بود:

Impact Multiplier:

$$k_t^T = \frac{\Delta Y_t}{\Delta T_t} = \frac{irf_t}{(T/Y).\sigma_{T_t}} \quad (۱۳)$$

$$k_t^G = \frac{\Delta Y_t}{\Delta G_t} = \frac{irf_t}{(G/Y).\sigma_{G_t}} \quad (۱۴)$$

$$k_t^{TR} = \frac{\Delta Y_t}{\Delta TR_t} = \frac{irf_t}{(TR/Y).\sigma_{TR_t}} \quad (۱۵)$$

Peak Multiplier:

$$K^G = \left[\max_N \frac{\Delta Y_{(t+N)}}{\Delta G_{(t)}}\right] \quad (۱۶)$$

$$K^T = \left[\max_N \frac{\Delta Y_{(t+N)}}{\Delta T_{(t)}}\right] \quad (۱۷)$$

$$K^{TR} = \left[\max_N \frac{\Delta Y_{(t+N)}}{\Delta TR_{(t)}}\right] \quad (۱۸)$$

Cumulative Multiplier:

$$K_N^G = \frac{\sum_{j=0}^{N} \Delta Y(t+j)}{\sum_{j=0}^{N} \Delta G(t+j)} \quad (۱۹)$$

$$K_N^T = \frac{\sum_{j=0}^{N} \Delta Y(t+j)}{\sum_{j=0}^{N} \Delta T(t+j)} \quad (۲۰)$$

$$K_N^{TR} = \frac{\sum_{j=0}^{N} \Delta Y(t+j)}{\sum_{j=0}^{N} \Delta TR(t+j)} \quad (۲۱)$$

که در آنها irf_t نشان دهنده تابع واکنش ضربه ای، (G/Y) نسبت هزینه دولت به تولید ناخالص داخلی، (T/Y) نسبت مالیات به تولید ناخالص داخلی، (TR/Y) نسبت پرداختهای انتقالی دولت به تولید ناخالص داخلی و δ_t خطای استاندارد نرخ رشد شوکهای مالی.

بنابراین، در این مقاله از مدل PVAR برای تخمین کشورهای منتخب منا استفاده می شود تا با بهره گیری از آن پا را فراتر از مدل های مقطعی و یا سری زمانی گذاشته و اثرات فردی و زمانی باهم بررسی شود. این در تحلیل ما اهمیت ویژه ای دارد، زیرا ما در برآورد واکنشهای تولید به سیاست مالی در کشورهای منتخب منا را مورد هدف قرار می دهیم که پانل مورد استفاده نیز

متعادل می باشد. در تجزیه و تحلیل توابع واکنش حاصل از مدل PVAR نیز در این مقاله براساس مطالعه Combes et al. (2014) توابع واکنش ضربه ای متعامد (OIRF) به منظور معرفی شوکهای مالی برونزا مورد بررسی قرار می گیرد. در همین راستا از تجزیه متعارف چولسکی[۳۴] استفاده می کنیم. براساس مطالعه Fats و Mihov (۲۰۰۱)، ترتیب انتخاب شده برای متغیرهای ما تولید، مخارج دولت، مالیات، پرداختهای انتقالی و سرمایه گذاری خصوصی است. این در راستای این ایده است که سیاست مالی به طور پیش فرض با مدل استاندارد IS-LM مطابقت دارد. این ایده همچنین توسط Combes et al. (2014) و Hory (2015) ارائه شده است.

۴-۳- تجزیه و تحلیل یافته های پژوهش

۴-۳-۱- نتایج آزمونهای کشورهای منتخب منا

۴-۳-۱-۱- داده ها

به منظور بررسی ضرایب فزاینده مالی کشورهای منتخب منا اثر شوکهای مالی بر تولید کشورهای منتخب منا مورد بررسی قرار می گیرد. از سوی دیگر، از آنجا که به هنگام بکارگیری سیاستهای مالی انبساطی امکان وقوع اثر ازدحام بیرونی نیز وجود دارد. در این مقاله نیز با بهره گیری از مدل Huidrom *et al.* (2016) سرمایه گذاری خصوصی نیز به عنوان متغیر کنترل مورد بررسی قرار می گیرد. لذا پنج متغیر در تجزیه و تحلیل ما استفاده می شود: تولید ناخالص داخلی واقعی، مخارج واقعی دولت و درآمدهای مالیاتی دولت، پرداختهای انتقالی دولت و سرمایه گذاری خصوصی. داده ها به صورت سالانه برای کشورهای منتخب منا(در طول زمان های ۲۰۰۰ تا ۲۰۱۶) از بانک جهانی(WDI) جمع آوری می شوند.

۴-۳-۱-۲- آزمون پایایی متغیرها

برای جلوگیری از ایجاد رگرسیون ساختگی، از آزمونهای پایایی داده ها استفاده میشود. در داده های ترکیبی، آزمونهای متفاوتی برای بررسی پایایی متغیرهای مورد بررسی وجود دارد. در این مورد، قبل از برآورد مدل، پایایی متغیرها با استفاده از آزمون لوین و لین و چو(LLC) بررسی شده است. این آزمون فرضیه‌های زیر را مورد آزمون قرار می‌دهد.

H_0: ریشه واحد داشتن متغیر

H_1 : ریشه واحد نداشتن متغیر

با توجه به آماره آزمون و ارزش احتمال آن می‌توان در مورد رد یا قبول فرضیه‌های مورد آزمون قضاوت کرد. بنابراین، اگر قدر مطلق آماره آزمون کوچک‌تر از قدر مطلق مقادیر بحرانی باشد،

فرضیه صفر مبنی بر داشتن ریشه واحد (نامانا بودن) رد شده و فرضیه جایگزین مبنی بر مانایی متغیر پذیرفته می‌شود. نتایج به دست آمده از این آزمون در جدول ۱ ارائه شده است.

جدول ۱- نتایج آزمون پایایی متغیرها با استفاده از آزمون LLC

متغیر	علامت اختصاری	شرایط آزمون	آماره‌ی آزمون	احتمال	نتیجه
لگاریتم تولید ناخالص داخلی	LGDP	با عرض از مبدا	-۵,۸۰*	۰,۰۰۰	I(0)
لگاریتم مخارج دولت	LG	با عرض از مبدا	-۳,۱۶*	۰,۰۰۰۸	I(0)
لگاریتم درآمدهای مالیاتی	LT	با عرض از مبدا	-۴,۸۷*	۰,۰۰۰۴	I(0)
لگاریتم پرداختهای انتقالی	LTR	با عرض از مبدا و روند	-۸,۱۴*	۰,۰۰۰۴	I(0)
لگاریتم سرمایه گذاری خصوصی	LI	با عرض از مبدا	-۴,۱۶*	۰,۰۰۰	I(0)

* و ** و *** به ترتیب سطح معنی داری ۱ و ۵ و ۱۰ درصد می‌باشد.
منبع: یافته های پژوهشگر

نتایج به دست آمده از بررسی ساکن پذیری متغیرها در جدول ۱ نشان می‌دهد که ارزش احتمال آماره آزمون لوین، لین و چو برای تمامی متغیرها حاکی از رد فرضیه صفر مبنی بر داشتن ریشه واحد متغیرها می‌باشد و فرضیه مقابل آن یعنی مانا بودن متغیرها مورد پذیرش قرار می‌گیرد. بنابراین لگاریتم تمامی متغیرهای مدل در سطح داده‌های متغیرها ایستا می‌باشند.

۴-۳-۱-۳- نتایج حاصل از برآورد مدل مربوط به کشورهای منتخب منا

ما مدل خود را در چارچوب پانل پویا، که از متغیرهای دارای وقفه استفاده می کند، ساختیم. از این رو، قبل از برآورد مدل، باید طول وقفه بهینه انتخاب شود. برای تعیین تعداد وقفه بهینه معیارهای مختلفی وجود دارد. نتایج بدست آمده از تخمین مدل بیانگر این است که اکثر معیارها وقفه ۱ را برای کشورهای منتخب منا پیشنهاد میکنند.

جدول۲- تعیین وقفه بهینه مدل PVAR

Lag	CD	J	J Pvalue	MBIC	MAIC	MQIC
۱	۱	۸۰,۰۶۶۳	۰,۳۲۳۱۶۵۲	-۲۹۲,۱۴۷۱	-۶۹,۹۳۳۷	-۱۶۰,۲۳۰۶
۲	۱	۵۵,۲۹۹۹۷	۰,۲۸۱۴۵۹۵	-۱۹۲,۸۴۲۳	-۴۴,۷۰۰۰۳	-۱۰۴,۸۹۷۹
۳	۱	۲۱,۵۳۹۸۸	۰,۶۶۲۱۵۳۳	-۱۰۲,۵۳۱۲	-۲۸,۴۶۰۱۲	-۵۸,۵۵۹۰۷

منبع: یافته های پژوهشگر

در ادامه به بررسی شرط پایداری مدل پرداخته شده است. نمودار ۲ و جدول ۳ نشان دهنده این است که تمام ضرایب مقدار ویژه در داخل دایره واحد است و مدل PVAR شرط پایداری را دارد.

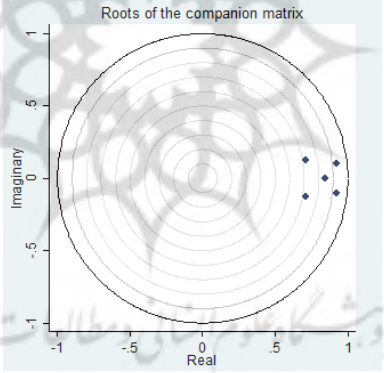
جدول ۳- شرط پایداری مقادیر ویژه

Eigenvalue stability condition

Eigenvalue		
Real	Imaginary	Modulus
.9280978	-.1044349	.9339551
.9280978	.1044349	.9339551
.8444533	0	.8444533
.7132542	.1255841	.7242258
.7132542	-.1255841	.7242258

All the eigenvalues lie inside the unit circle.
pVAR satisfies stability condition.

منبع: یافته های پژوهشگر



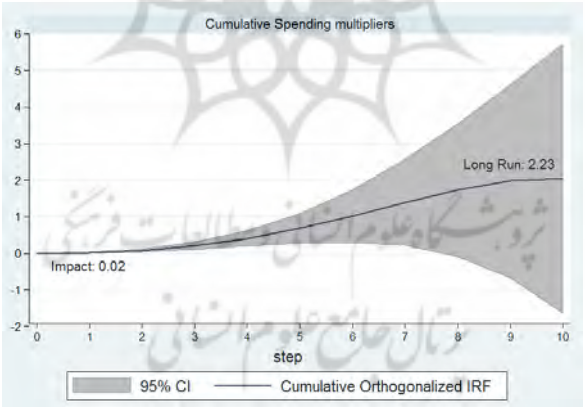
نمودار ۲- شرط پایداری مقادیر ویژه

منبع: یافته های پژوهشگر

۴-۳-۱-۴- محاسبه ضرایب فزاینده در کشورهای منتخب منا

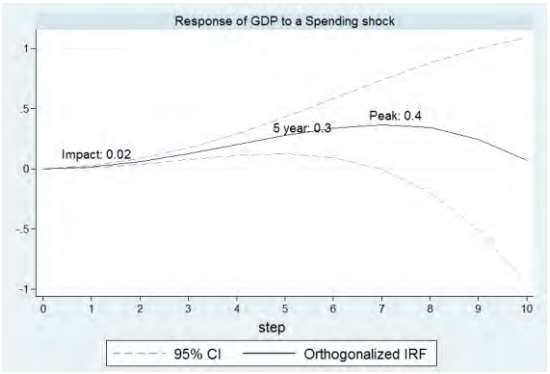
با توجه به مطالب بیان شده در بخش(۴-۲-۱-۱)، بعد از تعیین وقفه بهینه با استفاده از توابع واکنش ضربه ای می توان ضرایب فزاینده مالی را با بررسی واکنش تولید هریک از شوکهای مالی مورد تجزیه و تحلیل قرار داد. در همین راستا، در ابتدا واکنش تولید به شوک مخارج دولت

(نمودار۳) مورد بررسی قرار می گیرد. در این نمودار با بهره گیری از توابع واکنش ضربه ای متعامد (OIRF) پاسخ تولید به یک شوک افزایش مخارج مثبت است. علاوه بر این، برای محاسبه ضریب واکنش پاسخ تولید در هر دوره t به یک واحد افزایش مخارج دولتی که در دوره اولیه(t=1) رخ می دهد($\Delta G_{t=1}$)می تواند از طریق $\frac{\Delta Y_t}{\Delta G_{t=1}} = \frac{irf_t}{(G/Y).\sigma_G}$ محاسبه شود که irf_t مقدار توابع واکنش ضربه ای در دوره T، (G / Y) متوسط نسبت مخارج دولت به تولید و δ_t خطای استاندارد نرخ رشد مخارج(اندازه شوک مخارج دولت که معمولا یک واحد فرض می شود). همانطور که در نمودار ۳ تاکید می شود، ضریب فزاینده مخارج دولتی بسیار کوچک است. افزایش یک واحدی هزینه های دولتی تولید را در سال اول را براساس ضریب فزاینده اثر(Impact Multiplier) تنها ۰/۰۲ واحد، در سال پنجم ۰/۳ واحد افزایش می دهد و تقریبا هیچ اثر کمی پس از ۱۰ سال ندارد. با توجه به ضریب فزاینده پیک(Peak Multiplier) بزرگترین واکنش تولید پس از ۷سال اتفاق می افتد که مقدار آن برابر با ۰/۴ واحد است. در نهایت، در مورد ضریب فزاینده تجمعی(Cumulative Multiplier)، افزایش یک واحدی مخارج دولتی باعث افزایش تجمعی تولید به اندازه ۲/۲۳واحد در بلند مدت (که واکنش تجمعی برای ۱۰ سال تعریف شده است) می شود(نمودار۴).



نمودار۳- واکنش GDP به شوک مخارج دولت

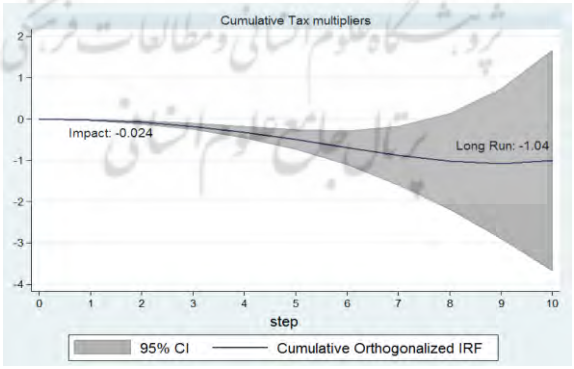
منبع: یافته های پژوهشگر



نمودار۴- واکنش تجمعیGDP به شوک مخارج دولت

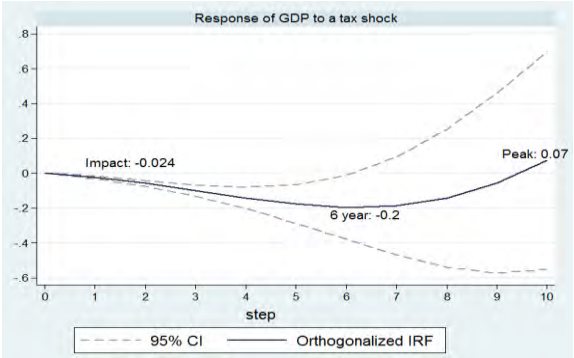
منبع: یافته های پژوهشگر

اگر بر ضریب فزاینده مالیات تمرکز شود، همانطور که در نمودار ۵ تاکید می شود، ضریب فزاینده مالیات بسیار کوچک است. افزایش یک واحدی درآمدهای مالیاتی دولت کاهش تولید در سال اول را براساس ضریب فزاینده اثر(Impact Multiplier) تنها ۰/۰۲۴ واحد، در سال ششم ۰/۲ واحد کاهش می دهد و تقریبا هیچ اثر کمی پس از ۱۰ سال ندارد. با توجه به ضریب فزاینده پیک(Peak Multiplier) بزرگترین واکنش تولید پس از ۱۰سال اتفاق می افتد که مقدار آن برابر با ۰/۰۷ واحد بوده و افزایش درآمدهای مالیاتی می تواند تولید را افزایش دهد. در نهایت، در مورد ضریب فزاینده تجمعی(Cumulative Multiplier)، افزایش یک واحدی درآمدهای مالیاتی باعث کاهش تجمعی تولید به اندازه ۱/۰۴ واحد در بلند مدت (که واکنش تجمعی برای ۱۰ سال تعریف شده است) می شود(نمودار۶).



نمودار۵- واکنش GDP به شوک مالیات

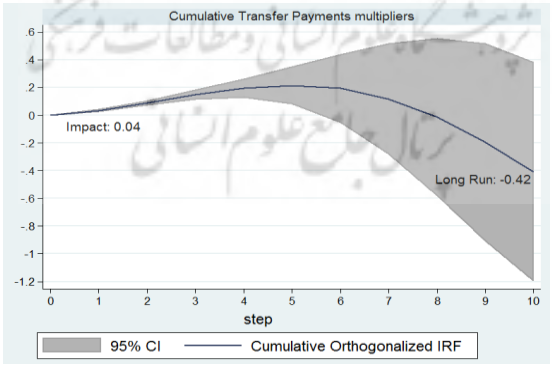
منبع: یافته های پژوهشگر



نمودار۶- واکنش تجمعیGDP به شوک مالیات

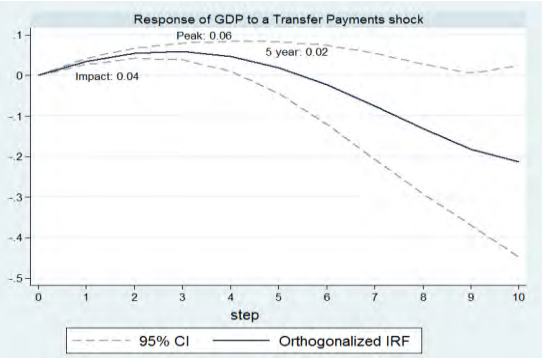
منبع: یافته های پژوهشگر

اگر بر ضریب فزاینده پرداختهای انتقالی تاکید شود، همانطور که در نمودار ۷ تاکید می شود، ضریب فزاینده پرداختهای انتقالی بسیار کوچک است. افزایش یک واحدی پرداختهای انتقالی دولت تولید را در سال اول را براساس ضریب فزاینده اثر(Impact Multiplier) تنها ۰/۰۴ واحد، در سال پنجم ۰/۰۲ واحد افزایش می دهد. با توجه به ضریب فزاینده پیک(Peak Multiplier) بزرگترین واکنش تولید پس از ۳ سال اتفاق می افتد که مقدار آن برابر با ۰/۰۶واحد بوده و افزایش پرداختهای انتقالی می تواند تولید را افزایش دهد. در نهایت، در مورد ضریب فزاینده تجمعی(Cumulative Multiplier)، افزایش یک واحدی پرداختهای انتقالی باعث کاهش تجمعی تولید به اندازه ۰/۴۲واحد در بلند مدت (که واکنش تجمعی برای ۱۰ سال تعریف شده است) می شود(نمودار۸).



نمودار۷- واکنش GDP به شوک پرداختهای انتقالی دولت

منبع: یافته های پژوهشگر



نمودار۸- واکنش تجمعیGDP به شوک پرداختهای انتقالی دولت

منبع: یافته های پژوهشگر

با توجه به نتایج برآورد شده از مقادیر ضرایب فزاینده مالی کشورهای منتخب منا می توان نتایج را در جدول زیر خلاصه کرد:

جدول۴- نتایج ضرایب فزاینده کشورهای منتخب منا

	Fiscal Multiplier								
	Impact Multiplier			Peak multiplier			Cumulative Multiplier		
	مخارج دولت	مالیات	پرداختها ی انتقالی	مخارج دولت	مالیات	پرداختها ی انتقالی	مخارج دولت	مالیات	پرداختها ی انتقالی
کشورهای منتخب منا	۰/۰۲ (سال اول)	-۰/۰۲۴ (سال اول)	۰/۰۴ (سال اول)	۰/۴۰ (سال هفتم)	۰/۰۷ (سال دهم)	۰/۰۶ (سال سوم)	۲/۲۳ (سال دهم)	-۱/۰۴ (سال دهم)	-۰/۴۲ (سال دهم)

منبع: یافته های پژوهشگر

۴-۳-۲- نتایج بدست آمده از اقتصاد ایران

جهت برآورد ضرایب فزاینده مالی ایران نیز براساس مطالعه بلانچارد و پروتی(۲۰۰۲)، با بهره گیری از داده های سری زمانی ایران و با استفاده از مدل حودرگرسیون برداری(VAR) ارزیابی صورت می گیرد.

$$Y_t = A + B(L)Y_t + \varepsilon_t \qquad (۲۲)$$

در این مدل از t (t =1…T) برای دوره های زمانی استفاده می شود. این مدل شامل متغیرهای زیر است: Y_t بردار متغیرهای درون زا است، A نشان دهنده بردار مقادیر ثابت است، که بیان کننده اثرات ثابت است؛ B (L) ماتریس چندجمله ای است با L که عملگر وقفه است؛ و ε_t جزء اخلال است.

۴-۳-۲-۱- داده ها

به منظور بررسی ضرایب فزاینده مالی ایران اثرابزارهای مالی بر تولید ایران مورد بررسی قرار میگیرد. از سوی دیگر، از آنجا که به هنگام بکارگیری سیاستهای مالی انبساطی امکان وقوع اثر ازدحام بیرونی نیز وجود دارد. در این مدل نیز با بهره گیری از مدل هودروم و همکاران[۳۵] (۲۰۱۶) سرمایه گذاری خصوصی نیز به عنوان متغیر کنترل مورد بررسی قرار می گیرد. لذا پنج متغیر در تجزیه و تحلیل ما استفاده می شود: تولید ناخالص داخلی واقعی، مخارج واقعی دولت و درآمدهای مالیاتی دولت، پرداختهای انتقالی دولت و سرمایه گذاری خصوصی. داده ها به صورت سالانه برای ایران (در طول زمان های ۱۹۸۰ تا ۲۰۱۶) از بانک جهانی جمع آوری می شوند. جهت تخمین مدل به روش VAR برای اقتصاد ایران و بررسی اثر شوکهای مخارج دولت، مالیات و پرداختهای انتقالی در اقتصاد ایران، مدل مورد بررسی به صورت زیر خواهد بود:

$$LY_t = \alpha_0 + \alpha_1 LT_t + \alpha_2 LTR_t + \alpha_3 LG_t + \alpha_4 LI_t + \varepsilon_t \qquad (۲۳)$$

که در آن: LY_t: تولید ناخالص داخلی واقعی (به قیمت ثابت سال ۲۰۱۰و برحسب دلار)، LTt: درآمدهای کل مالیاتی (برحسب دلار)، LTR_t: پرداختهای انتقالی دولت (برحسب دلار)، LGt: مخارج مصرفی نهایی دولت (برحسب دلار)، LIt: سرمایه گذاری بخش خصوصی (برحسب دلار)، ε_t : جزء اخلال

۴-۳-۲-۲- آزمون پایایی متغیّرهای الگو

برای آزمون پایایی متغیّرهای الگو آزمون دیکی فولر تعمیم یافته (ADF) استفاده شده است.

جدول ۵- نتایج آزمون ریشه واحد دیکی فولر تعمیم یافته (ADF)

متغیر	آماره آزمون (عرض از مبدأ)	احتمال	آماره آزمون (عرض از مبدأ و روند)	احتمال	آماره آزمون (تفاضل اول با عرض از مبدأ)	احتمال	آماره آزمون (تفاضل اول با عرض از مبدأ و روند)	احتمال	نتیجه
لگاریتم تولید ناخالص داخلی	-۰/۱۴	۰/۹۴	-۲/۴۵	۰/۳۵	-۵/۰۹	۰/۰۰۰۲	-۴/۰۹	۰/۰۰۰۹	I(1)
لگاریتم درآمدهای مالیاتی	-۰/۷۹	۰/۸	۱/۵۲	۰/۸	-۴/۶۱	۰/۰۰۰۸	-۴/۵۳	۰/۰۰۵	I(1)
لگاریتم پرداختهای انتقالی	-۱/۰۷	۰/۷۲	-۲/۵۴	۰/۳۱	-۸/۰۹	۰/۰۰۰	-۷/۴۷	۰/۰۰۰	I(1)
لگاریتم مخارج دولت	-۰/۵۸	۰/۸۶	-۱/۴۳	۰/۸۳	*** -۴/۳۷	۰/۰۰۱۵	***-۴/۵۴	۰/۰۰۴۹	I(1)
لگاریتم سرمایه گذاری خصوصی	۰/۹۴	۰/۹۹	-۲/۴۳	۰/۳۵	***-۵/۴۰	۰/۰۰۰۱	***-۶/۳۱	0/000	I(1)

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

منبع: یافته های پژوهشگر

نتایج آزمون دیکی فولر تعمیم یافته بدین صورت است که تمامی متغیرها پس از یکبار تفاضل گیری و با درجه همگرایی یک ساکن می شوند.

۴-۳-۲-۳- نتایج حاصل از برآورد مدل مربوط به ایران

برای تعیین تعداد وقفه بهینه معیارهای مختلفی وجود دارد. نتایج بدست آمده از تخمین مدل بیانگر این است که تمامی معیارها وقفه یک را برای ایران پیشنهاد می کنند.

جدول۶- تعیین وقفه بهینه مدل VAR

Lag	SBIC	HQIC	AIC
۰	-۷/۶۲۷۶۹۰	-۸/۴۰۷۱۶۱	-۸/۷۸۴۱۳۲
۱	-۷/۷۱۸۷۸۵*	-۹/۷۹۱۶۴۹*	-۱۰/۹۲۲۵۶*
۲	-۷/۴۵۳۲۳۸	-۹/۲۷۷۷۲۵	-۱۰/۰۳۱۶۷

منبع: یافته های پژوهشگر

در ادامه به بررسی شرط پایداری مدل پرداخته شده است (نمودار ۹). در این نمودار نقطه ها نشانگر معکوس ریشه های معادله مفسر مدل VAR است که باید قدرمطلق آن از یک کوچکتر باشد تا مدل پایدار شود که چون تمام نقاط در داخل دایره واحد است، مدل VAR شرط پایداری را دارد.

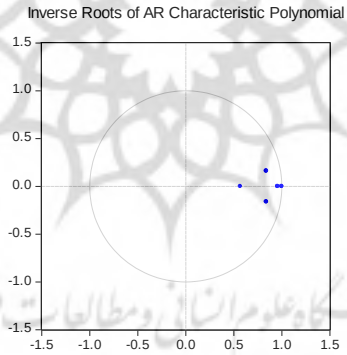
جدول۷- شرط پایداری مدل VAR

Roots of Characteristic Polynomial
Endogenous variables: LGDPP LT LTR LG LI
Exogenous variables:
Lag specification: 1 1
Date: 03/09/18 Time: 21:02

Root	Modulus
0.998536	0.998536
0.954942	0.954942
0.837839 - 0.161215i	0.853208
0.837839 + 0.161215i	0.853208
0.567896	0.567896

No root lies outside the unit circle.
VAR satisfies the stability condition.

منبع: یافته های پژوهشگر



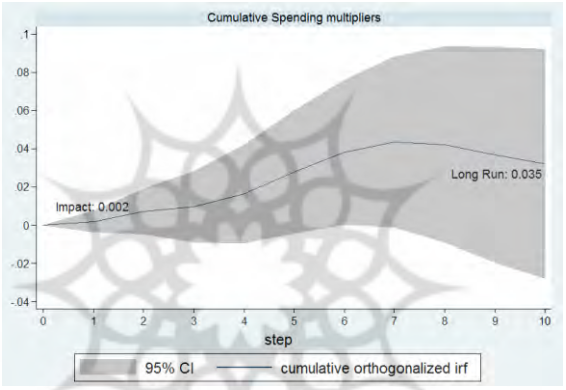
نمودار۹- شرط پایداری مدل VAR

منبع: یافته های پژوهشگر

۴-۳-۲-۴- محاسبه ضرایب فزاینده در ایران

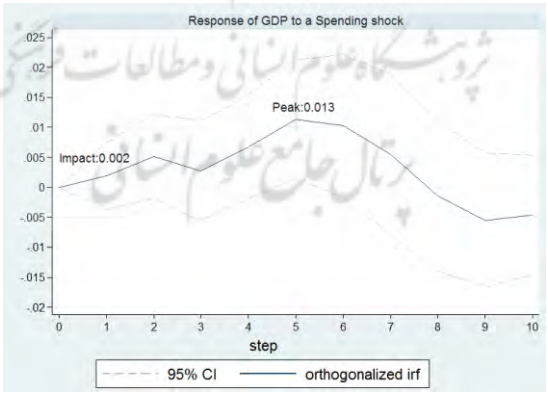
با توجه به مطالب بیان شده در بخش (۱-۱-۲-۴)، برای ایران نیز بعد از تعیین وقفه بهینه با استفاده از توابع واکنش ضربه ای می توان ضرایب فزاینده مالی را با بررسی واکنش تولید هریک از شوکهای مالی مورد تجزیه و تحلیل قرار داد. در همین راستا، در ابتدا واکنش تولید به شوک مخارج دولت (نمودار۱۰) مورد بررسی قرار می گیرد. در این نمودار با بهره گیری از توابع واکنش ضربه ای

متعامد (OIRF) پاسخ تولید به یک شوک افزایش مخارج مثبت است. ضریب فزاینده مخارج دولتی بسیار کوچک است. افزایش یک واحدی هزینه های دولتی تولید را در سال اول را براساس ضریب فزاینده اثر(Impact Multiplier) تنها ۰/۰۰۲ واحد، در سال پنجم ۰/۰۱۳ واحد افزایش می دهد. با توجه به ضریب فزاینده پیک(Peak Multiplier) بزرگترین واکنش تولید پس از ۵ سال اتفاق می افتد که مقدار آن برابر با ۰/۰۱۳واحد است. در نهایت، در مورد ضریب فزاینده تجمعی(Cumulative Multiplier)، افزایش یک واحدی مخارج دولتی باعث افزایش تجمعی تولید به اندازه ۰/۰۳۵ واحد در بلند مدت (که واکنش تجمعی برای ۱۰ سال تعریف شده است) می شود(نمودار ۱۱).



نمودار۱۰- واکنش GDP به شوک مخارج دولت

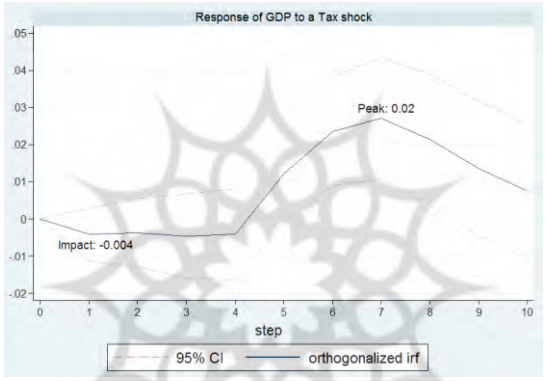
منبع: یافته های پژوهشگر



نمودار۱۱- واکنش تجمعیGDP به شوک مخارج دولت

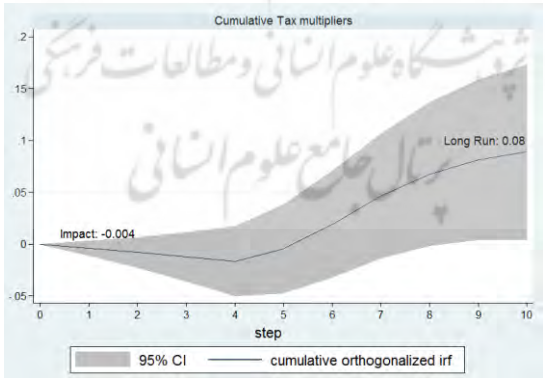
منبع: یافته های پژوهشگر

اگر بر ضریب فزاینده مالیات تمرکز شود، همانطور که در نمودار ۱۲ تاکید می شود، ضریب فزاینده مالیات بسیار کوچک است. افزایش یک واحدی درآمدهای مالیاتی دولت تولید در سال اول را براساس ضریب فزاینده اثر(Impact Multiplier) تنها ۰/۰۰۴ واحد کاهش می دهد. با توجه به ضریب فزاینده پیک(Peak Multiplier) بزرگترین واکنش تولید پس از ۷سال اتفاق می افتد که مقدار آن برابر با۰/۰۲واحد بوده و افزایش درآمدهای مالیاتی می تواند تولید را افزایش دهد. در نهایت، در مورد ضریب فزاینده تجمعی(Cumulative Multiplier)، افزایش یک واحدی درآمدهای مالیاتی باعث افزایش تجمعی تولید به اندازه ۰/۰۸ واحد در بلند مدت (که واکنش تجمعی برای ۱۰ سال تعریف شده است) می شود(نمودار۱۳).



نمودار۱۲- واکنش GDP به شوک مالیات

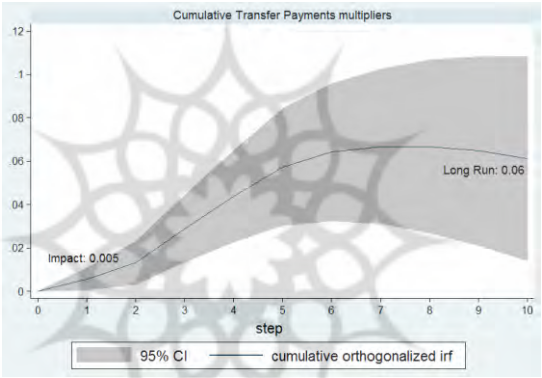
منبع: یافته های پژوهشگر



نمودار۱۳- واکنش تجمعیGDP به شوک مالیات

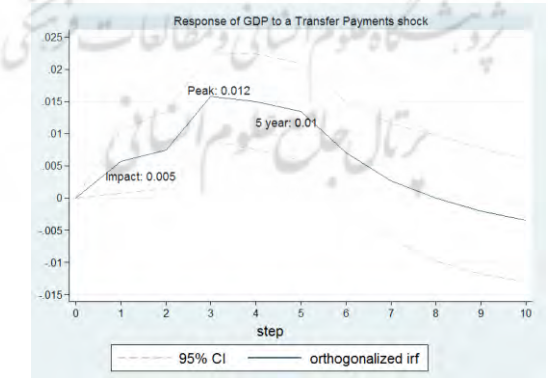
منبع: یافته های پژوهشگر

اگر بر ضریب فزاینده پرداختهای انتقالی تاکید شود، همانطور که در نمودار ۱۴ تاکید می شود، ضریب فزاینده پرداختهای انتقالی بسیار کوچک است. افزایش یک واحدی پرداختهای انتقالی دولت تولید را در سال اول را براساس ضریب فزاینده اثر(Impact Multiplier) تنها ۰/۰۰۵ واحد، در سال پنجم ۰/۰۱واحد افزایش می دهد. با توجه به ضریب فزاینده پیک(Peak Multiplier) بزرگترین واکنش تولید پس از ۳ سال اتفاق می افتد که مقدار آن برابر با ۰/۰۱۲ واحد بوده و افزایش پرداختهای انتقالی می تواند تولید را افزایش دهد. در نهایت، در مورد ضریب فزاینده تجمعی(Cumulative Multiplier)، افزایش یک واحدی پرداختهای انتقالی باعث افزایش تجمعی تولید به اندازه ۰/۰۶ واحد در بلند مدت (که واکنش تجمعی برای ۱۰ سال تعریف شده است) می شود (نمودار۱۵).



نمودار۱۴- واکنش GDP به شوک پرداختهای انتقالی دولت

منبع: یافته های پژوهشگر



نمودار۱۵- واکنش تجمعیGDP به شوک پرداختهای انتقالی دولت

منبع: یافته های پژوهشگر

با توجه به نتایج برآورد شده از مقادیر ضرایب فزاینده مالی ایران می توان نتایج را در جدول زیر خلاصه کرد:

جدول۸- نتایج ضرایب فزاینده ایران

Fiscal Multiplier									
Impact Multiplier			Peak multiplier			Cumulative Multiplier			
شرح	مخارج دولت	مالیات	پرداختها ی انتقالی	مخارج دولت	مالیات	پرداختها ی انتقالی	مخارج دولت	مالیات	پرداختها ی انتقالی
ایران	۰/۰۰۲ (سال اول)	-۰/۰۰۴ (سال اول)	۰/۰۰۵ (سال اول)	۰/۰۱۳ (سال پنجم)	۰/۰۲ (سال هفتم)	۰/۰۱۲ (سال سوم)	۰/۰۳۵ (سال دهم)	۰/۰۸ (سال دهم)	۰/۰۶ (سال دهم)

منبع: یافته های پژوهشگر

۵- نتیجه گیری

در سالهای اخیر، بسیاری از کشورها یک چرخش چشمگیری را در موقعیت مالی خود در طول بحران، با انتقال از حالت تحریک تا تثبیت، تجربه کردند. لذا، رشد تولید ناخالص داخلی ممکن است در درجه اول با سیاست مالی هدایت شود. بنابراین ضروری است تا رابطه بین این دو متغیر به منظور برنامه ریزی و پیش بینی اثراقدامات سیاستی بدقت اندازه گیری شود. همچنین برآورد ضریب فزاینده مالی در اوایل بحرانها به طور قابل توجهی به رفع اشتباهات پیش بینی رشد کمک می کند. چون اطلاعات اشتباه در مورد کارایی سیاستهای مالی می تواند اثراتی داشته باشد که به هیچ عنوان از اهداف سیاستهای مالی نمی باشند و منجر به از دست دادن اعتبار دولت می‌شود که کاهش اعتبار سیاست مالی هم ممکن است به بدبینانه ترشدن دیدگاه ها در بازار، کاهش رشد اقتصادی و افزایش نیاز به تعدیل سیاستهای مالی منجر شود. لذا با توجه به اهمیت موضوع، در این مطالعه به بررسی میزان اثرگذاری شوکهای سیاستهای مالی بر رشد اقتصادی (از طریق برآورد ضرایب فزاینده مالی) در کشورهای منتخب منا و ایران پرداخته شد که بدین منظور مراحل زیر انجام شد:

بمنظور برآورد ضرایب فزاینده مالی در کشورهای منتخب منا و ایران بترتیب از مدل خودتوضیح برداری تابلویی (PVAR) و مدل خودتوضیح برداری (VAR) استفاده شد و در ابتدا آزمون ریشه واحد لوین-لین چو جهت تشخیص پایایی متغیرها در مدل (PVAR) صورت گرفت و پایایی تمامی متغیرها در سطح تایید شد و همچنین آزمون ریشه واحد دیکی فولر جهت

تشخیص ایستایی متغیرها در مدل (VAR) صورت گرفت و ایستایی تمامی متغیرها با یکبار تفاضل گیری تایید شد. پس از تخمین مدلهای PVAR و VAR شرط پایداری هردو مدل تایید شد، چون تمام ضرایب مقادیر ویژه در داخل دایره واحد هستند. در ادامه با استفاده از نتایج توابع واکنش در هر دو مدل ضرایب فزاینده مالی برای کشورهای منتخب منا و ایران برآورد شدند که اگر مقایسه تطبیقی بین نتایج حاصل انجام شود با توجه به جدول۹ می توان گفت که بطور کلی تمامی ضرایب فزاینده کشورهای منتخب منا بزرگتر از ضرایب فزاینده مالی ایران هستند. بطوریکه در کوتاه مدت (درسال اول اجرای شوک)، در کشورهای منتخب منا و ایران ضریب فزاینده پرداختهای انتقالی بیشترین تأثیر را بر تولید دارند. پس می توان گفت سیاستمداران و اقتصاددانان در کشورهای منتخب منا و ایران به منظور افزایش سریع رشد اقتصادی در کوتاه مدت می توانند از ابزار پرداختهای انتقالی در درجه اول اهمیت و مخارج دولت در درجه دوم استفاده کنند. قابل توجه است که حداکثر تأثیر بر تولید در کشورهای منتخب منا توسط شوک مخارج دولت در سال هفتم و در ایران توسط شوک مخارج دولت در سال پنجم رخ می دهد. در بلندمدت نیز در کشورهای منتخب منا شوک مخارج دولت می تواند تأثیر بزرگتری بر تولید نسبت به سایر شوکها داشته باشد. اما در ایران با وجود اینکه شوک مخارج دولت تأثیرکمتری بر تولید نسبت به سایر شوکها دارد، گزینه بهتری برای اجرا توسط سیاستمداران و اقتصاددانان (همانند کشورهای منتخب منا) می باشد. چون از یکسو شوک مالیات تقریبا تا سال پنجم اثر کاهشی بر تولید داشته و از سوی دیگر، با توجه به شرایط اقتصادی ایران در سالهای اخیر، بدلیل عدم توان مالی دولت امکان اجرای شوک پرداختهای انتقالی نسبت به شوک مخارج دولت در حداقل می باشد.

جدول ۹- مقایسه تطبیقی ضرایب فزاینده مالی در ایران و کشورهای منتخب منا

Fiscal Multiplier								
Impact Multiplier			Peak multiplier			Cumulative Multiplier		
شرح	مخارج دولت	مالیات	پرداختهای انتقالی	مخارج دولت	مالیات	پرداختهای انتقالی	مخارج دولت	مالیات	پرداختهای انتقالی
کشورهای منتخب منا	۰/۰۲ (سال اول)	-۰/۰۲۴ (سال اول)	۰/۰۴ (سال اول)	۰/۴۰ (سال هفتم)	۰/۰۷ (سال دهم)	۰/۰۶ (سال سوم)	۲/۲۳ (سال دهم)	-۱/۰۴ (سال دهم)	-۰/۴۲ (سال دهم)
ایران	۰/۰۰۲ (سال اول)	-۰/۰۰۴ (سال اول)	۰/۰۰۵ (سال اول)	۰/۰۱۳ (سال پنجم)	۰/۰۲ (سال هفتم)	۰/۰۱۲ (سال سوم)	۰/۰۳۵ (سال دهم)	۰/۰۸ (سال دهم)	۰/۰۶ (سال دهم)

منبع: یافته های پژوهشگر

۶- پیشنهادات سیاستی

با بهره گیری از نتایج بدست آمده از این مطالعه اولویت بکارگیری شوکهای مالی با توجه به ضرایب فزاینده آنها در کشورهای منتخب منا و ایران مشخص گردید. لذا جهت رسیدن به رشد اقتصادی سریعتر با بکارگیری شوکهای مالی در این کشورها توصیه های سیاستی زیر پیشنهاد می شود:

- ✓ اگر همراه با شوک افزایش مخارج دولت، بانک مرکزی نیز نرخ بهره را کاهش دهد، می توان با خنثی کردن اثر جایگزینی جبری سبب افزایش سریعتر رشد اقتصادی شد.
- ✓ دولتها می توانند تقاضای اضافی که توسط خرید دولت ها نمایان می شود را از طریق تقاضای منابع بیکار و بلااستفاده انجام دهند تا علاوه بر اینکه افزایش این مخارج سبب افزایش رشد اقتصادی می شود، از سوی دیگر استفاده بیشتر از این منابع، بدلیل مازادو بلااستفاده بودنشان سبب افزایش قیمت نمی شود.
- ✓ دولتها می توانند از طریق افزایش هزینه های مربوط به خانواده های کم درآمد که تأثیر بیشتری بر تولید و رشد اقتصادی داشته باشد، اقدام کنند. زیرا این خانوار ها بخش بزرگی از هر گونه افزایشی در سطح درآمد خود را سریعا مصرف می کنند.
- ✓ با توجه به اثر معکوس مالیات بر رشد اقتصادی، دولتها می توانند با کاهش مالیات بطور قابل توجهی به تغییر تقاضای کل و رشد اقتصادی منجر شوند، زیرا احتمال اثر آنی کاهش مالیات بر انتظارات و انگیزه های مصرف کننده و تجار نسبت به مخارج دولت بیشتر است که دلیل آن را نیز می توان اینطور بیان کرد که با کاهش مالیات، مالیات دهندگان بلافاصله پول بیشتری در دستمزد خود دارند و شرکت ها اغلب با این وجوه شروع به سرمایه گذاری می کنند قبل از اینکه مقادیر آنها کاهش پیدا کند. در حالی که برای تأثیر زیرساخت ها و یا هزینه های دیگر دولت، مدت زمان طولانی (حداقل یکسال) نیاز است تا بتوان بر اقتصاد اثر گذارد.
- ✓ با هدف رشد اقتصادی قوی تر می توان ترکیبی مناسب از دو ابزار سیاستی، کاهش مالیات (مناسب برای افراد با درآمد متوسط) و هزینه های موثر دولت بکار برد.
- ✓ درست است که پرداختهای انتقالی و یارانه های دولت سبب افزایش رشد اقتصادی می شود ولی باید توجه داشت که زمانی که دولت یارانه نقدی به شرکت ها می دهد، انگیزه های شرکتها را برای کاهش هزینه ها کاهش می دهد. به همین دلیل دولتها باید از دادن یارانه به شرکت ها اجتناب کنند، مگر اینکه یک سود اجتماعی مشخص برای یارانه دادن به شرکت ها وجود داشته باشد. به عنوان مثال، شرکتی که تکنولوژی سازگار با محیط زیست

را توسعه می دهد، ممکن است بتواند به منجربه پیامد حارجی مثبت شود و این می تواند یارانه دولتی را توجیه کند.

فهرست منابع

۱) ابونوری، اسماعیل؛ کریمی پتانلار، سعید و مردانی، محمدرضا (۱۳۸۹)، اثر سیاست مالی بر متغیرهای کلان اقتصاد ایران : رهیافتی از روش خودرگرسیون برداری، پژوهشنامه اقتصادی، دوره ۱۰، شماره ۳۸، 143-117.

۲) حیدری، حسن و سعیدپور، لسیان (۱۳۹۳)، تجزیه و تحلیل تأثیر شوکهای سیاست مالی و ضرایب فزاینده مالی اقتصاد ایران در چارچوب مدل کینزینهای جدید، فصلنامه علمی پژوهشی پژوهشهای رشد و توسعه اقتصادی، سال پنجم، شماره بیستم، پاییز ۱۳۹۴ ،۶۳.

۳) دل انگیزان، سهراب؛ خزیر، اسماعیل (۱۳۹۱)، مطالعه اثرات شوک های سیاست مالی بر رشد اقتصادی ایران دوره زمانی ۱۳۸۸-۱۳۳۸، مجله :راهبرد اقتصادی « زمستان ۱۳۹۱، سال اول - شماره ۳ علمی-پژوهشی (4صفحه - از ۶۴ تا ۶۷)

۴) رابرت هال، جان تیلور (۱۳۷۶)، اقتصاد کلان، ترجمه مسعود روغنی زنجانی، مؤسسه عالی پژوهش در برنامه ریزی و توسعه

۵) شاکری، عباس (۱۳۸۷)، اقتصاد کلان: نظریه ها و سیاستها ، انتشارات پارس نویسا، تهران، چاپ اول، پائیز ۱۳۸۷،جلد اول.

۶) فلاحتی، علی، فتاحی، شهرام، حیدری دیزگرانی، علی، شکری، نعیم (۱۳۹۶)، بررسی پایداری مالی و شوکهای مالی گذرا در اقتصاد ایران، فصلنامه اقتصاد مالی، سال یازدهم، شماره ۴۱، زمستان۱۳۹۶، صفحه ۱۵۶-۱۲۳

۷) کمیجانی، اکبر، حق شناس، هادی (۱۳۹۳)، بررسی آثار اندزه دولت بر رشد اقتصادی در ایران، فصلنامه اقتصاد مالی، سال هشتم، شماره ۲۸، پاییز۱۳۹۳، صفحه ۱۴-۱

۸) معاونت پژوهشهای اقتصادی (۱۳۹۲)، مهم ترین شاخصهای اقتصادی کشوراز ابتدای برنامه اول تا دو سال اول برنامه پنجم ۱۳۶۸) تا (۱۳۹۱، گزارش راهبردی، شماره ۱۶۲، اردیبهشت ۱۳۹۲

۹) مهدی زاده، مریم، موسوی جهرمی، یگانه، غلامی، الهام، سرلک، احمد (۱۳۹۷)، برآورد ضریب فزاینده مالی در ایران با تاکید بر نحوه خرج کرد درآمدهای نفتی، فصلنامه اقتصاد مالی، سال دوازدهم، شماره ۴۳، تابستان ۱۳۹۷، صفحه ۴۸-۲۱

۱۰) هژبر کیانی، کامبیز، غلامی، الهام (۱۳۹۵)، بررسی کارایی سیاست‌های مالی انبساطی در ایران: مقایسه تطبیقی الگوی VAR خطی و آستانه‌ای، فصلنامه اقتصاد مالی، سال دهم، شماره ۳۵، تابستان ۱۳۹۵، صفحه ۱-۲۶

11) Abrigo R.M. and Inessa L.(2015). Estimation of panel vector autoregression in Stata: A package of programs<https://sites.google.com/a/hawaii.edu/inessalove/home/pvar>
12) Alesina, A., Ardagna, S., Perotti, R., Schiantarelli, F. (2002), "Fiscal policy, profits and investment", American Economic Review 92, 571–589
13) Barrell, R., Holland, D. and Hurst, L. (2012), Fiscal Consolidation: Part 2. Fiscal Multipliers and Fiscal Consolidations, OECD Economics Department Working Paper No. 933 (Paris: Organisation for Economic Co-operation and Development).
14) Batini, N., Eyraud, L., Forni, L., and 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).
15) Blanchard O. and Leigh, D. (2013), Growth forecast errors and fiscal multipliers, American Economic Review, 103: 117-120.
16) Blanchard, O., and Perotti, R. (2002), an Empirical Characterization of the Dynamic Effects of Changes in Government Spending and Taxes on Output. The Quarterly Journal of Economics, 117(4), 1329-1368.
17) Born, B., Juessen, F. and Mueller, G. (2013), Exchange Rate Regimes and Fiscal Multipliers, Journal of Economic Dynamics and Control, Vol. 37, No. 2, pp: 446–65.
18) Cole, H.L. and Ohanian, L. (2004), New Deal Policies and the Persistence of the Great Depression: A General Equilibrium Analysis, Journal of Political Economy, Vol. 112, No.4, pp: 779–816.
19) Combes, J. L., Minea, A., Mustea, L., Yogo, T. (2016). Output effects of fiscal stimulus in Central and Eastern European countries. Post-Communist Economies, 28(1), 108-127.
20) Dolls, M., Fuest, C. and Peichl, A. (2012), Automatic Stabilizers and Economic Crisis: US vs. Europe, Journal of Public Economics, Vol. 96, pp: 279–94.
21) Erceg, C. J., and Linde, J. (2010), Is There a Free Lunch in a Liquidity Trap? International Finance Discussion Papers 1003 (Washington: U.S. Federal Reserve System).
22) Fatas, A., Mihov, I. (2001), The Effects of Fiscal Policy on Consumption and Employment: Theory and Evidence, CEPR Discussion Paper no. 2760, 32 p.
23) Gorodnichenko, Y., Mendoza, E.G. and Tesar, L.L. (2012), The Finnish Great Depression: From Russia with Love, American Economic Review, Vol. 102, No. 4, pp: 1619–44.
24) Grdovic Gnip, A. (2015), Empirical Assessment Of Stabilization Effects Of Fiscal Policy In Croatia, Journal for Economic Forecasting, Institute for Economic Forecasting, vol. 0(1), pages 47-69.

25) Gunter, S., Riera-Crichton, D., Vegh, C. A., and Vuletin, G. (2016), Non-linear effects of tax changes on output: A worldwide narrative approach, mimeo, Johns Hopkins University.
26) Halkos, G., and Paizanos, E. (2015), Fiscal policy and economic performance: A review of the theoretical and empirical literature. Department of Economics, University of Thessaly, MPRA Paper No. 67737.
27) Hamilton J.D.(1994). Time Series Analysis. Princeton: Princeton University Press.
28) Holtz-Eakin D., W. Newey and H.S. Rosen. (1988). Estimating vector autoregressions with panel data.Econometrica, 56(6):1371-1395.
29) Hory, M. (2016), Fiscal multipliers in Emerging Market Economies: Can we learn something from Advanced Economies? International Economics Vol. 146, pp: 21107017
30) Ilzetzki E., Mendoza, E. G. and Vegh, C. A. (2013), How Big (Small?) Are Fiscal Multipliers?, Journal of Monetary Economics, Vol. 60, pp: 239–54.
31) IMF (2008). World Economic Outlook (WEO) October 2008: Financial Stress, Downturns, and Recoveries. October. Washington D.C.: International Monetary Fund.
32) Kabashi, R. (2017), Macroeconomic effects of fiscal policy in the European Union, with particular reference to transition countries, public sector economics 41 (1) 39-69
33) Kilian L. and Vigfusson R. J. (2011). Are the responses of the U.S. economy asymmetric in energy price increases and decreases?', Quantitative Economics, 2419–453.
34) Kirchner, M., Cimadomo, J. and 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).
35) Lutkepohl H. (2005). New Introduction to Multiple Time Series Analysis. New York: Springer.
36) MENAT Regional Council (2016), Syracuse University Dubai. Retrieved June 14, 2016.
37) Mendoza, E.G., Ilzetzki, E. and Vegh, C.A. (2010), How big (small) are fiscal multipliers?, NBER Working Papers 16479, National Bureau of Economic Research, Inc. Retrieved December 2013
38) Nickel, C. and Tudyka, A. (2013), Fiscal stimulus in times of high debt: Reconsidering multipliers and twin deficits, Working Paper Series, No 1513, ECB.
39) Rannenberg, A. and Pusch, T. (2011), Fiscal Spending Multiplier Calculations based on Input-Output Tables – with an Application to EU Members, IWH Discussion Paper 1/2011.
40) Riera-Crichton, D., Vegh, C. A. and Vuletin, G. (2016), Tax Multipliers: Pitfalls in Measurement and Identification, Journal of Monetary Economics, pp:79, 30–48
41) Simovic, H., Deskar Skrbic, M. (2015),The size and determinants of fiscal multipliers in Western Balkans: comparing Croatia, Slovenia and Serbia, EFZG Working Papers Series 1510, Faculty of Economics and Business, University of Zagreb.
42) Sims C.A.(1980).Macroeconomics and reality.Econometrica, 48(1): 1-48.

43) Spilimbergo A., Symansky S., Schindler M. (2009), Fiscal Multipliers, IMF Staff Position Note 09/11, 15 p.
44) UNAL, U. (2015), Rethinking the effects of fiscal policy on macroeconomic aggregates: a disaggregated svar analysis, Romanian journal of economic forecasting –xviii (3) 2015
45) Woodford, M. (2011), Simple Analytics of the Government Expenditure Multiplier, American Economic Journal: Macroeconomics, Vol. 3, No. 1, pp:1–35.

یادداشت‌ها

[1] Alesina and Perotti (2002)
[2] UNAL(2015)
[3] Rannenberg and Pusch,2011
[4] Ilzetzki et al. (2013)
[5] Kirchner et al. (2010)
[6] Ricardian
[7] Hory (2016)
[8] Ilzetzki et al. (2013)
[9] Baum et al. (2012)
[10] Gorodnichenko et al. (2012)
[11] Dolls et al. (2012)
[12] Crowding out
[۱۳] زمانی رخ می دهد که نرخ بهره اسمی کوتاه مدت در نزدیکی صفر باشد که منجربه دام نقدینگی و محدودیت ظرفیتی در اقتصاد و در نتیجه عدم تأثیر سیاست پولی می شود.
[14] the zero interest lower bound(ZLB)
[15] Woodford (2011)
[16] Christiano et al. (2011)
[17] Grdovic Gnip (2015)
[18] Simovic and Deskar-Skrbic (2015)
[19] Kitsios and Patnam (2016)
[20] Gunter et al. (2016)
[21] Chernozhukov and Hansen (2005)
[22] Riera-Crichton et al. (2016)
[23] Kabashi (2017)
[24] Combes et al. (2014)
[25] Spilimbergo et al. (2009)
[26] Hory (2016)
[27] Huidrom et al. (2016)
[28] Andrews and Lu (2002)
[29] Moment Selection Criteria (MMSC)
[30] Abrigo and Inessa (2015)
[31] Impact Multiplier
[32] Peak Multiplier
[33] Cumulative multiplier
[34] Cholesky decomposition
[35] Huidrom et al. (2016)

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی