پژوهشنامه‌ی اقتصاد کلان

علمی – پژوهشی

دوره سیزدهم، شماره‌ی۲۶، نیمه ی دوم ۱۳۹۷

بررسی اثرات پویای شوک‌های سیاست مالی بر متغیرهای تولید، مصرف و سرمایه‌گذاری بخش خصوصی در ایران با استفاده از الگوی LP

تاریخ دریافت: ۱۳۹۷/۰۴/۱۹ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۷/۰۷/۱۶

امیر جباری [*]

نرگس اکبری [**]

چکیده :

در این پژوهش اثرات پویای شوک‌های مخارج و مالیات های دولت بر متغیرهای تولید، مصرف و سرمایه‌گذاری بخش خصوصی مورد بررسی قرار گرفته است. جامعه آماری این تحقیق کشور ایران و داده‌ها به صورت سری زمانی فصلی برای دوره‌ی زمانی ۱۳۷۰:۱ تا ۱۳۹۳:۴به قیمت ثابت سال ۱۳۷۶ می‌باشد. پژوهش به‌صورت تحلیل آماری و اقتصادسنجی و براساس مبانی نظری بلانچارد- پروتی سال ۲۰۰۲ و الگوی LP توسط جردا سال ۲۰۰۵ انجام پذیرفت. نتایج توابع عکس‌العمل آنی الگوی LP بیان می‌کند که واکنش تولید ناخالص داخلی به شوک‌های مخارج دولتی، رابطه معنی‌دار و مثبت و به شوک مالیات در کوتاه‌مدت کاهشی و در بلندمدت بی‌تأثیر می‌باشد. پیرو این نتایج، اثر مخارج دولتی بر سرمایه‌گذاری بخش‌خصوصی در کوتاه‌مدت کاهشی و در بلندمدت مثبت و معنی‌دار و اثر شوک مالیاتی بر سرمایه‌گذاری بخش خصوصی کاهشی و معنی‌دار می‌باشد. نتایج واکنش مصرف بخش خصوصی به شوک مخارج دولتی و مالیات نیز مثبت و معنی‌دار می‌باشد.

واژگان کلیدی: شوک سیاست مالی، سرمایه گذاری بخش خصوصی، مصرف بخش خصوصی، الگوی LP

طبقه‌بندی JEL : C22 ,E21 ,R42 ,E62

[*] نویسنده مسئول- استادیار و عضو هیات علمی گروه اقتصاد دانشگاه زنجان، ایران Email: amir_jabbari@znu.ac.ir

[**] دانشجوی کارشناسی ارشد علوم اقتصادی دانشگاه زنجان، ایران Email: narges_akbari @znu.ac.ir

۱. مقدمه

طی چندین سال اخیر نتایج غیرمستقیم مطالعات تجربی پیرامون نقش شوک‌های سیاست مالی در اقتصاد، حاکی از آن دارد که نه‌تنها شوک‌های سیاست مالی تأثیر معنی‌داری بر فعالیت‌های حقیقی اقتصاد دارند، بلکه تأثیری نامتقارن دارند. از لحاظ نظری، دلایل متعددی برای اثرات نامتقارن شوک‌های سیاست مالی بر متغیرهای حقیقی وجود دارد. به‌طور کلی شوک‌ها می‌توانند داخلی باشند، یعنی منشأ ایجاد اخلال، اقتصاد داخلی کشور و یا خارجی باشند، یعنی منشأ اخلال از سایر کشورها نشأت گرفته باشد. شوک‌ها به صورت واقعی و پولی نیز هستند. در شوک واقعی منشأ اخلال از بخش واقعی اقتصاد سرچشمه می‌گیرد و در شوک پولی منشاء اخلال بازار پول است. همچنین، شوک به دو صورت دائمی و موقتی است. شوک دائمی، اخلالی است که برای مدت طولانی در اقتصاد باقی می‌ماند و شوک زودگذر اخلالی است که فقط در مدت زمان کوتاه اقتصاد را متأثر می‌کند(مانند شوک افزایش تقاضا ناشی از تغییرات فصلی). همچنین، شوک‌ها می‌توانند پیش‌بینی شده یا پیش‌بینی نشده باشند. شوک پیش‌بینی شده مانند شوک افزایش تقاضا ناشی از تغییرات فصلی و شوک پیش‌بینی نشده مانند اخلالی در تقاضا یا عرضه که به‌طور غیرمنتظره رخ داده باشد (فریدمن[1]،۱۹۵۳). در اقتصاد کلان، تصمیمات خانوار و بنگاه اهمیت زیادی دارد. تقاضای کل در یک دوره‌ی زمانی معین (مثلاً یک‌سال) از مخارج خانوارها به‌عنوان مصرف و مخارج بنگاه‌ها برای کالاهای سرمایه‌ای به‌عنوان سرمایه‌گذاری تشکیل شده است و هر یک از متغیرهای مصرف و سرمایه‌گذاری بخش خصوصی نقش ویژه‌ای را در اقتصاد ایفا می‌کنند. در نتیجه، بررسی تأثیر شوک‌های سیاست مالی بر هزینه‌های مصرفی و سرمایه‌گذاری ضروری است تا بدین‌وسیله سیاست‌های کارا و مفیدتری در تنظیم و کنترل مصرف اعمال گردد به‌گونه‌ای که، ثبات اقتصادی حاصل و در عین حال از سطح فعالیت‌های اقتصادی کاسته نشود. همچنین از آنجا که دلیل عمده‌ی نوسانات تولید، تغییرات

[1] . Friedman,1953.

سرمایه‌گذاری معرفی می‌شود و از تغییرات سرمایه‌گذاری خصوصی تا حد زیادی می‌توان به اوضاع و احوال اقتصادی پی برد، بنابراین باید اثرات شوک‌های سیاست‌های مالی بر سرمایه‌گذاری بخش خصوصی بررسی شود تا دولت بتواند از ابزارهای سیاست‌گذاری در جهت بهبود وضعیت اقتصادی استفاده نماید. وقوع شوک‌های سیاست مالی، می‌تواند تلاطم در متغیرهای اقتصادی را به دنبال داشته باشد. در واقع شوک‌ها به واسطه‌ی رابطه‌ی متقابل هر یک از متغیرهای اقتصادی با سایر متغیرها در کل اقتصاد انتشار می‌یابند. بنابراین با توجه به حساسیتی که متغیرهای اقتصادی نسبت به تکانه‌های ناشی از سیاست‌های مالی دولت می‌توانند داشته باشند، مطالعات زیادی در این زمینه انجام شده است: بلانچارد و پروتی[1] (۲۰۰۲) جزء اولین اقتصاددانانی بودند که به بررسی تجربی اثرات پویای شوک‌های مخارج دولتی و مالیات بر GDP و برای کشور آمریکا طی دوره‌ی زمانی۱۹۴۹:۱–۱۹۹۷:۴، بررسی کردند. آنها در مدل خود باقیمانده‌های فرم خلاصه شده از مدل خود رگرسیون برداری برای معادلات مخارج دولت و مالیات، که در واقع بیانگر تغییرات غیر منتظره در این دو متغیر هستند را به صورت ترکیب خطی از نوسانات غیرمنتظره در تولید و شوک‌های ساختاری مخارج و مالیات در نظر می‌گیرند و پس از شناسایی شوک‌های مالی از طریق وضع یک سری محدودیت بر روابط همزمان بین متغیرها، اثر آنها را بر متغیر تولید بررسی می‌کنند. نتایج حاکی از آن است که شوک‌های مثبت در مخارج دولت، اثر مثبت و شوک‌های مثبت در مالیات، اثر منفی بر تولید دارد. پیرو روش بلانچارد و پروتی برای شناسایی شوک‌های مالی، مطالعات زیاد دیگری از جمله مطالعه‌ی دارکانجلیس و لامارتین[2](۲۰۰۳) برای اکثر کشورهای OECD؛ پروتی[3](۲۰۰۴) برای ۵ کشور عضو OECD شامل آمریکا، آلمان غربی، انگلستان، کانادا و استرالیا؛ تهافن و همکاران[4] (۲۰۰۶) برای کشور آلمان؛ لوزانو و

---

1. Blanchard& Perotti
2. De Arcangelis & Lamartina
3. Perotti
4. Tenhofen et al.

رودیکوز[۱] (۲۰۰۸) برای کشور کلمبیا؛ باریل و همکاران[۲] (۲۰۰۹) بـرای اتحادیـهٔ اروپـا و آمریکا؛ میازاکی[۳] (۲۰۱۰) بـرای کشـورژاپن؛ کاریشـما و همکـاران[۴](۲۰۱۱) بـرای پـنج اقتصاد اروپای مرکزی و شرقی (CEE-5)[۵] ؛ آیانا بویچیکا [۶](۲۰۱۵) برای کشور رومـانی؛ باتاریا و ترچاکویچب[۷] (۲۰۱۷) برای کشور انگلستان انجام شده است. اکثر این مطالعـات اثر مثبت افزایش مخارج دولـت یـا کـاهش مالیـات را بـر تولیـد در کوتـاه مـدت نشـان می‌دهند، اما اندازه و تداوم این اثرات در پژوهش‌های مختلف بسـته بـه شـرایط اقتصـاد کشور، تصریح مدل و دوره‌ی زمانی مورد بررسی متفاوت است.[۸] در داخل نیز می توان به به مطالعات: تقوی و رضایی(۱۳۸۳)، شفیعی و همکاران(۱۳۸۴)، زائـر و غلامـی(۱۳۸۹)، علوی‌راد و حق‌نویس(۱۳۹۰)، پروین و همکاران(۱۳۹۱)، غلامی و کیـانی(۱۳۹۲) اشـاره نمود که به بررسی اثرات شوک‌های مالی بر تولید و مصرف پرداخته و به نتایج متفـاوتی دست یافتند. این مطالعه در مقایسه با مطالعات دیگر، پژوهش جامع و کامل‌تری نسـبت به مطالعات قبلی با به کارگیری متغیرهای اصلی و مهم اقتصاد کلان و بـرای اولـین بـار به‌کارگیری الگوی جدید و کامـل LP انجـام شـده اسـت کـه تـاکنون در داخـل انجـام نپذیرفته و با بررسی مطالعات خارجی نیز پژوهش مشابه‌ای در این زمینه یافت نگردیده است. در همین راستا بعد از مقدمه، بخش دوم مبانی نظری و تبیین الگو، بخـش سـوم نتایج برآورد الگو و بخش پایانی با جمع بندی و ارائه پیشنهادات به پایان می رسد.

---

[1]. Lozano & Rodriquez
[2]. Burriel et al.
[3]. Miyazaki
[4]. Cuaresma et al.
[5]. Five Central and Eastern European economies
[6]. Ioana Boiciuca
[7]. Bhattaraia & Trzeciakiewiczb

[۸] . با توجه به محدودییت حجم مقاله از بیان سایر مطالعات مشابه خودداری گردیده است. لذا در صورت لزوم می‌توانید به پایان نامه نویسندگان مراجعه نمایید.

۲. الگوی پژوهش

الگوی اولیه پژوهش برگرفته از بلانچارد- پروتی(۲۰۰۲) از مقاله‌ای تحت عنوان «بررسی تجربی اثرات پویای شوک‌های مخارج دولت و مالیات بر تولید» می‌باشد که در آن اثرات شوک‌های مخارج دولتی و شوک‌های مالیات بر GDP برای کشور آمریکا طی دورهٔ زمانی۱۹۴۹:۱ –۱۹۹۷:۴ را بررسی کرده است. الگوی بلانچارد- پروتی، بر اساس الگوی عمومی VAR به‌صورت مقابل می‌باشد: (۱)

$$Y_t = (A\ \mathrm{L}\ \ _{\cdot\cdot\cdot}+\mathrm{q}\ \ )\,U_t Y$$

که در این معادله، $Y_t \equiv [\mathrm{T}_t, G_t, X_t]'$: معرف یک بردار سه بعدی شامل درآمدهای مالیاتی، مخارج دولت و تولید ناخالص داخلی است که همه‌ی متغیرها به‌صورت لگاریتم فصلی، مقادیر حقیقی و سرانه می‌باشند، $U_t \equiv [t_t, g_t, x_t]'$:معرف بردار متناظر فرم حل شده‌ی باقیمانده‌ها است که عموماً دارای همبستگی متقابل غیر صفر می‌باشد و $A(\mathrm{L},\mathrm{q})$: معرف ماتریس A که رابطه‌ی بین بردار $\mathrm{Y_t}$ و وقفه‌های آن را بیان می‌کند. متغیر اقتصادی که بلانچارد-پروتی به‌دنبال تحلیل واکنش آن به شوک‌های مالی بودند، متغیر تولید ناخالص داخلی است. بلانچارد- پروتی ارتباط میان باقیمانده‌های فرم حل شده (جملات u_t) و فرم ساختاری (e_t) برای سه معادله‌ی مربوط به متغیر مورد بررسی به صورت زیر نشان میدهند:

$$t_t = a_{\cdot} x_t + a_{\cdot} e_t^g + e_t^t \qquad (۲)$$

$$g_t = b_{\cdot} x_t + b_{\cdot} e_t^t + e_t^g \qquad (۳)$$

$$x_t = c_{\cdot} t_t + c_{\cdot} g_t + e_t^x \qquad (۴)$$

در معادلات فوق، e_t^t، e_t^g و e_t^x شوک‌های ساختاری غیرهمبسته‌ی متقابل می‌باشند. معادله‌ی اول معرف این است که حرکات غیرمنتظره در مالیات (t_t) می‌تواند به دلیل یکی از سه عامل باشد: $a_{\cdot} x_t$:پاسخ به تغییرات غیرمنتظره در تولید ناخالص داخلی، $a_{\cdot} e_t^g$: پاسخ به شوک ساختاری مخارج و e_t^t: پاسخ به شوک ساختاری مالیات. معادله‌ی دوم معرف این است که تغییرات غیرمنتظره در مخارج دولتی (g_t)، می‌تواند

به دلیل یکی از سه عاملی باشد که در معادله‌ی اول مطرح گردید. معادله‌ی سوم معرف این است که تغییرات غیرمنتظره در تولید (X_t) می‌تواند به علت تغییرات غیرمنتظره در مالیات، مخارج دولتی و یا سایر شوک‌های غیرمنتظره باشد. بلانچارد - پروتی از شناسایی و برآورد سیستم، اثرات شوک‌های مالیات و مخارج دولت بر متغیر تولید[۱] را به دست آوردند. نتایج حاصل از مطالعه‌ی بلانچارد- پروتی حاکی از آن است که شوک‌های مثبت در مخارج دولت، اثر مثبت و شوک‌های مثبت در مالیات، اثر منفی بر تولید در کشور آمریکا دارد.

الگوی Local Projections (LP):

LP روشی برای محاسبه توابع عکس‌العمل (IRF)[۲] و برآورد سیستم‌های پویای چند متغیره است. در واقع این روش براساس رگرسیون‌های متوالی متغیرهای درون‌زا، چندین مرحله پیش می‌رود و از این لحاظ در بسیاری از موارد با پیش‌بینی چند مرحله‌ای مستقیم[۳] مشابه است. در واقع پیش‌بینی‌های مستقیم، پیش‌بینی‌های متوالی برای مدل‌های خود-رگرسیونی که طول دوره آنها بسیار کوتاه است مناسب می‌باشد. از جمله تفاوت بین دو روشLP و پیش‌بینی‌های مستقیم این است که پیش‌بینی‌های مستقیم به‌دنبال پیش‌بینی چند مرحله‌ای بهینه می‌باشد در حالی‌که LP به‌دنبال محاسبه و برآورد دقیق و قوی از توابع عکس‌العمل آنی یا پاسخ‌های ضربه‌ای است. همچنین گاهی اوقات به روش LP ، پیش‌بینی انطباقی[۴] یا تخمین پویا[۵] نیز گفته می‌شود. توابع عکس‌العمل یک ابزار کلیدی برای بیان اثرات پویای شوک‌های ساختاری در اقتصاد سری زمانی می باشند. در مدل VAR ابتدا شوک‌های ساختاری شناسایی می‌شوند و به‌طور همزمان توابع عکس‌العمل محاسبه می‌شوند. ولی در LP - و افزایش

---

[۱] . لازم به ذکر است که بلانچارد- پروتی در مدل خود، تاثیر شوک‌های مالیات و مخارج دولتی را تنها بر متغیر تولید ناخالص داخلی بدون مصرف و سرمایه گذاری بخش خصوصی و در قالب ماتریس ۳*۳ بررسی کرده‌اند.

[2]. Impulse Responses Functions (IRFs)
[3]. Direct Multi-Step Forecasting
[4]. Adaptive Forecasting
[5]. Dynamic Estimation

محبوبیت این روش- از برآورد غیر پارامتری استفاده می‌شود که جایگزین توابع عکس‌العمل (IRF) می‌شوند (جردا[۱]، ۲۰۰۵). معمولاً توابع عکس‌العمل آنی از تخمین تجزیه ولد[۲] مدل چند متغیره خطی مارکف[۳] همانند الگوی VAR به دست می‌آید که شامل روش دو مرحله‌ای است. این روش دو مرحله‌ای شامل، ابتدا تخمین مدل و سپس معکوس کردن تخمین‌ها برای به دست آوردن توابع عکس‌العمل می‌باشد. البته به شرطی که مدل توسط فرآیند تولید داده‌ها (DGP[۴]) تصریح و به دست آمده باشد. ولی، استخراج درست توابع عکس‌العمل آنی از الگوی VAR هم انباشته شده می‌تواند بسیار پیچیده باشد (هانسن[۵]،۲۰۰۳)، در عوض، می‌توان توابع عکس‌العمل آنی بدون رجوع و استفاده از DGP نامشخص تعریف شود، حتی زمانی‌که تجزیه ولد آن وجود نداشته باشد(رجوع شود به کوپ و همکاران، ۱۹۹۶ و پوتر[۶]، ۲۰۰۰). به طور مشخص، توابع عکس‌العمل آنی می‌تواند به عنوان تفاوت بین دو پیش بینی به صورت زیر تعریف شود:

$$IR(t,s,d_i) = E(y_{t+s}|v_t = d_i; X_t) - E(y_{t+s}|v_t = \underline{0}; X_t) \quad s=0,1,2,... \qquad (۵)$$

که در معادله (۵) عامل $E(\cdot|\cdot)$ بیانگر بهترین پیش‌بینی‌کننده میانگین مجذور خطاها (Blue)[۷]، y_t بردار تصادفی $n\times ۱$، $X_t \equiv (y_{t-1}, y_{t-2}, ...)'$ بردار $m\times ۱$ شامل متغیرهای برون‌زا، v_t بردار $n\times ۱$ و فرم کاهش یافته خطاها، $D=[d_1...d_i...d_n]$ ماتریس $n\times n$ و d_i نشان‌دهنده‌ی شوک‌های تجربی[۸] است. زمان(t) ترتیب طبیعی از ارتباط علی پویا بین بین متغیرها در y_t را ایجاد می‌کند، اما روابط علی همزمان آن را مشخص نمی‌کند. مبانی الگوی VAR اغلب به فرض رابطه علی ولد[۹] برای اجزای y_t برای تجزیه مثلثی مثلثی فرم کاهش یافته ماتریس(ماتریس واریانس- کواریانس باقیمانده‌ها)،

---

1. Jordà,2005
2. WOLD Decomposition
3. Markov Model
4. Data Generating Processing(DGP)
5. Hansen
6. Koop et al., 1996; Potter, 2000
7. The Best Mean Squared Error Predictor
8. Experimental Shocks
9. Wold- Causal

$\Omega = PP'$ بستگی دارد. به‌عنوان مثال، چنین مکانیسم تشخیصی معادل با تعریف ماتریس عملی[1] به‌عنوان $D = P^{-1}$ می‌باشد به‌طوری‌که آن ستون i^{th} - d_i - می‌باشد. لذا آن « شوک ساختاری»[2] به i^{th} جزء در y_t را ارائه می‌دهد. در واقع معادله (۵) نشان می‌دهد که هدف اصلی از محاسبه توابع عکس‌العمل آنی، به‌دست آوردن بهترین پیش‌بینی‌های میانگین مجذور خطاها می‌باشد. این را با استفاده از تکرار عطفی[3] بر روی مدل تخمینی بهینه شده انجام می‌دهد تا ساختار وابسته مشاهدات پی در پی را شناسایی کند که الگوی VAR می‌تواند مثالی از آن باشد. در واقع زمانی این رویکرد بهینه است اگر، مدل مورد نظر به درستی DGP را نشان دهد آنگاه اغلب پیش‌بینی‌های چند مرحله‌ای بهتری با مدل‌های مستقیم پیش‌بینی‌کننده -که دوباره برای هر دوره پیش‌بینی تخمین زده می‌شود- می‌توان پیدا کرد. بنابراین اگر y_{t+s} بر روی فضای خطی ساخته شده توسط $(y_{t-1}, y_{t-2}, \ldots, y_{t-p})'$ در نظر گرفته شود، لذا معادله (۶) حاصل می شود:

$$y_{t+s} = \alpha^s + B_1^{s+1} y_{t-1} + B_2^{s+1} y_{t-2} + \ldots + B_p^{s+1} y_{t-p} + u_{t+s}^s \qquad s=0,1,2,\ldots,h \qquad (۶)$$

α^s بیانگر بردار ثابت[4] به‌صورت $n\times 1$ و B_i^{s+1} ماتریس ضرایب با وقفه i و افق زمانی $s+1$ است. جردا (۲۰۰۵) مجموعه‌ای از h رگرسیون در معادله (۷) را به‌عنوان LP بیان می‌کند که درواقع یک اصطلاح مبهمی از ملاحظات غیرپارامتری است. طبق تعریف (۵)، توابع عکس‌العملی که از LP خطی ناشی می‌شود به قرار ذیل است:

$$\hat{IR}(t,s,d_i) = \hat{B}_1^s d_i \qquad s=0,1,2,\ldots,h \qquad (۷)$$

با عملیات نرمال‌سازی $B_1 = I$ حاصل می‌شود که $\hat{B}_1^s$ بیانگر ضریب توابع عکس‌العمل آنی است. از طرفی، همان‌طور که معادله (۶) نشان می‌دهد، خطاها u_{t+s}^s، میانگین متحرک خطاهای پیش‌بینی شده در بازه زمانی t تا $t+s$ می‌باشند که با رگرسیون‌هایی که در

---

[1] . Experimental Matrix
[2] . Structural Shock
[3] . Recursively Iterating
[4] . Vector of Constants

بازه زمانی $t-1$ تا $t-p$ هستند، غیروابسته‌اند. چند نکته مهم که باید به آن اشاره کرد: اولاً، حداکثر وقفه P (برای مثال می‌توان از طریق معیارهای اطلاعاتی تعیین کرد) نیاز نیست که برای همه دوره‌های زمانی S یکسان باشد. ثانیاً، وقفه‌های طولانی در نمونه‌های کوچک محدودیت‌هایی را برای درجه آزادی ایجاد می‌کند[1]. استنتاج صحیح از توابع عکس‌العمل LP را می‌توان از طریق خودهمبستگی و ناهمسانی واریانس (HAC[2]) خطاهای استاندارد قوی به‌دست آورد. به‌عنوان مثال، اگر $\sum_L$ تخمین HAC باشد، ماتریس واریانس-کوواریانس ضرایب $\hat{B}_1^s$، ۹۵ درصد فاصله اطمینان برای هر جزء توابع عکس‌العمل آنی در زمان S به‌طور تقریبی در فاصله $1/96\pm(d_i'\sum_L d_i)$ ساخته می‌شود. استنتاج برای توابع عکس‌العمل آنی ناشی از الگوی VAR مشکل می‌باشد زیرا ضرایب توابع عکس‌العمل آنی از توابع غیر خطی فضای بعد بالای[3] پارامترهای تخمین زده شده به‌دست می‌آیند. در مقایسه، LP به‌طور مستقیم ضرایب توابع عکس‌العمل آنی را تخمین می‌زند.

- مقایسه الگوی LP با الگوی VAR

اگر الگوی عمومی VAR به‌صورت زیر در نظر گرفته شود:

$$\underset{R\times 1}{y_t} = \underset{R\times 1}{\mu} + \underset{R\times R}{\Phi_1} y_{t-1} + \ldots + \Phi_p y_{t-p} + \underset{R\times 1}{u_t} \qquad (8)$$

و امید ریاضی خطاها برابر باشد با: $E(u_t u_t') = \underset{R\times R}{\Omega} = PP'$ آنگاه معادله (۸) را می‌توان به شکل ماتریس زیر تعریف کرد:

$$y_t = \begin{bmatrix} y_t-\mu \\ \vdots \\ y_{t-p+1}-\mu \end{bmatrix}; \mathrm{B} \equiv \begin{bmatrix} \Phi_1 & \Phi_2 & \cdots & \Phi_{p-1} & \Phi_p \\ I & 0 & \cdots & 0 & 0 \\ 0 & I & \cdots & 0 & 0 \\ \vdots & \vdots & \cdots & \vdots & \vdots \\ 0 & 0 & \cdots & I & 0 \end{bmatrix}; \mathrm{u}_t \equiv \begin{bmatrix} \mathrm{u}_t \\ 0 \\ \vdots \\ 0 \end{bmatrix} \qquad (9)$$

[1] . در الگوهای VAR وقفه‌های زیاد به سرعت درجه آزادی الگو را کاهش می‌دهند (طیبی و همکاران، ۱۳۹۱).

[2] .Heteroskedasticity and Autocorrelation(HAC)

[3] . High-Dimensional Nonlinear Functions

طبق دو معادله (۸) و (۹) می‌توان رابطه زیر را تعریف کرد:

$$\underset{pR\times 1}{Y_t} = \underset{pR\times pR}{\Phi} Y_{t-1} + U_t \qquad (10)$$

برای دوره‌ی h معادله (۱۰) می‌تواند به‌صورت رابطه (۱۱) می‌باشد:

$$y_{t+h} = \alpha_h + \beta_{1,h} y_{t-1} + \ldots + \beta_{p,h} y_{t-p} + v_{t+h} \qquad (11)$$

که درواقع $\hat{\beta}_{1,h}$ همان Φ_1^{h+1} است.

الگوی LP می‌تواند مزایای زیادی نسبت به الگوی VARداشته باشد، از جمله: به‌وسیله رگرسیون ساده و انواع روش‌های رگرسیونی قابل تخمین می‌باشند، در برابر آزمون‌های عدم تصریح یا ناسازگاری اعتبار بیشتری نسبت به الگوی VAR دارند، استنتاج نقطه به نقطه[1] یا استنتاج مشترک در این روش برای پاسخ‌های عکس‌العمل آنی ساده و آسان است و همچنین در مدل‌های غیرخطی و انعطاف‌پذیر مانند مدل‌های چند متغیره که ممکن است تخمین آنها امکان‌پذیر نباشند، می‌توانند به راحتی و به‌صورت صریح و روشن مناسب باشند.

۳. برآورد و نتایج الگوی LP

در پژوهش حاضر، از داده های مربوط به متغیرهای تولید ناخالص داخلی، سرمایه‌گذاری بخش خصوصی، مصرف بخش خصوصی، درآمدهای مالیاتی، مخارج کل دولتی و درآمدهای نفتی برای کشور ایران در بازه زمانی ۱۳۷۰:۱ الی ۱۳۹۳:۴ استفاده شده است. همه‌ی متغیرها به صورت مقادیر حقیقی و لگاریتم تعدیل شده فصلی می‌باشند.

الف).آزمون ریشه واحد: هیلبرگ و همکاران(۱۹۹۰) نشان دادند که نتایج حاصل از آزمون‌های مانایی متداول نظیر دیکی فولر و فیلیپس پرون برای فرآیندهای چندمتغیره با متغیرهایی با تواتر ماهانه و یا فصلی ممکن است به خطا در بررسی وجود ریشه واحد منجر شود. آنها جهت رفع این مشکل به معرفی آزمونی پرداختند که به کمک آن، امکان

[1] . Point-Wise Inference

آزمون ریشه واحد در دوره‌های زمانی یک‌ساله، شش‌ماهه و فصلی وجود دارد. هدف این آزمون تعیین تعداد ریشه‌های فصلی هر متغیر و مشخص کردن متغیر ماناست. پس از شناسایی ریشه‌های فصلی می‌توان به‌منظور بررسی متغیر مانا از آزمون دیکی فولر تعمیم‌یافته استفاده کرد. نتایج تعیین ریشه‌های فصلی در جدول (۱) ارائه شده است .ابتدا با استفاده از آزمون ریشه‌های فصلی هر متغیر شناسایی شده است. پس از مشخص شدن ریشه‌های هگی فصلی متغیرها از آزمون دیکی فولر تعمیم یافته جهت بررسی مانایی متغیرها استفاده شده است که نتایج آن در جدول(۲) ارائه شده است. همانطور که مشاهده می‌شود متغیرها در تفاضل مرتبه اول مانا می باشند.

جدول ۱. آزمون ریشه واحد فصلی HEGY

متغیر	ریشه کلی	ریشه شش ماهه	ریشه های سالانه		متغیر مانا
	π_1	π_2	π_3	π_4	
oil	وجود دارد	وجود ندارد	وجود ندارد	وجود ندارد	$\Delta_1 OIL$
G	وجود دارد	وجود ندارد	وجود ندارد	وجود ندارد	$\Delta_1 G$
TAX	وجود دارد	وجود ندارد	وجود ندارد	وجود ندارد	$\Delta_1 TAX$
CONS	وجود دارد	وجود ندارد	وجود ندارد	وجود ندارد	$\Delta_1 CONS$
I	وجود دارد	وجود ندارد	وجود ندارد	وجود ندارد	$\Delta_1 I$
GDP	وجود دارد	وجود ندارد	وجود ندارد	وجود ندارد	$\Delta_1 GDP$

منبع: یافته‌های تحقیق

جدول ۲. آزمون ریشه واحد فصلی متغیرها به روش دیکی فولر تعمیم یافته و براساس مقادیر بحرانی آزمون هگی

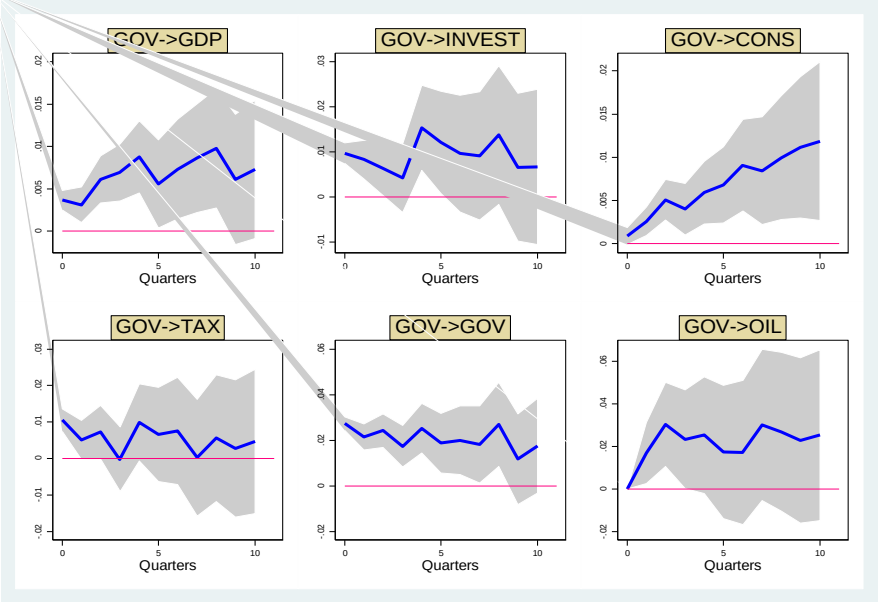
متغیر	آمار دیکی فولر تعمیم یافته	مقدار بحرانی آزمون هگی در سطح معنی داری ۵ درصد
$\Delta_1 OIL$	-۲/۹۵۴	-۲/۸۸۰
$\Delta_1 G$	-۲/۹۳۶	-۲/۸۸۰
$\Delta_1 TAX$	-۳/۰۵۶	-۲/۸۸۰
$\Delta_1 CONS$	-۳/۴۰۶	-۲/۸۸۰
$\Delta_1 I$	-۳/۰۷۵	-۲/۸۸۰
$\Delta_1 GDP$	-۲/۹۲۱	-۲/۸۸۰

منبع: یافته‌های تحقیق

ب. توابع عکس العمل آنی الگوی LP

پس از شناسایی و تخمین مدل، مرحله بعدی، بررسی روابط متقابل و پویا بین متغیرهای مدل می‌باشد.[۱] در این قسمت با برنامه‌نویسی، اثرات شوک‌های وارده (درآمدهای مالیاتی و مخارج دولتی) بر متغیرهای تولید ناخالص داخلی، سرمایه‌گذاری بخش خصوصی، مصرف بخش خصوصی، درآمدهای مالیاتی، مخارج دولتی و درآمدهای نفتی در ایران مورد تجزیه و تحلیل و بررسی قرار می‌گیرد. الف). اثرات شوک »مخارج دولتی» بر متغیرهای «تولید ناخالص داخلی»، «سرمایه‌گذاری بخش خصوصی»، «مصرف بخش خصوصی»، «درآمدهای مالیاتی»، و «درآمدهای نفتی» در اقتصاد ایران .شکل (۲) واکنش یا عکس‌العمل متغیرهای «مخارج دولتی(GOV)»، «درآمدهای مالیاتی(TAX)»، «تولید ناخالص داخلی(GDP)»، «سرمایه‌گذاری بخش خصوصی(INVEST)»، «مصرف بخش خصوصی(CONS)» و «درآمدهای نفتی(OIL)»، را به شوک یا تکانه متغیر «مخارج دولتی(GOV)» نشان می‌دهد. در این شکل علامت A->B، نشان‌دهنده‌ی واکنش متغیر B به شوک ناشی از متغیر A می‌باشد. محور افقی Quarters یا Steps، بیانگر دوره که ۱۱ دوره در نظر گرفته شده است و محور عمودی مقدار تغییرات ناشی از شوک را نشان می‌دهد.

[۱] . تعداد وقفه بهینه براساس شاخص‌هایAIC ، HQIC وSBIC برابر با ۴ وقفه انتخاب می‌گردد.



شکل۲. واکنش متغیرهای GDP، INVEST، CONS، TAX، GOV و OIL به (GOV) منبع: یافته‌های تحقیق

اولین نمودار در شکل(۲)، نمودار " GOV->GDP" می‌باشد که در واقع واکنش تولید ناخالص داخلی به شوک مخارج دولتی را نشان می‌دهد. بر اساس این نمودار، واکنش تولید ناخالص داخلی نسبت به شوک مخارج دولتی معنی‌دار و مثبت می‌باشد. به‌طوری‌که تا دوره دوم این واکنش کاهشی و بعد از دوره دوم در عین مثبت بودن افزایشی نیز می‌باشد. لذا می‌توان بیان کرد که افزایش مخارج دولتی منجر به افزایش تولید ناخالص داخلی واقعی در اقتصاد ایران می‌شود که با نظریه‌های اقتصاد کلان نیز سازگار می‌باشد. از طرفی مخارج دولتی (مخارج جاری و عمرانی دولت) زیرساخت‌هایی را ایجاد می‌کند که منجر به افزایش سرمایه‌گذاری خصوصی و به تبع آن افزایش تولید ناخالص داخلی می‌شود. وجود یک رابطه مثبت بین شوک مخارج دولتی و تولید ناخالص داخلی نشان می‌دهد که افزایش سرمایه‌گذاری دولتی، نرخ ملی انباشت سرمایه را بیش‌تر از سطحی که بنگاه‌های خصوصی در نظر گرفته‌اند، افزایش می‌دهد. از طرفی

با توجه به الگوی بارو[1](۱۹۹۱) می‌توان مطرح کرد که در ایران و در دوره زمانی مورد مطالعه، مخارج دولتی در مقادیر نسبتاً پایینی قرار دارند؛ زیرا طبق این الگو، در صورتی‌که مخارج دولتی در سطوح پایینی قرار گرفته باشند، تأثیر افزایش آن بر میزان تولید مثبت خواهد بود. در چنین شرایطی مخارج دولتی به‌عنوان یکی از عوامل تولید بخش خصوصی به‌حساب می‌آید. دومین نمودار در شکل(۲)، نمودار-GOV "INVEST>" می‌باشد که درواقع واکنش سرمایه‌گذاری بخش خصوصی به شوک مخارج دولتی را نشان می‌دهد. بر اساس نمودار فوق، اثر مخارج دولتی بر سرمایه‌گذاری بخش خصوصی مثبت و معنی‌دار می‌باشد. به‌طوری‌که تا دوره چهارم این واکنش کاهشی و بعد از دوره چهارم افزایشی می‌باشد. در اقتصاد ایران با افزایش مخارج دولتی در دوره کوتاه‌مدت سرمایه‌گذاری بخش خصوصی کاهش می‌یابد که در واقع همان اثر جانشینی مخارج دولتی به سرمایه‌گذاری بخش خصوصی را نشان می‌دهد ولی در بلندمدت و افق زمانی ۱۱ فصل افزایش مخارج دولتی از طریق مخارج و زیرساخت‌های اقتصادی منجر به افزایش سرمایه‌گذاری بخش خصوصی می‌شود. نمودار سوم در شکل(۲)، " GOV->CONS" می‌باشد که در واقع شوک مخارج دولتی به مصرف بخش خصوصی را نشان می‌دهد. براساس مبانی نظری، افزایش مخارج دولتی منجر به کاهش مصرف بخش خصوصی می‌گردد، ولی به‌صورت تجربی و شواهد عملی، این رابطه عکس بوده و افزایش مخارج دولتی باعث افزایش مصرف بخش خصوصی می شود (گریگور و همکاران[2]، ۱۹۹۸). در نمودار سوم در شکل(۲) نیز شوک وارده از طریق مخارج دولتی منجر به افزایش مصرف بخش خصوصی در کوتاه‌مدت و بلندمدت می‌گردد. همچنین دو دیدگاه رایج مربوط به رابطه‌ی بین مخارج دولت و مصرف خصوصی وجود دارد، طرفداران دیدگاه اول به نحوه تأمین مالی مخارج دولت اهمیت می‌دهند و معتقدند اثرات سیاست مالی امکان دارد به دلیل واکنش بخش خصوصی به

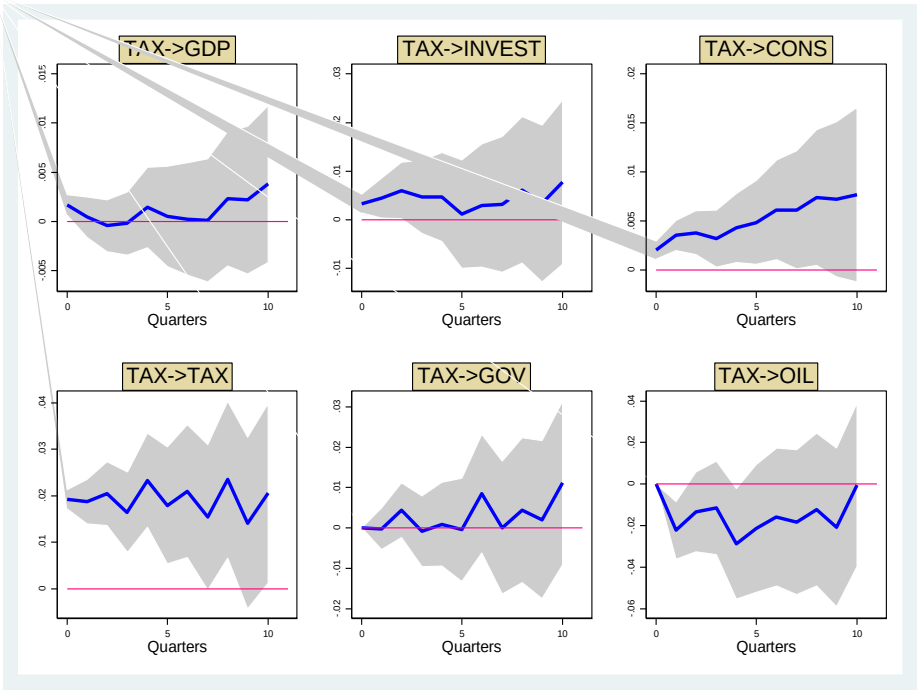
---

[1]. Barro
[1].Gerigoro et al.

نحوه تأمین مالی دولت خنثی شود (فرآیندی غیرمستقیم). برای مثال، اگر دولت مخارج خود را از طریق اوراق قرضه افزایش دهد مصرف‌کنندگان عقلایی انتظار دارند که مالیات‌ها در آینده افزایش یابد، بنابراین مصرف خود را کاهش می‌دهند و یا اگر از بازار قرض بگیرید، به علت محدودیت منابع، سبب بالا رفتن نرخ بهره و به تبع آن کاهش مصرف می‌شود. دیدگاه دوم اثرات مستقیم مخارج دولت را بررسی می‌کند، به‌طوری‌که در این دیدگاه که ناشی از نگاه خانوار به کالاهای تدارک شده توسط دولت است، مخارج دولت صرف کالاها و خدماتی می‌شود که جنبه جانشینی یا مکملی مخارج بخش خصوصی را دارد. به‌گونه‌ای که مخارج دولتی به صراحت وارد تابع مطلوبیت خانوار می‌شود. نمودار چهارم در شکل (۲)، "GOV->TAX" می‌باشد که در واقع شوک مخارج دولتی به درآمدهای مالیاتی را نشان می‌دهد. بر اساس ابن نمودار، یک شوک مثبت به اندازه یک انحراف معیار در مخارج دولتی تا دوره چهارم تأثیر کاهشی بر درآمدهای مالیاتی در اقتصاد ایران داشته است. در حالی‌که اثر آن در بلندمدت معنی‌دار نیست و بی‌تأثیر می‌باشد. لذا در افق زمانی بلندمدت می‌توان بیان کرد که افزایش مخارج دولتی تأثیری بر درآمدهای مالیاتی ندارد. نکته مهمی که می‌توان از شوک مخارج دولتی بر سرمایه‌گذاری بخش خصوصی و درآمدهای مالیاتی ذکر کرد این می‌باشد که هرچند در دوره بلندمدت افزایش مخارج دولتی منجر به افزایش سرمایه‌گذاری بخش خصوصی می‌گردد ولی این منجر به افزایش درآمدهای مالیاتی نمی‌شود که می‌توان به پدیده فرار مالیاتی و اجتناب از مالیات در اقتصاد ایران اشاره کرد. نمودار ششم در شکل(۲)، "GOV->OIL"می‌باشد که در واقع شوک مخارج دولتی به درآمدهای نفتی را نشان می‌دهد. در افق زمانی دوره ۱۱ فصل و بلندمدت می‌توان بیان کرد که افزایش مخارج دولتی تأثیری بر درآمدهای نفتی ندارد که بیانگر برون‌زا بودن متغیر درآمدهای نفتی در اقتصاد می‌باشد.

ب). اثرات شوک »درآمدهای مالیاتی» بر متغیرهای «تولید ناخالص داخلی»، «سرمایه‌گذاری بخش خصوصی»، «مصرف بخش خصوصی»، «مخارج دولتی» و

«درآمدهای نفتی» در اقتصاد ایران .شکل (۳) واکنش یا عکس‌العمل متغیرهای« (GOV)»، « (TAX)»، « (GDP)»، « (INVEST)»، « (CONS)» و «(OIL)»، به شوک یا تکانه متغیر «درآمدهای مالیاتی(TAX)» را نشان می‌دهد.



شکل ۳. واکنش متغیرهای GDP، INVEST، CONS، TAX، GOV و OIL به (TAX) منبع: یافته‌های تحقیق

اولین نمودار در شکل(۳)، نمودار" TAX->GDP" می‌باشد که در واقع واکنش تولید ناخالص داخلی به شوک درآمدهای مالیاتی را نشان می‌دهد. بر اساس این نمودار، شوک مثبت مالیات بر تولید ناخالص داخلی فقط در کوتاه‌مدت و طی دو دوره اثر کاهشی بر آن دارد. به‌طوری‌که در کوتاه‌مدت افزایش مالیات باعث کاهش تولید ناخالص داخلی می‌شود به‌عبارتی افزایش درآمدهای مالیاتی، اثر انقباضی بر تولید ناخالص داخلی دارد. ولی در بلند مدت، واکنش تولید ناخالص داخلی نسبت به شوک درآمدهای مالیاتی به لحاظ آماری معنی‌دار نیست. علت این امر را می‌توان کاهش سرمایه‌گذاری بخش

خصوصی و نحوه‌ی تأثیرگذاری متفاوت درآمدهای مالیاتی بر تولید و کم رنگ شدن نقش مالیات بر اقتصاد به‌واسطه حضور پررنگ درآمدهای نفتی باشد. دومین نمودار در شکل(۳)، نمودار "TAX->INVEST"می‌باشد که در واقع واکنش سرمایه‌گذاری بخش خصوصی به شوک وارده از درآمدهای مالیاتی را طی۱۱ دوره نشان می‌دهد.این نمودار نشان می‌دهد که سرمایه‌گذاری در ابتدای دوره به‌واسطه شوکی که از ناحیه مالیات دریافت می‌کند، افزایش می‌یابد ولی به‌دلیل پایین آمدن تقاضا و درآمد در دوره‌های بعد، کاهش می‌یابد. لذا می‌توان بیان کرد به‌واسطه بالا رفتن قیمت تمام شده محصول، ابتدا افزایش می‌یابد ولی پس از چند دوره به دلیل کاهش تقاضا روند آن در بلندمدت کاهشی می‌باشد. نمودار سوم در شکل(۳)، نمودار "TAX->CONS" می‌باشد که در واقع واکنش مصرف بخش خصوصی به شوک وارده از درآمدهای مالیاتی را نشان می‌دهد. با توجه به نمودار فوق، می‌توان بیان کرد که افزایش درآمدهای مالیاتی تأثیری مثبت و معنی‌داری بر مصرف بخش خصوصی دارد. بر اساس مبانی نظری علت این امر می‌تواند به دلیل کاهش سرمایه‌گذاری بخش خصوصی در بلندمدت باشد. به‌عبارتی، با افزایش درآمدهای مالیاتی، سرمایه‌گذاری بخش خصوصی کاهش و مصرف بخش خصوصی افزایش می‌یابد. نمودار پنجم در شکل(۳)، نمودار "TAX->GOV" می‌باشد که در واقع واکنش مخارج دولتی به شوک وارده از درآمدهای مالیاتی را طی۱۱ دوره نشان می‌دهد.با توجه به این نمودار، می‌توان بیان کرد واکنش مخارج دولتی به شوک درآمدهای مالیاتی هم در کوتاه‌مدت و هم بلند مدت معنی‌دار نیست. لذا افزایش مالیات تأثیری بر مخارج دولتی ندارد. نمودار ششم در شکل(۳)، نمودار-"TAX OIL"می‌باشد که در واقع واکنش درآمدهای نفتی به شوک مالیات طی۱۱ دوره نشان می‌دهد. نمودار فوق، نشان می دهد که مالیات و شوک ناشی از آن تأثیری بر درآمدهای نفتی ندارد. که دلالت بر برون‌زایی آن در اقتصاد کشور دارد.

۴. نتیجه گیری و ارائه پیشنهادات

تا اوایل دهه ۱۹۹۰، مباحث مربوط به سیاست مالی بـر کارکردهـای آن در زمینـه ثبات اقتصادی، توزیع مجـدد درآمـد و تخصـیص منـابع متمرکـز بـود. رشـد بلندمـدت به‌عنوان یک هدف مطرح نبود و سیاست مـالی در بیشـتر مـوارد گزینـه مناسـبی بـرای کشورهای در حال توسعه به‌شمار نمی‌رفت. در سال‌های اخیر بحـث‌هـا پیرامـون ارتبـاط میان ابعاد مختلف کیفیت تأمین مالی عمومی و رشـد اقتصـادی متمرکـز شـده اسـت (دولـف و همکـاران[1]، ۲۰۱۰). بنـابراین سیاسـت مـالی معمـولاً نقـش مهمـی در تثبیـت اقتصادی کشورهای در حال توسعه بازی می‌کنند. سیاست‌گذاران اقتصادی در ایـن‌گونـه کشورها، با توجه به ابزارهای سیاسـت مـالی از طریـق تغییراتـی کـه در آنهـا بـه‌وجـود می‌آورند، می‌توانند به هدف‌های موردنظر دست یابند. در این میان یکـی از ویژگـی‌هـای سیاست مالی مطلوب، انعطاف‌پذیری ابزارهای آن؛ یعنی مخارج دولت ومالیـات‌هـا اسـت. ولی معمولاً انعطاف‌پذیری لازم در سیاست مالی، در کشـورهای در حـال توسـعه وجـود ندارد. مالیات به سادگی پایین می‌آید ولی افزایش آن با مشکل همراه است؛ عکـس ایـن پدیده برای یارانه‌ها صادق است. مخارج دولت به سهولت افزایش می‌یابد ولی به سـختی می‌توان آن را کاهش داد. بنابراین، می‌توان گفت انعطاف‌پذیری مالی به آسانی انجام‌پذیر نیست. به طورکلی در مورد اثرگذاری سیاست‌های مالی، صرف‌نظر از این‌که مکـانیزم آن چگونـه مـی‌باشـد یـا اینکـه ایـن سیاسـت در چـه کشـوری از نظـر توسـعه‌یـافتگی و توسعه‌نیافتگی اجرا می‌شود، توافق وجود دارد. برای مثـال؛ فیلیـپ آریسـتیس[2]در مقالـه خود با عنوان «بازنگری سیاست مالی» ذکر می‌کند که شواهد موجـود در کشـورهای در حال توسعه نشان می‌دهند که نتـایج حاصـل از اعمـال سیاسـت مـالی بـی‌شـباهت بـه کشورهای توسعه‌یافته نمی‌باشد. در همین راستا و با توجه به حساسیتی کـه متغیرهـای اقتصادی کشور نسبت به تکانه‌های ناشی از سیاست‌های مالی دولـت مـی‌تواننـد داشـته

---

[1]. De Wulf et al.
[1]. Philip Aristis, (2003).

باشند، اثرات پویای شوک‌های مخارج و مالیات‌های دولت بر متغیرهای تولید، مصرف و سرمایه‌گذاری بخش خصوصی در این پژوهش بر اساس مبانی نظری بلانچارد-پروتی(۲۰۰۲) و الگوی LP مورد بررسی قرارگرفت. براساس نتایج مطالعه حاضر که شوک‌های مثبت مالی به افزایش مصرف خصوصی و کاهش سرمایه‌گذاری بخش خصوصی در ایران منجر می‌شود از یک سو بیان‌گر حضور منفی دولت و اثر برون‌زایی آن در اقتصاد ایران و از سوی دیگر، نشان‌دهنده دیدگاه هایک(۱۹۷۳)[1] در امر رشد اقتصادی است که دخالت دولت در اقتصاد منجربه افزایش مصرف جاری و کاهش سرمایه‌گذاری و بالتبع کاهش رشد اقتصادی در آینده می شود.[2]

منابع:

- Abdoli, Gh. (2001). The Influence of Private Sector Investments from Government Budget in Iran, *The Journal of Planning and Budgeting*, Vol.6:29-47 (In Persian).
- Alavi rad, A. & Haghnevis, H. (2011).The Effects of Long-term and Short-term Monetary and Currency Variables on Stock Prices in Iran, *Quarterly Iranian Journal of Applied Economics*, Vol. 2:43-59 (In Persian).
- Atanas Hristov. (2013). The Effects of Fiscal Policy on Consumption in Good and Bad Times, *Ifo Institute for Economic Research at the University of Munich*, No. 44658: 1-29.
- Barro, Robert (1991). Government Spending in a Simple Model of Endogenous Growth, *Journal of Political Economic*, 98:.103-125.

[1] . Friedrich August von Hayek

[2] . براساس دیدگاه هایک و نمودار مرز امکانات تولید، وقتی مصرف برای دوره‌ای کاهش و جای خود را به سرمایه‌گذاری آینده می‌دهد این امر به تعبیر هایک دروازه‌ای به سمت رشد اقتصادی بالا می‌باشد که به واسطه آن جامعه نیز به مصرف انبوه می‌رسد.ولی در کشورهایی همانند ایران بر اساس شوکهای مالی مصرف جاری جایگزین سرمایه‌گذاری آینده می‌شود مرز امکانات تولید به سمت داخل، کوچک‌تر شدن اقتصاد و کاهش شدید رشد اقتصادی می‌گردد و این امر باعث کاهش شدید مصرف در آینده نیز می‌شود.

- 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: 1329-1368.
- Burriel, P., de Castro, F., Garrote, D., Gordo, E., Paredes, J., & Perez, J. (2009). Fiscal Policy Shocks in the EURO Area and the US: An Empirical Assessment. European Central Bank, *Working Paper Series*, 1133:.1-47
- De Arcangelis, G. and Lamartina, S., (2003). Identifying Fiscal Shocks and Policy Regimes in OECD Countries, *ECB Working Paper,* 281.
- De Wulf, L.; Coutinho, L.; Sassanpour, C & Florez, S. (2010). Study on Quality of Public Finance in Support of Growth in the Mediterranean Partner Countries of the EU, *Case Network Reports*, No, 94.
- Friedman, M. (1953). The Case for Flexible Exchange rates, *Essays in Positive Economic,* 157-203. University of Chicago Press, Chicago.
- Gali, Jordi. (1998). Comment on Tales of Fiscal Adjustment, *Economic Policy*, 2: 20-518.
- Gholami, E. and Hazhbar-Kiyani, K. (2016). The Efficiency of Expansionary Fiscal Policies in Iran: A Comparative Comparison of Linear and Threshold VAR Model, *Journal of financial Economics*, 10: 1-26 (In Persian).
- Hayek, Friedrich August. (1973). *Law, Legislation and Liberty*, 1:Rules

and Order, University of Chicago Press.
- Seasonal integration and co integration, *Journal of Econometrics*,. 44: 215–238.
- Ioana, Boiciuc. (2015). The Effects of Fiscal Policy Shocks in Romania. A SVAR Approach, *Procedia Economics and Finance*, 32:1131-1139.

- Jesús Crespo Cuaresma, Markus Eller, & Aaron Mehrotra. (2011). The Economic transmission of fiscal policy shocks from Western to Eastern Europe, *BOFIT Discussion Papers*, 12:1-38.
- Jordà, Òscar & Kevin D. Salyer (2003). The Response of Term Rates to Monetary Policy Uncertainty, *Review of Economic Dynamics*, October, 6: 941-962
- Keshab Bhattaraia, & Dawid Trzeciakiewiczb (2017). Macroeconomic impacts of fiscal policy shocks in the UK: A DSGE analysis, *Economic Modelling*, 61: 321–338.
- Koop, G., Pesaran, M. H., & Potter, S. M. (1996). Impulse response analysis in nonlinear multivariate models, *Journal of Econometrics*, 74: 119-147.
- Lozano, I. & Rodriquez, K., (2008)**.** Assessing the Macroeconomic Effects of Fiscal Policy in Colombia, Banco de la Republica, *Borradores de Economia Working Paper,* 3:206-228.
- Lutkepohl, H. & Kratzig, M. (eds) (2004). Applied Time Series Econometrics, Cambridge University Press, Cambridge.
- Miyazaki, T. (2010). The effects of fiscal policy in the 1990s in Japan: A VAR analysis with Event studies, *Japan and the World Economy*, 22: 80- 87.
- Parvin, S. Bahrami, J. & Vahidi, S. (2012). The Effect of Fiscal Shocks on Output and the Level of Price in Iran: A SVAR Approach, *Quarterly Journal of Economical Modeling*, Vol.6:21-39 (In Persian).
- Perotti, R. (2004). Estimating the effects of fiscal policy in OECD countries, *CEPR Working Paper*, 168: 1-60.
- Philip Arestis. Malcolm Sawyer. (2003). Reinventing Fiscal Policy. Levy Economic Institute of Bard College, *Working Paper*, No.381.
- Shafiei, A. Bromand Jazi, Sh. and Tashkini, A. (2005). The Test of the Effect of Fiscal Policy on Economic Growth, *Quarterly Journal of Economic Research,* 6:81-113 (In Persian).
- Taghavi, M. and Rezaei, E. (2004). The Effect of Fiscal Policies on Consumption and Employment: The Case of Iran, *Quarterly Journal of Economic Research*,.4:109-132 (In Persian).

- Zayer, A. & Gholami, E. (2007). The Effects of Fiscal Policy on Macroeconomic Variables: A VAR Approach, *Journal of Tax Research*, 5:31-42 (In Persian).