فصلنامه علمی- پژوهشی مطالعات اقتصادیِ کاربردی ایران
سال چهارم، شماره‌ی ۱۳، بهار ۱۳۹۴
صفحات: ۱۲۷-۱۴۳

بررسی آثار برنامه‌های محرک مالی بر رشد اقتصادی در ایران با استفاده از مدل TVAR

الهام غلامی[1*]
کامبیز هژبرکیانی[2]

تاریخ دریافت:۱۳۹۲/۱۲/۰۳ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۳/۰۲/۱۳

چکیده

هدف اصلی این مقاله بررسی آثار برنامه‌های محرک مالی به‌صورت افزایش مخارج دولت و کاهش مالیات بر رشد اقتصادی در ایران است. برای این منظور در ابتدا شکاف تولید به‌عنوان متغیر انتقال بین رژیم‌ها تعریف و با استفاده از روش فیلتر هادریک- پرسکات برآورد و پایایی آن براساس نتایج آزمون دیکی- فولر تعمیم‌یافته تأیید شده است. سپس با به‌کارگیری آزمون تی سی (۱۹۹۸) و داده‌های سال‌های ۱۳۳۸ الی ۱۳۹۱، ضمن بررسی غیرخطی بودن (آستانه‌ای بودن) آثار برنامه‌های مذکور و تأیید آن، ارزش آستانه متغیر انتقال نیز به‌طور درونزا برآورد شده است. بدین ترتیب، براساس ارزش آستانه ۰/۰۰۱۴۹- برای متغیر انتقال، دو رژیم شامل رژیم بالا (شکاف تولیدی بیشتر از ۰/۰۰۱۴۹-) و رژیم پایین (شکاف تولیدی کمتر از ۰/۰۰۱۴۹-) در نظر گرفته شده‌اند. در نهایت، برای بررسی کارآیی برنامه‌های محرک مالی، الگوی خودرگرسیون برداری آستانه‌ای- با فرض امکان جابجایی بین دو رژیم و برابری واریانس جملات اختلال در دو رژیم- با استفاده از نرم‌افزار R برآورد و توابع عکس‌العمل آنی تعمیم‌یافته استخراج شده است. نتایج بیانگر آن است که در دو رژیم بالا و پایین ضریب فزاینده افزایش مخارج دولت و کاهش درآمدهای مالیاتی مثبت است. لیکن، ضریب فزاینده افزایش مخارج دولت در رژیم پایین بیشتر از رژیم بالا و ضریب فزاینده کاهش درآمدهای مالیاتی در رژیم بالا بیشتر از رژیم پایین است. بر این اساس، ضرایب فزاینده برنامه‌های محرک مالی در ایران به تغییر رژیم براساس متغیر شکاف تولید وابسته است.

کلید واژه‌ها: برنامه‌های محرک مالی، شکاف تولید، الگوی خودرگرسیون برداری آستانه‌ای

طبقه‌بندی JEL: C54, E32, E62

۱. دکتری اقتصاد، دانشگاه آزاد اسلامی واحد علوم و تحقیقات تهران (*نویسنده مسئول) **Email:** elham_gholami4@yahoo.com
۲. استاد گروه اقتصاد دانشگاه آزاد اسلامی واحد علوم و تحقیقات تهران **Email:** kianikh@yahoo.com

۱. مقدمه

در ادبیات تئوریکی حالت‌های شدیداً متفاوت و واگرا برحسب اثربخشی عمومی محرک‌های مالی وجود دارد. برای مثال، مدل‌های سیکل تجاری استاندارد پیش‌بینی می‌کنند که افزایش مخارج دولت به‌طور کامل از طریق کاهش در مصرف بخش خصوصی جبران می‌شود[۱]. از طرف دیگر، مدل‌های استاندارد کینزی بحث می‌کنند که مصرف‌کنندگان غیرریکاردویی[۲] هستند و شوک مخارج دولت، مصرف بخش خصوصی و تولید ناخالص داخلی را افزایش می‌دهد (Blanchard, 2001). به علاوه، در سال‌های اخیر به‌دنبال آشفتگی‌های مالی به‌وجود آمده در بسیاری از کشورها، دولت‌ها، بانک‌های مرکزی و محققان زیادی، نقش سیاست مالی را بیشتر از سیاست پولی تشخیص داده و معتقدند که در شرایط رکود اقتصادی که نرخ بهره در پایین‌ترین سطح قرار دارد، مکانیسم پولی ضعیف بوده و راه حل مناسب برای برون رفت از این شرایط، معرفی بسته‌های محرک مالی است. لیکن، با وجود اتفاق‌نظر در خصوص اثربخشی مؤثر سیاست‌های مالی انبساطی (محرک‌های مالی) در شرایط رکود اقتصادی، دانش تئوریکی و حمایت تجربی محدودی در این زمینه وجود دارد.

علیرغم مسائل مذکور تاکنون تلاش تحقیقاتی کمی در خصوص این سؤال که آیا اثربخشی سیاست مالی ممکن است تحت‌تاثیر اوضاع و شرایط کلان اقتصادی قرار گیرد، انجام شده است. این اثرات همان‌طور که توسط کورستی و دیگران[۳] (۲۰۰۹ و ۲۰۱۰) نشان داده شد، ممکن است در یک تحلیل سیاستی غیرخطی بهتر بررسی شوند. این افراد در توجیه غیرخطی بودن عکس‌العمل اقتصاد به شوک‌های سیاست مالی، بیان می‌کنند که با در نظرگرفتن طرف عرضه اقتصاد، امکان تفکیک و تمایز دوره‌های با شکاف تولیدی مثبت و منفی وجود خواهد داشت. لذا با توجه به اینکه جایگزینی سنتی بین مخارج دولت و مصرف بخش خصوصی در مواقعی که شکاف تولیدی مثبت وجود دارد، قابل اجراء است، در مواقعی که تولید کمتر از سطح بالقوه است و ظرفیت‌های اضافی در اقتصاد وجود دارند، این اثر کمتر خواهد بود. این به معنای آن است که سیاست مالی انبساطی در واقع فرصتی برای فعال کردن عوامل بلااستفاده تولید می‌باشد.

بنابراین با توجه به اینکه در مطالعات تجربی، یافته‌هایی مبنی بر غیرخطی بودن اثرات سیاست مالی برحسب موقعیت سیکل تجاری وجود دارد، چهارچوب خودرگرسیون برداری خطی که بر ادبیات تجربی حکمفرما است، مناسب نخواهد بود. چرا که اتصال یک اقتصاد غیرخطی به چارچوب خودرگرسیون‌برداری خطی می‌تواند منجر به نتایج گمراه‌کننده شود. لذا در این مقاله سعی شده است،

---

۱. به مطالعات باکستر و کینگ (۱۹۹۳)، کریستیانو و ایچنبو (۱۹۹۲) یا فاتاس و میهو (۲۰۰۱) رجوع شود.

۲. اهمیت خانوارهای غیرریکاردویی برای اثرات سیاست مالی در مطالعه Coenen and Straub (2005) مورد بحث قرار گرفته است.

3. Corsetti and *et. al*

ضمن اضافه کردن یک بعد اضافی به تحلیل خطی، یعنی امکان بررسی اثرات آستانه‌ای شوک‌های سیاست مالی بر رشد اقتصادی در ایران از طریق معرفی شکاف تولید به‌عنوان متغیر انتقال برای تفکیک شرایط رکود و رونق اقتصادی و در نتیجه دستیابی به راهنمایی برای معرفی سیاست مالی مناسب در طول سیکل‌های تجاری متفاوت، سهمی در پرکردن خلاء مطالعاتی در این زمینه وجود داشته باشد.

سازمان‌دهی مقاله بدین صورت است که پس از مقدمه، مبانی نظری و مطالعات تجربی و به‌دنبال آن تصریح و برآورد الگوی مناسب بررسی اثرات آستانه‌ای سیاست مالی انبساطی به‌صورت افزایش مخارج و کاهش مالیات بر رشد اقتصادی مطرح می‌شود. در پایان نیز نتایج حاصل از برآورد الگو، جمع‌بندی و پیشنهادها ارائه شده‌است.

۲ مبانی نظری

۲-۱. تعریف سیاست مالی

در زبان ایتالیایی «II Fisco» به معنی بنگاهی است که مالیات را جمع‌آوری می‌کند، بنابراین سیاست مالی عبارت است از سیاست‌هایی که به مالیات وابسته‌اند. با این وجود، انقلاب کینزی مفهوم سیاست مالی را تغییر و آن‌را از سمت درآمد یا مالیات به سمت درآمد و مخارج سوق داده است. براین اساس، سیاست مالی به دستکاری مالیات‌ها و مخارج عمومی برای اثرگذاری بر تقاضای کل اشاره دارد. دولت‌ها از سیاست مالی به استناد ویژگی‌هایی که دارد، برای رسیدن به اهداف خود در سطح کلان استفاده می‌نمایند. بر این اساس، اهداف سیاست مالی در چارچوب وظایف اقتصادی بخش عمومی و با توجه به شرایط اقتصادی و چالش‌های سیاسی پیش‌روی دولت‌ها مشخص می‌گردد. به‌طور کلی برنامه‌های مختلف دولت در دستیابی به اهدافی مانند اشتغال کامل، تثبیت قیمت‌ها، موازنه ترازپرداخت‌ها و رشد اقتصادی در قالب وظیفه تثبیت، یا تحقق عدالت اجتماعی که در نتیجه تخصیص بهینهٔ منابع روی می‌دهد و یا اهدافی چون ارائه کالا و خدمات عمومی، مبارزه با فقر، کاهش فاصله طبقاتی، کمک به گروه‌های کم درآمد که جزء برنامه‌های توزیع هستند، از جمله اهداف سیاست مالی هستند. در ادامه برخی از این اهداف توضیح داده می‌شود (جعفری‌صمیمی، ۱۳۹۱).

۲-۲. ابزارهای سیاست‌های مالی

با توجه به تعریف کینزی، جریان پرداخت‌ها (مخارج دولت) و دریافت‌های دولت (مالیات) ابزارهای اصلی سیاست‌های مالی هستند. مخارج (عمومی) دولت عبارت است از بهای کالاها و خدماتی که در حدود فعالیت دولت پرداخت می‌شود. در حالی‌که، مالیات به زبان ساده وجوهی است که دولت بر طبق قانون برای تأمین مخارج عمومی و اجرای سیاست‌های مالی در راستای حفظ منافع اقتصادی، اجتماعی

و سیاسی کشور از اشخاص، شرکت‌ها و مؤسسات دریافت می‌کند (زائر و غلامی،۱۳۸۶). به‌طور کلی در سیستم مالیاتی، مالیات‌ها را می‌توان از لحاظ منابع و روش‌های اخذ مالیات تقسیم‌بندی نمود. براساس منابع اخذ مالیات، سه منبع اصلی برای کسب درآمد مالیاتی شامل درآمد، مصرف و ثروت مطرح می‌شود. از حیث چگونگی وصول درآمدهای مالیاتی نیز می‌توان به دو روش اصلی مستقیم و غیرمستقیم اشاره کرد که در آمارهای دولتی و در سطح بین‌المللی نیز این نوع از طبقه‌بندی به‌طور عمده وجود دارد (منظور، ۱۳۷۹). شایان ذکر است که کسری بودجه یا مازاد بودجه نیز از ابزارهای سیاست مالی دولت برای تنظیم ثبات و رشد اقتصادی محسوب می‌شوند.

به‌علاوه، برخی ابزارهای سیاست مالی خودکار و بدون دخالت مسئولان عمل می‌کنند. مثلاً مالیات تصاعدی یک تنظیم‌کننده خودکار است که به هنگام کاهش درآمدهای شخصی و کسب کار، درآمدهای دولت را تقلیل می‌دهد و از این راه در جهت جبران سیر نزولی مصارف مختلف – که لازمه دوران کاهش درآمدهاست – عمل می‌کند و در مقابل در دوره گسترش و انبساط اقتصادی، مالیات‌ها می‌توانند سریعاً افزایش یابند و در نتیجه از فشارهای تورمی بکاهند (ابونوری و همکاران، ۱۳۸۷).

۲-۳. محرک‌های مالی

دولت و اهداف پیش‌روی آن نقش بسیار مهمی در تعیین ماهیت سیاست‌های مالی در جامعه دارد. در این ارتباط، زمانی‌که دولت با مسائل اجتماعی و پیامدهای سیاسی ناشی از آن مواجه شود، به‌دنبال سیاستی برای حل یا تخفیف آن‌ها خواهد بود. به‌عنوان مثال اغلب دولت‌ها هنگام انتخابات، سیاست کاهش تورم و افزایش کمک‌های بلاعوض و رفاه عمومی را در پیش می‌گیرند. در حالی‌که، اگر مهم‌ترین هدف کاهش وابستگی اقتصادی و حفظ استقلال اقتصادی باشد، دولت تلاش می‌کند در مخارج ارزی خود به نحوی صرفه‌جویی نماید که حتی‌المقدور گرفتار کسری تراز پرداخت‌ها و انباشت بدهی خارجی نگردد و درصورتی که بیکاری مشکل عمده جامعه باشد، هدف اصلی دولت ایجاد اشتغال و افزایش تولید خواهد بود. بنابراین، دولت‌ها بعد از مشخص نمودن هدف مدنظر، سیاست‌های مالی مناسب برای تحقق اهداف را انتخاب می‌کنند (شفیعی و همکاران،۱۳۸۴). براین‌اساس، سیاست مالی را می‌توان به دو دسته سیاست‌های مالی انبساطی و سیاست‌های مالی انقباضی طبقه‌بندی نمود. به‌طوری‌که سیاست مالی انبساطی در شرایط کمبود تقاضا که اقتصاد در وضعیت عدم اشتغال کامل و به‌ویژه در شرایط رکودی قرار دارد، انتخاب می‌شود و به‌صورت افزایش مخارج دولت و کاهش مالیات‌ها، به بسط فعالیت اقتصادی و رفع شکاف رکودی منجر می‌شود. شایان ذکر است، سیاست‌های مالی انبساطی در ادبیات مربوطه به‌عنوان محرک‌های مالی مطرح است (اچ برانسون، ۱۳۹۱).

۳. رویکردی بر مدل خودرگرسیون آستانه‌ای برداری

مدل خودرگرسیون برداری آستانه‌ای[1] بخشی از مدل‌های خطی با ماتریس‌های خودرگرسیون متفاوت در هر رژیم هستند. این رژیم‌ها از طریق یک متغیر انتقال[2] که یا یکی از متغیرهای درونزا و یا یک متغیر برونزا است، تعیین می‌شود. به‌عبارت دیگر، مدل TVAR از طریق جداسازی مشاهدات به رژیم‌های مختلف برحسب یک متغیر انتقال فرموله می‌گردد. بدین نحو که در طول هر رژیم، سری‌های زمانی موجود به واسطه یک مدل خطی توصیف می‌شوند (Hansen,1996&1997؛ Tsay,1998).

در حالت کلی الگوی خودرگرسیون برداری از مرتبه p به‌صورت زیر است:

$$y_t = \Gamma_0 + \Gamma_1 y_{t-1} + ...\Gamma_p y_{t-p} + u_t \qquad (۱)$$

که در آن y_t یک ماتریس متشکل از k متغیر درونزای پایا با T مشاهده به‌صورت $y_t = (y_{1t},.....y_{kt})$ است. Γ_0 یک بردار سطری $(k*1)$ است که شامل جملاتی مانند یک ثابت، روند زمانی خطی یا متغیر مجازی است. Γ_i برای $i = 1,.....,p$ ماتریس‌های ضرائب از مرتبه k هستند و u_t یک جمله از بردارهای تصادفی است که با میانگین صفر و ماتریس کواریانس $Cov(u_t) = \Sigma_u$، به‌صورت سریالی غیرهمبسته هستند.

معادله (۱) را می‌توان به صورت فشرده به‌صورت زیر نوشت:

$$y_t = \Gamma X_t + u_t \qquad (۲)$$

به‌طوری‌که Γ, X_t به‌صورت ماتریس‌های $\Gamma = (\Gamma_0, \Gamma_1,.....,\Gamma_p)$ و $X_t = (1, y_{t-1},....., y_{t-p})'$ هستند. براساس این نمادگذاری، الگوی خودرگرسیون برداری آستانه‌ای به شکل زیر خواهد بود:

$$y_t = \Gamma_1 X_t + \Gamma_2 X_t I[z_{t-d} \geq z^*] + u_t \qquad (۳)$$

در این الگو، z_{t-d} متغیر آستانه تعیین کننده رژیم غالب[3] سیستم با وقفه زمانی d است. $I[.]$ یک تابع شاخص است که اگر متغیر آستانه z_{t-d} بیشتر از ارزش آستانه z^* باشد، برابر با یک و در غیر این‌صورت برابر با صفر است. ماتریس ضرایب Γ_1, Γ_2 و همچنین ماتریس خطای همزمان u_t

1. Threshold VARs
2. Transition Variable
3. The Prevailing Regime

نیز امکان تغییر در بین دو رژیم را دارند. قابل ذکر است، تعداد وقفه زمانی و همچنین ارزش آستانه‌ای بحرانی جزء پارامترهای نامعلوم و غیرقابل مشاهده هستند که در کنار این پارامترها تعیین می‌شوند.

قبل از برآورد یک مدل (۳) باید این مسأله که آیا سیستم مورد بررسی واقعاً غیرخطی است؟ آزمون شود. روش که در تجزیه‌وتحلیل‌های آستانه‌ای مورد استفاده قرار می‌گیرد و تعداد و ارزش آستانه‌ها را به‌طور کاملاً درون‌زا و با بهره‌گیری از مرتب‌سازی داده‌های موجود تعیین می‌کند، روش رگرسیونی پی‌درپی یا درخت رگرسیونی است (Lee and Wang, 2005). این بحث به‌طور دقیق توسط هانسن توسعه داده شده است و پس از وی، تی‌سی[1] (۱۹۸۹) آن را برای حالت چند متغیره تعمیم داد. در واقع آزمون تی‌سی براساس رگرسیون مرتب شده[2] و پسماندهای پیشگویانه[3] انجام می‌گیرد که منتسب به آزمون اصطلاحاً چمدانی[4] پیتروسلی و داویس (۱۹۸۶)[5] است.

برای شروع آزمون در ابتدا مشاهدات مربوط به متغیر انتقال به‌صورت افزایشی ($-\infty = z_0 < z_1 < ... < z_{s-1} = \infty$) مرتب می‌شود. سپس ۷۰ درصد از مشاهدات میانی سری زمانی متغیر آستانه به‌عنوان فاصله‌ای که دربردارنده ارزش‌های آستانه‌ای بالقوه متغیر آستانه است، در نظر گرفته می‌شود ($S = [\underline{z}, \bar{z}]$). سپس تمامی مشاهدات براساس z_{t-d} مرتب می‌شوند. به‌طوری‌که $z(i)$ به‌عنوان کوچک‌ترین عنصر در فاصله S است. در این شرایط یک رگرسیون مرتب شده حاصل می‌گردد. نحوه برآورد این مدل بدین ترتیب است که در ابتدا با استفاده از m مشاهده اول که زیر $z(i)$ قرار دارند با روش OLS برآورد و ماتریس پارامترها به‌دست می‌آید. دوباره، مدل مذکور برای $m+1$ مشاهده اول که زیر $z(i+1)$ قرار دارند، برآورد می‌گردد و به همین ترتیب این کار ادامه پیدا می‌کند. با انجام این کار دنباله‌ای از رگرسیون که به روش OLS برآورد شده است، به دست می‌آید. بنابراین، آزمون تی‌سی در واقع بررسی معنی‌دار بودن ماتریس ضرایب رگرسیون پسماندهای حاصل از برآوردهای OLS بر متغیرهای توضیحی است (Tsay, 1987).

بدیهی است، تعیین ارزش آستانه قبل از برآورد مدل خودرگرسیو آستانه‌ای امری ضروی است. اما در اغلب موارد ارزش آستانه نامشخص است و می‌بایست در کنار سایر پارامترهای یک مدل آستانه‌ای

1. Tsay, R. S.
2. Arranged Regression
3. Predictive Residuals
4. Potmanteau
5. Petruccelli and Davies

برآورد شود. یکی از روش‌های رایج در این مورد روش سه مرحله‌ای کاملاً شهودی[1] چان[2] (۱۹۹۳) است.[3]

٤. پیشینه تحقیق

بررسی مطالعات تجربی انجام شده پیرامون ضرایب فزاینده سیاست مالی بیانگر نتایجی شدیداً متمایز و عدم اتفاق‌نظر در خصوص اثرات شوک‌های سیاست مالی انبساطی بر رشد اقتصادی است. در این مطالعات طیف وسیعی از روش ها به‌صورت شبیه‌سازی‌های مبتنی بر تکنیک‌های متفاوت کالیبراسیون و برآورد و تکنیک‌های تخمین پارامتر معادله شکل خلاصه شده[4] مورد استفاده قرار گرفته است. به‌طوری‌که، روش‌ها و مدل‌های تصریح شده متفاوت در این مطالعات می‌تواند یکی از دلایل اساسی اختلاف بین ضرایب به‌دست آمده محسوب شود (Giavazzi and et.al, 2000). از آن‌جا که در این مقاله بررسی اثر سیاست مالی بر رشد اقتصادی با تأکید بر اهمیت سیکل تجاری و همچنین با استفاده ار روش VAR آستانه‌ای مدنظر است، لذا به تعدادی از مطالعات مشابه در این زمینه اشاره می‌شود. برای مثال؛ بام و کوستر[5] (۲۰۱۱) در مقاله‌ای به دنبال پاسخی به این سؤال که آیا موقعیت سیکل تجاری در یک اقتصاد بر میزان اثربخشی شوک‌های سیاست مالی بر تولید ناخالص داخلی اثرگذار است؟ با استفاده از الگوی SVAR آستانه‌ای و اطلاعات سال‌های ۱۹۷۶ الی ۲۰۰۹ به بررسی آثار معرفی برنامه‌های محرک مالی سال‌های ۲۰۰۸ و ۲۰۰۹ در کشور آلمان را بر تولید ناخالص داخلی پرداختند. آنها در ابتدا غیرخطی بودن داده‌ها را با بکارگیری آزمون Tsay چندمتغیره برای دو متغیر شکاف تولیدی و نرخ رشد تولید به عنوان متغیر آستانه(انتقال) آزمون کردند که نتایج مبتنی بر هر دو متغیر بیانگر عدم پذیرش خطی بودن سری‌های زمانی موجود در الگو بوده است. سپس به‌منظور انتشار غیرخطی بودن شوک‌های مالی در بین دو رژیم از توابع واکنش استفاده نمودند. یافته‌ها حاکی از آن بود که ضریب فزاینده مخارج دولت در مواقعی که شکاف تولیدی منفی وجود دارد، بسیار بزرگ‌تر است اما این اثر زمانیکه شکاف تولیدی مثبت وجود داشته باشد، خیلی محدود است. به‌علاوه، سیاست‌های درآمدی (افزایش مالیات‌ها) نیز اثر محدودتری در مقایسه با الگوی خطی دارد. آریان و دیگران (۲۰۱۲)[6] نیز در مقاله‌ای تحت عنوان ضریب فزاینده مالی در مسیر سیکل‌های تجاری، به

1. Quite Intuitive
2. Chan
۳. برای مطالعه بیشتر در این زمینه به رساله دکتری خانم الهام غلامی تحت عنوان بررسی کارایی برنامه‌های محرک مالی در ایران: رویکردی بر مدل‌های TVAR و DSGE مراجعه شود.
4. Reduced Form Equation
5. Baum and Koester
6. Arin and *et. al*

برآورد ضریب فزاینده مخارج دولت و مالیات در چهارچوب رژیم سوئیچینگ برای اقتصاد ایالات متحده طی دوره ۱۹۴۹:۱ الی ۲۰۰۶:۴ پرداختند. نتایج حاکی از این است که در شرایط رکودی، ضرایب فزاینده مخارج دولت بیشتر است. در حالی که ضریب فزاینده مالیاتی در دوره رونق اقتصادی بیشتر می‌باشد. استیون و دیگران[1] (۲۰۱۱) در مقاله خود این موضوع که آیا اثرات مخارج دولت بر متغیرهای اقتصادی به موقعیت سیکل تجاری و یا اندازه شوک‌های بزرگ و کوچک وابسته است؟ را با استفاده از الگوی VAR آستانه‌ای و اطلاعات فصلی مورد بررسی قرار دادند. در این مقاله متغیر سویچینگ با استفاده از روش ML برآورد و غیرخطی بودن به صراحت آزمون شده است. نتایج بررسی اثرات سیاست مالی بر متغیرهای اقتصادی براساس تحلیل توابع واکنش آنی تعمیم یافته[2] حاکی از این است که در رژیم پایین (شرایط رکودی) مخارج دولت اثر بیشتری بر تولید دارد، افزایش در مصرف در زمان آغاز رژیم پایین، بزرگ‌تر و پایدارتر است و سرمایه گذاری در طول این رژیم افزایش می یابد و این اثر حتی بعد از ۲۰ فصل از بین نمی‌رود. در حالی‌که در رژیم بالا، اثرات مثبت شوک مخارج بر سرمایه‌گذاری بعد از سپری شدن ۵ فصل از بین می‌رود و هیچ‌گونه اثر جایگزینی هنگام آغاز رژیم بالا وجود ندارد. به علاوه، در رژیم پایین، شوک‌های مالیاتی اثر بزرگتری بر مصرف و سرمایه‌گذاری در کوتاه‌مدت دارند اما اثرات تجمعی کمتری دارند. در رژیم بالا، شوک‌ها مالیاتی اثرات کوتاه‌مدت و بلندمدت بیشتری دارند.در ایران در هیچ مطالعه‌ای، اثرات غیرخطی سیاست مالی به‌خصوص با استفاده از الگوی خودرگرسیون برداری آستانه‌ای بررسی نشده است.

۵. تبیین و برآورد الگوی خودرگرسیون برداری

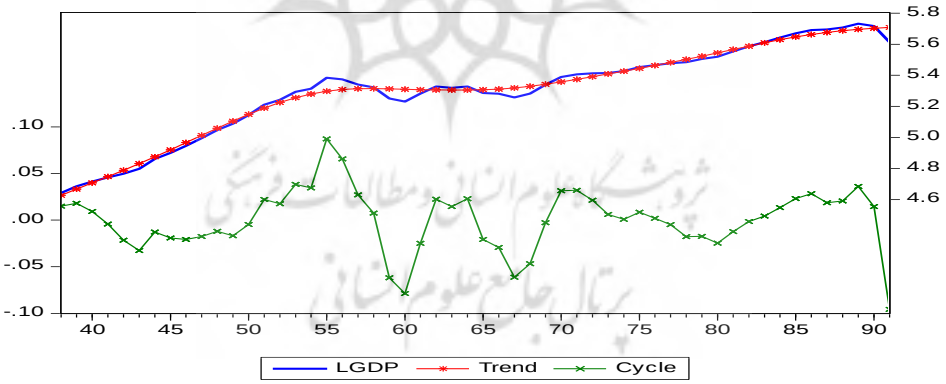
مدل VAR آستانه‌ای در این مقاله براساس رهیافت بام و دیگران (۲۰۱۲) به‌صورت یک سیستم سه متغیره در نظر گرفته شده است که متغیرهای موردنظر شامل تولید ناخالص داخلی، درآمد مالیاتی و مخارج دولت هستند که همگی به قیمت واقعی در نظر گرفته شده‌اند. در این نوع الگوها قبل از برآورد، آزمون آستانه‌ای بودن سری‌های زمانی موجود در الگو، تعیین متغیر انتقال (آستانه) و شناسایی تعداد رژیم‌ها حائز اهمیت است. برای این منظور، در ابتدا متغیر شکاف تولید به‌عنوان متغیر انتقال معرفی و سپس براساس آزمون غیرخطی بودن تی‌سی (۱۹۹۸)، آستانه‌ای بودن مدل VAR تصریح شده بررسی و ارزش آستانه‌ای شکاف تولید حاصل شده است که فرآیند انجام هر یک از مراحل به شرح ذیل می‌باشد.

1. Steven and *et. al*
2. Generalized Impulse Response Functions (GIRF)

۱-۵. برآورد متغیر انتقال (شکاف تولید)

متغیر انتقال مدنظر در این مقاله شکاف تولید در نظر گرفته شده است. شکاف تولید در ادبیات مربوطه به‌صورت اختلاف بین تولید ناخالص داخلی بالقوه و تولید بالفعل تعریف می‌شود. اما از آن‌جا که تولید بالقوه اساساً قابل مشاهده نیست و اطلاعات گزارش شده‌ای از آن در اختیار نمی‌باشد، قبل از محاسبه شکاف تولید، بایستی برآورد گردد. برای این منظور ، از روش فیلتر هادریک - پرسکات[1] استفاده شده است. این روش از حداقل کردن مجموع مجذورات انحرافات سری زمانی مدنظر با یک جزء روند به دست می‌آید که این مسأله با اختصاص یافتن وزن‌های (λ) مناسب برای سیگنال در مقابل روند خطی حل می‌کند (هوشمند و همکاران، ۱۳۸۷). بنابراین، قبل از اجرای فیلتر هادریک – پرسکات وزن‌ها باید مشخص باشند. برای حل این مشکل هادریک و پرسکات بیان می‌کنند در سال ۱۹۹۰ مقادیر بهینه λ را برای داده‌های فصلی و سالانه به‌ترتیب ۱۶۰۰ و ۱۰۰ در نظر گرفته‌اند (امامی و علیا، ۱۳۹۱).

در نمودار (۱) لگاریتم تولید ناخالص داخلی حقیقی (GDP)، روند بلندمدت لگاریتم تولید ناخالص داخلی (Trend) و انحرافات تولید ناخالص داخلی از روند بلندمدت (Cycle) که همان چرخه‌ی تجاری در ایران است، برای سال‌های ۱۳۳۸ الی ۱۳۹۱ براساس فیلتر هادریک–پرسکات نشان داده شده است.



نمودار ۱: ادوار تجاری براساس فیلتر هدریک – پرسکات($\lambda = 100$) طی سال‌های ۱۳۳۸ الی ۱۳۹۱

منبع: یافته‌های تحقیق

1. Hodrick – Prescott Filter (HPF)

بعد از استخراج نوسانات دائمی و دستیابی به روند پایای بلندمدت لگاریتم تولید ناخالص داخلی، شکاف تولید براساس انحراف تولید بالفعل از روند پایای بلندمدت به‌دست آمده است.

۲-۵. آزمون تی سی و تعیین تعداد رژیم‌ها

همان‌طور که بیان شد، برای برآورد مدل بایستی ارزش آستانه متغیر انتقال تعیین شده باشد اما براساس امکاناتی که در نرم افزار R فراهم شده است، نیازی به تعیین این ارزش قبل از برآورد مدل نیست و می‌توان ارزش آستانه متغیر انتقال را به همراه سایر ضرایب تخمین زد. اما قبل از این‌که به بحث در خصوص ارزش متغیر انتقال بپردازیم، لازم است پایایی آن مورد بررسی قرار گیرد، چرا که در صورت ناپایا بودن متغیر مناسبی برای لحاظ در الگوی خودرگرسیون آستانه‌ای نخواهد بود (Gallegati and et.al., 2004).

بررسی پایایی شکاف تولید در ایران برای سال‌های ۱۳۳۹ الی ۱۳۹۱ حاکی از آن است که قدرمطلق آماره محاسباتی (۳/۷-) از قدرمطلق آماره بحرانی دیکی- فولر تعمیم‌یافته (۲/۹۱-) بزرگ‌تر است و در نتیجه این متغیر در سطح معنی‌داری ۵ درصد پایا است، لذا به‌عنوان متغیر انتقال قابل استفاده می‌باشد.

نکته شایان ذکر این است که در این مدل از آنجا که ارزش آستانه قبل از برآورد مشخص نیست و در نتیجه هیچ دانشی در خصوص وجود رژیم‌های مختلف وجود ندارد، بنابراین برای برآورد مدل به صورت غیرخطی لازم است این مسأله که آیا سیستم (مدل) تصریح شده واقعاً غیرخطی است؟ آزمون گردد. برای این منظور از آزمون تی‌سی (۱۹۹۸) استفاده شده است که مبتنی بر یک رگرسیون مرتب شده براساس سری زمانی پایای شکاف تولید است. بدین‌ترتیب که در در ابتدا مشاهدات شکاف تولید (متغیر آستانه) که یک‌سری زمانی پایا است، به‌صورت صعودی مرتب می‌شود، سپس از دو طرف سری زمانی بخشی از اطلاعات (معمولاً ۱۵ درصد) حذف می‌شوند و تمامی متغیرهای موجود در مدل نیز براساس این متغیر مرتب می‌شوند و مدل مدنظر به ازاء ۷۰ درصد مشاهدات باقیمانده از شکاف تولید مکرراً با استفاده از روش OLS برآورد می‌گردد. با ۳۶ بار برآورد این مدل در واقع یک سری زمانی از پسماندهای مدل‌های برآورد شده که دارای ۳۶ مشاهده است، حاصل می‌گردد (Mittnik and Willi, 2012). بنابراین، در نهایت آزمون تی سی مبتنی بر بررسی معنی‌داری ضریب مربوط به رگرسیون پسماندهای حاصل شده بر متغیرهای توضیحی مدل (X_t) است که فرضیه صفر آن خطی بودن مدل می‌باشد.

آزمون تی‌سی با استفاده از نرم‌افزار R.3.0.2 در محیط RStudio و با استفاده از بسته tsDyn برای یک وقفه در الگوی VAR و وقفه‌های مختلف (۰ الی ۲ وقفه) در شکاف تولید انجام شده است که نتایج در جدول (۱) ارائه شده است.

جدول ۱: آزمون تی‌سی برای بررسی غیرخطی بودن مدل خودرگرسیون آستانه‌ای

پارامتر تاخیر	آماره آزمون	ارزش احتمال	ارزش متغیر آستانه
۰	۱۲/۵۲۱	۰/۰۰۲۳	-۰/۰۰۳۷۴
۱	۴۵/۱۲۳	۰/۰۰۰۰	-۰/۰۰۱۴۹
۲	۳۸/۳۰۲	۰/۰۰۱۲	-۰/۰۰۳۷۴

منبع: یافته‌های تحقیق

همان‌طور که از نتایج جدول (۱) مشخص است، آماره آزمون تی‌سی برای مدل تصریح شده با پارامتر تأخیر حداکثر ۲ بزرگ‌تر از آماره جدول می‌باشد (ارزش احتمال کمتر از ۵ درصد است)، بنابراین فرضیه صفر آزمون مبنی بر خطی بودن را نمی‌توان پذیرفت و فرضیه مقابل یعنی وجود آستانه پذیرفته خواهد شد.

نکته قابل ذکر این است که در این آزمون نه تنها غیرخطی بودن را می‌توان آزمون نمود، بلکه ارزش متغیر آستانه و تعداد ارزش‌های تعیین شده یعنی تعداد رژیم‌ها نیز قابل حصول است (Perotti,1999). همان‌طور که مشاهده می‌شود، برای هر پارامتر تأخیر یک ارزش آستانه تعیین شده است و ارزش متغیر آستانه برای پارامتر تأخیر[1] که دارای ارزش احتمال بالاتری در مقایسه با بقیه موارد است، معادل ۰/۰۰۱۴۹- است. یعنی چنانچه شکاف تولید کمتر از این میزان باشد، رژیم پایین (شرایط رکودی) وجود خواهد داشت و بالعکس.

۳-۵. توابع واکنش آنی تعمیم‌یافته (GIRF)[1]

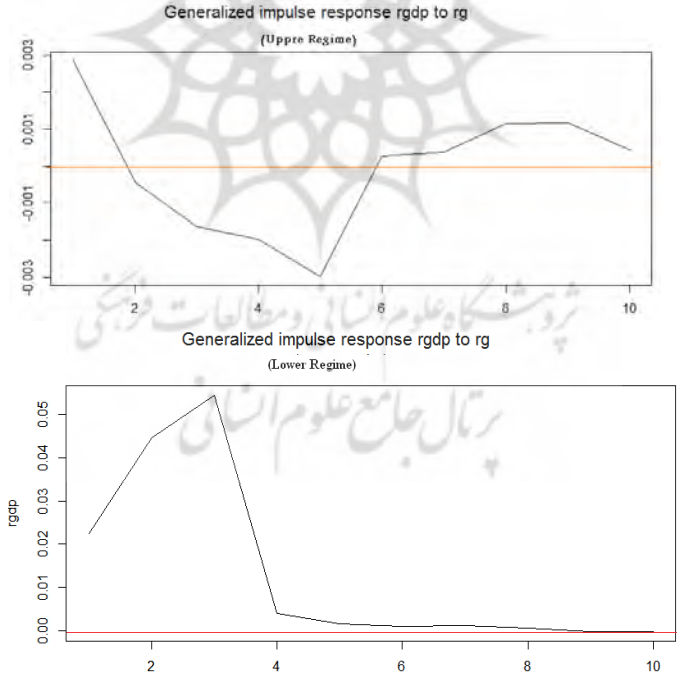
چالش موجود در محاسبه توابع عکس‌العمل آنی در یک مدل غیرخطی این است که می‌بایست نه تنها اثر شوک به رژیم خودش، بلکه به رژیم سویچینگ بعد از این‌که شوک اجراء شد، نیز وابسته باشد. به علاوه، در مدل‌های غیرخطی همان‌طور که توسط گلنت و دیگران[2] (۱۹۹۳) ، کوپ[3] (۱۹۹۶) و کوپ و دیگران[4] (۱۹۹۶) بیان شده است، اثر یک شوک در یک زمان به روند تاریخی سیستم تا نقطه‌ای که شوک اتفاق افتاده وابسته است. برای مثال تأثیر یک شوک در جمله اختلال بر متغیری در زمان $t+10$ به مقدار شوک‌های اتفاق افتاده در دوره‌های $t+1$ تا $t+9$ وابسته خواهد بود. از این‌رو، برای محاسبه عکس‌العمل آنی یک شوک لازم است، روند تاریخی سیستم و مقدار و جهت (علامت)

1. Generalized Impulse Response Functions
2. Gallant and *et. al*
3. Koop, G.
4. Koop, G and *et. al*

شوک تعیین گردد. در این ارتباط، توابع عکس‌العمل تحریک تعمیم‌یافته (GIRF) توسط کوپ و دیگران(۱۹۹۶) معرفی شده است که برای هر دو مدل خطی و غیرخطی قابل استفاده می‌باشند(Enders, 2010).

از آن‌جا که در این روش برآورد برای دو رژیم به‌طور همزمان انجام می‌گیرد، می‌توان فرض سوئیچینگ بین دو رژیم را نیز در نظر گرفت که در این حالت می‌توان از توابع عکس‌العمل تعمیم‌یافته برای تحلیل استفاده نمود. این توابع برای تکانه مثبت مخارج و تکانه منفی مالیات در نمودارهای (۲) و (۳) ارائه شده‌اند.

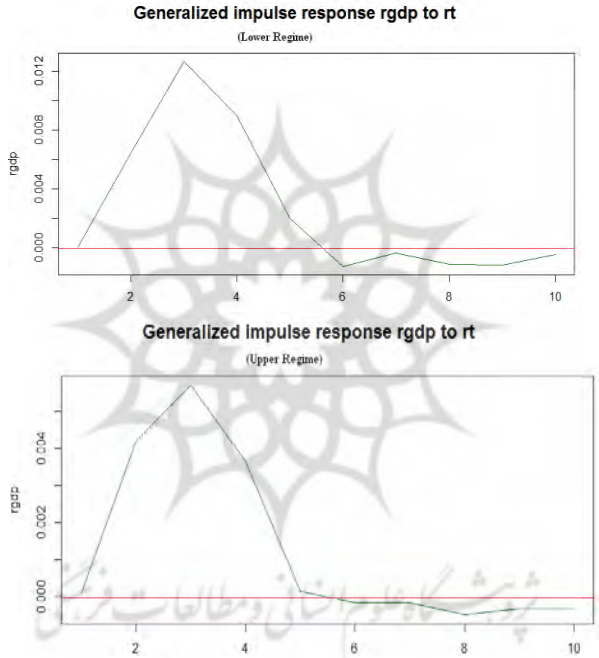
براساس توابع عکس‌العمل تعمیم‌یافته در نمودارهای (۲)، تکانه مثبت مخارج دولت در رژیم بالا در سال اول رشد اقتصادی را افزایش داده است اما این اثر از سال دوم الی سال پنجم منفی بوده و از این سال به بعد دوباره منجر به افزایش رشد اقتصادی شده است. در مقابل، واکنش رشد اقتصادی به افزایش مخارج دولت در رژیم پایین (رکودی) از ابتدای دوره تا سال چهارم مثبت بوده است، به طوری‌که در سال سوم افزایش مخارج دولت، رشد اقتصادی را ۵/۴ درصد افزایش داده است. با این وجود از سال پنجم به بعد رشد اقتصادی تقریباً هیچ واکنشی به مخارج دولت نشان نمی‌دهد.



نمودار ۲: عکس‌العمل تولید ناخالص داخلی به افزایش مخارج دولت در رژیم بالا و پایین

منبع: یافته‌های تحقیق

براساس توابع عکس‌العمل تعمیم‌یافته در نمودارهای (۳)، کاهش درآمدهای مالیاتی در رژیم پایین (رکودی) با یک سال وقفه در سال دوم منجر به افزایش رشد اقتصادی شده است به‌طوری‌که این افزایش در سال سوم معادل ۱/۲۶ درصد است، لیکن از سال پنجم تقریباً واکنش مثبت رشد اقتصادی به کاهش درآمدهای مالیاتی حذف شده است. در شرایط رونق اقتصادی (رژیم بالا) نیز واکنش رشد اقتصادی به درآمدهای مالیاتی با یک سال وقفه از سال دوم مثبت بوده است و این واکنش مثبت تقریباً تا سال پنجم ادامه یافته است. واکنش رشد اقتصادی از سال پنجم ناچیز بوده و به سمت منفی میل کرده است.



نمودار ۳: عکس‌العمل تولید ناخالص داخلی به کاهش درآمدهای مالیاتی در رژیم بالا و پایین

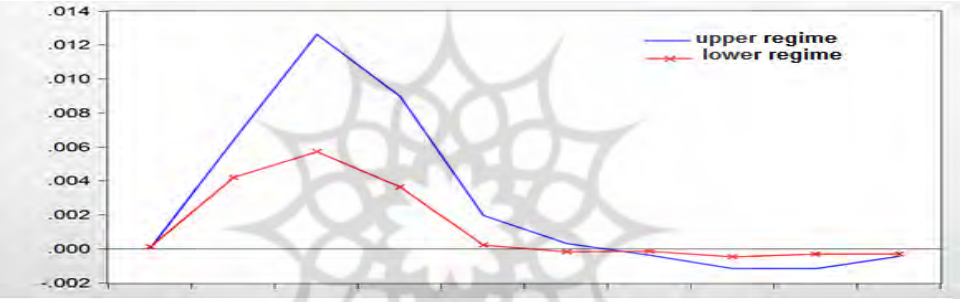
منبع: یافته‌های تحقیق

نتیجه‌گیری

در این مقاله بررسی آثار برنامه‌های محرک مالی یعنی افزایش مخارج دولت و کاهش درآمدهای مالیات بر رشد اقتصادی مدنظر قرار گرفته است. برای این منظور، شکاف تولید به‌عنوان متغیر انتقال رژیم معرفی و با فرض وجود واریانس همسانی جملات اختلال الگوی VAR خطی در این دو رژیم و تأیید آستانه‌ای بودن الگوی تصریح شده براساس نتایج آزمون تی سی، الگوی VAR آستانه‌ای با

ارزش آستانه (۰/۰۰۱۴۹-) برای شکاف تولید برآورد شده است. سپس آثار هر یک از محرک‌های مالی مذکور با استخراج توابع عکس‌العمل تعمیم یافته بررسی شده است.

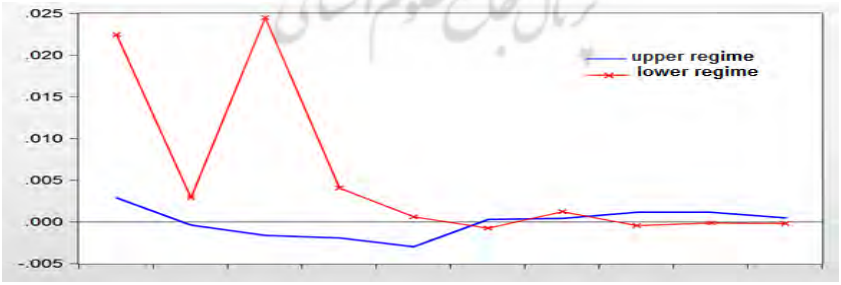
مقایسه آثار کاهش درآمدهای مالیاتی در دو رژیم بالا و پایین در نمودار (۴) حاکی از آن است که ضریب فزاینده کاهش درآمدهای مالیاتی در شرایط رونق اقتصادی (رژیم بالا) و رکود اقتصادی (رژیم) در کوتاه‌مدت در هر دو رژیم پایین و بالا مثبت است. بر این اساس، با وجود این‌که کاهش درآمدهای مالیاتی در شرایط رکود و رونق می‌تواند رشد اقتصادی را افزایش دهد، لیکن آثار آن در کوتاه‌مدت بروز می‌کند. به‌علاوه، میزان این ضریب در رژیم پایین بیشتر از رژیم بالا است. بنابراین، کارآیی برنامه محرک مالی به‌صورت کاهش مالیات در شرایط رکود اقتصادی بیشتر از شرایط رونق اقتصادی است.



نمودار ٤: مقایسه اثرات کاهش مالیات در رژیم بالا و پایین (ارزش آستانه ۰/۰۰۱٤۹-)

منبع: یافته‌های تحقیق

بررسی آثار افزایش مخارج دولت در دو رژیم بالا و پایین نیز نشان می‌دهد که ضریب فزاینده افزایش مخارج دولت در رژیم پایین در مقایسه با رژیم بالا بزرگ‌تر است و بر این اساس، کارآیی برنامه محرک مالی به صورت افزایش مخارج دولت در رژیم پایین (رکود اقتصادی) بیشتر از رژیم بالا (رونق اقتصادی) است.



نمودار ٥: مقایسه اثرات افزایش مخارج در رژیم بالا و پایین (ارزش آستانه ۰/۰۰۱٤۹-)

منبع: یافته‌های تحقیق

علاوه‌بر این، ضرایب فزاینده افزایش مخارج دولت و کاهش درآمدهای مالیاتی برای بررسی میزان کارآیی آنها در دو رژیم بالا و پایین برحسب ارزش آستانه (۰/۰۰۱۴۹-) در جدول (۲) با یکدیگر مقایسه شدند. شایان ذکر است، ضریب فزاینده‌ها عکس‌العمل تعمیم‌یافته برای سال سوم می‌باشند که برای نشان دادن آثار میان مدت محرک‌های مالی در نظر گرفته شده‌اند.

جدول ۲: مقایسه کارآیی کاهش درآمدهای مالیاتی و افزایش مخارج دولت در رژیم بالا و پایین

ارزش آستانه	رژیم	کاهش مالیات	افزایش مخارج	معیار مناسب
(۰/۰۰۱۴۹-)	رژیم بالا	۰/۵۷	۰/۱۶	مالیات
	رژیم پایین	۱/۲۶	۵/۴	مخارج

منبع: یافته‌های تحقیق

براساس، نتایج جدول (۲) آثار افزایش مخارج دولت و کاهش درآمدهای مالیاتی در شرایط رکودی بر رشد اقتصادی مثبت است اما ضریب فزاینده مخارج دولت بیش‌تر از مالیات است. در شرایط رونق اقتصادی همان‌طور که مشاهده می‌شود، کاهش درآمدهای مالیاتی کارآتر از مخارج دولت است.

در مجموع با توجه به مطالب مذکور برنامه‌های محرک مالی به‌صورت افزایش مخارج دولت و کاهش درآمدهای مالیاتی در ایران تحت تأثیر موقعیت سیکل تجاری قرار دارند. بدین نحو که هر دو محرک مالی در شرایط رکود اقتصادی تأثیر بیشتری بر رشد اقتصادی در مقایسه با شرایط رونق اقتصادی دارند و در این شرایط افزایش مخارج دولت کاراتر است. در شرایط رونق اقتصادی نیز کاهش درآمدهای مالیاتی در مقایسه با افزایش مخارج دولت اثر بیشتری بر رشد اقتصادی دارد. بنابراین، چنانچه هدف دولت ایران افزایش رشد اقتصادی در شرایط رکودی باشد، پیشنهاد می‌گردد ترکیبی از ابزارهای مالی به صورت افزایش مخارج دولت و کاهش درآمدهای مالیاتی را به‌کار گیرد، لیکن وزن بیشتری برای افزایش مخارج دولت قائل گردد. درحالی‌که در شرایط رونق اقتصادی که بخش خصوصی نیز تمایل به مشارکت در بخش‌های مختلف اقتصادی را دارد، دولت می‌تواند مداخلات اقتصادی و در نتیجه مخارج خود را کاهش داده و با استفاده از ابزارهای مالیاتی (کاهش مالیات) موجبات سرمایه‌گذاری بیشتر توسط بخش خصوصی و در نتیجه استمرار در رشد اقتصادی را فراهم نماید.

منابع

ابونوری، اسماعیل و همکاران (۱۳۸۷)؛ "اثر سیاست مالی بر متغیرهای کلان اقتصاد ایران: رهیافتی از روش خودرگرسیون برداری"، پژوهشنامه اقتصادی، سال دهم، شماره ۳۸.

اچ برانسون، ویلیام (۱۳۹۱)؛"تئوری و سیاستهای اقتصاد کلان" ، ترجمه عباس شاکری، انتشارات فروزش، ویرایش اول، چاپ هجدهم.

امامی، کریم و میترا، علیا (۱۳۹۱)؛ "برآورد شکاف تولید و تأثیر آن بر نرخ تورم در اقتصاد ایران"، فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی، سال دوازدهم، شماره ۱.

جعفری‌صمیمی، احمد (۱۳۹۱)؛ "اقتصاد بخش عمومی (۱)"، انتشارات سمت، ویرایش اول، چاپ یازدهم.

زائر، آیت و الهام، غلامی (۱۳۸۶)؛ "بررسی اثر سیاست‌های مالی بر متغیرهای کلان اقتصادی با استفاده از الگوی VAR"، فصلنامه مالیات و توسعه، شماره ۵.

شفیعی، افسانه و همکاران (۱۳۸۴)؛ "آزمون تأثیرگذاری سیاست مالی بر رشد اقتصادی"، پژوهشنامه اقتصادی.

منظور، منصور (۱۳۷۹)؛ "تأثیر سیاست‌های مالیه دولت بر رشد اقتصادی"، پایان‌نامه دکتری، دانشکده اقتصاد دانشگاه تهران.

هوشمند، محمود و همکاران (۱۳۸۷)؛ "تحلیل ادورا تجاری در اقتصاد ایران با استفاده از فیلتر هادریک–پرسکات"، مجله دانش و توسعه، سال پانزدهم، شماره ۲۲.

Baum, A. and B. Koester, G. (2011); The Impact of Fiscal Policy on Economic Activity over the Business Cycle –Evidence from a Threshold VAR Analysis, Discussion Paper Series 1: Economic Studies No 03/2011.

Blanchard, O. and Perotti , R. (2002); An Empirical Characterization of the Dynamic Effects of Changes in Government Spending and Taxes on Output, Quarterly Journal of Economics, Vol.117,N0. 4: 1329-1368.

Coenen, Günter and et.al. (2010); Effects of Fiscal Stimulus in Structural Models, IMF Working Paper, WP/10/73.

Corsetti, G.; Kuester, K.; Meier, A. and G. J. Muller (2010); Debt Consolidation and Fiscal Stabilization of Deep Recessions, American Economic Review,Vol.100, No. 2: 41-45.

Giavazzi, F.; Jappelli, T. and Pagano, M. (2000); Searching for Non-linear Effects of Fiscal Policy: Evidence from Industrial and Developing Countries, European Economic Review,Vol. 44.

Enders,W (2010); Applied Economic Time Series, 3end Edition.

Fatas, A., and Ilian Mihov (2001); The Effects of Fiscal Policy on Consumption and Employment: Theory and Evidence, Centre for Economic Policy Research Discussion Paper DP2760.

Gallegati, M. and et. al. (2004); Business Cycles' Characteristics of the Mediterranean Area Countries, Emerging Market, Finance and Trade, M.E

Hansen, B. E. (1996a); Inference when a Nuisance Parameter is not Identified under the Null Hypothesis, Econometrica . No. 64: 413-430.

Hansen, B. E. (1997); Inference in TAR Models, Studies in Nonlinear Dynamics and Econometrics, Vol.2, No.1: 1-14.

Koop, G., Pesaran, M. H. and S. M. Potter (1996); Impulse Response Analysis in Nonlinear Multivariate Models, Journal of Econometrics, Vol. 74, No.1: 119-147.

Lee, C.C. and Wong, S. W. (2005); Inflationary Threshold Effects in the Relation between Financial Development and Economic Growth: Evidence from Taiwan and Japan, Journal of Economic Development, Vol. 30, No.1: 49-68.

Mittnik, S. and Willi, S. (2012); Regime Dependence of the Fiscal Multiplier, Working Paper Number 05, Center for Quantitative Risk Analysis (CEQURA), Department of Statistics, University of Munich.

Perotti, R. (1999), Fiscal Policy in Goog and Bad Times, American Economic Review,Vol. 109.

Tsay, Ruey S. (1998); Testing and Modeling Multivariate Threshold Models, Journal of the American Statistical Association, Vol.93, No. 443: 1188-1202.

Tsay, Ruey S. (1987); Conditional Heteroscedastic Time Series Models, Journal of the American Statistical Association, Vol. 82, Issue 398.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی