مجلهٔ تحقیقات اقتصادی / دوره‌ی ۴۸، شماره‌ی ۱ ، سال ۹۲ / صفحات ۷۹ - ۶۱

بررسی اثر بخشی ابزارهای سیاست مالی دولت در استان‌ها با داده‌های ترکیبی پویا و روش GMM سیستمی[۱]

احمد جعفری صمیمی

استاد اقتصاد دانشگاه مازندران، Jafarisa@umz.ac.ir

زهرامیلا علمی

دانشیار اقتصاد دانشگاه مازندران، Z.elmi@umz.ac.ir

شهریار زروکی*

دانشجوی دکتری اقتصاد دانشگاه مازندران، Zarokish@gmail.com

تاریخ دریافت: ۹۰/۶/۲۸ تاریخ پذیرش: ۹۱/۸/۲۳

چکیده

با توجه به جهت‌گیری دولت مبنی بر استانی نمودن فعالیت‌های دولت و واگذاری مدیریت اعتبارات به استان‌ها، در این پژوهش میزان اثرگذاری سیاست‌های مالی دولت بر تولید ناخالص داخلی استان‌ها (ضرایب تکاثری) در کوتاه‌مدت و بلندمدت در سطح استان‌های کشور در سال‌های ۱۳۷۹ – ۱۳۸۷، مورد بررسی قرار گرفته و برای انجام تخمین‌های مورد نیاز از روش داده‌های ترکیبی پویا و تخمین‌زن گشتاورهای تعمیم‌یافته سیستمی استفاده شده است. نتایج نشان می‌دهد که ضرایب تکاثری مخارج دولتی و مالیات‌ها در کوتاه‌مدت کوچک‌تر و در بلندمدت بزرگ‌تر از واحد بوده و مطابق با انتظارات نظری، میزان این ضریب برای مخارج دولتی بزرگ‌تر از درآمدهای مالیاتی می‌باشد. هم‌چنین در کوتاه‌مدت و بلندمدت، میزان تأثیرپذیری تولید ناخالص داخلی استان‌های کشور از مخارج سرمایه‌ای بیش‌تر از مخارج مصرفی می‌باشد و ادوار تجاری در اقتصاد ایران اثر محسوس و معناداری بر اندازه ضریب تکاثری مخارج دولت ندارد.

طبقه‌بندی JEL: H72 ،C33 ،E62

کلیدواژه: سیاست مالی، ضریب تکاثر، روش گشتاورهای تعمیم‌یافته‌ی سیستمی، داده‌های استانی.

۱- این مقاله از رساله‌ی دکتری مولف سوم استخراج شده است.

*- نویسنده‌ی مسئول.

۱- مقدمه

در زبان ایتالیایی "Il Fisco" به معنی بنگاهی است که مالیات‌ها را جمع‌آوری می‌کند، بنابراین "سیاست‌های مالی" عبارتند از سیاست‌هایی که به مالیات‌ها وابسته‌اند. انقلاب کینزی مفهوم سیاست مالی را تغییر و آن را از سمت درآمد یا مالیات بودجه به سمت درآمد و مخارج سوق داده است. برای کینزین‌ها، سیاست مالی به دست‌کاری مالیات‌ها و مخارج عمومی برای اثرگذاری بر تقاضای کل، اشاره دارد.

گزارش‌های سازمان ملل متحد نشان می‌دهد که سیاست‌های مالی در کشورهای در حال توسعه وظیفه‌ی افزایش تولید را از طریق جمع‌آوری پس‌اندازها و هدایت آن‌ها در اجرای طرح‌ها برعهده دارد. در کشورهای در حال توسعه به علت عدم وجود یک بازار پولی منظم، دولت مجبور به استفاده از ابزارهای سیاست مالی و به ویژه سیاست‌های مالیاتی به‌منظور تجهیز منابع داخلی خود برای ارائه‌ی خدمات مانند بهداشت، آموزش، حمل و نقل و ایجاد زیرساخت‌هاست. وضع مالیات‌ها، دولت را قادر به تأمین سرمایه و هزینه‌های جاری مؤسسه‌های اقتصادی و دولتی می‌کند. از مفاهیم مهم در تحلیل سیاست مالی و ارزیابی میزان اثربخشی آن، ضریب تکاثری می‌باشد که به صورت نسبت تغییر در محصول به تغییر در متغیرهای بودجه‌ای دولت تعریف می‌شود. طی سال‌های اخیر، با آغاز بحران اقتصادی جهان، دولت‌ها، سیاست‌های محرک مالی گسترده‌ای را برای ترمیم اقتصادشان به‌کار گرفته‌اند به‌طوری‌که علاقه‌ای دوباره به دیدگاه‌های کینزی در استفاده از سیاست‌های مالی به عنوان اهرمی برای تثبیت در سطح اقتصاد کلان به‌وجود آمده و منجر به افزایش قابل توجه مطالعات تجربی در زمینه‌ی سیاست‌های مالی و به دنبال آن ضرایب تکاثر مالی توسط محققان شده است. بر این اساس تحقیق حاضر در پی بررسی و برآورد ضرایب تکاثری متغیرهای مالی دولت در استان‌های کشور بوده و در شش بخش تنظیم شده است. پس از مقدمه و در بخش دوم، به بیان مبانی نظری و مروری بر مطالعات گذشته پرداخته شده است. ضرورت و اهمیت تحقیق در بخش سوم و روش تحقیق و ارائه‌ی الگو در بخش چهارم مطرح شده و در ادامه توصیفی از داده‌ها به همراه برآورد الگو در بخش پنجم انجام گرفته است. در نهایت بخش ششم به نتیجه‌گیری و ارائه‌ی پیشنهادات اختصاص دارد.

۲- مبانی نظری سیاست مالی و مروری بر مطالعات گذشته

در این بخش ابتدا مبانی نظری سیاست مالی با تأکید بر اثرات تقاضای کل و سپس برخی مطالعات به‌طور مختصر مطرح می‌شوند.

۲-۱- اثرات طرف تقاضای سیاست مالی

در بررسی اثرات طرف تقاضای سیاست مالی، می‌توان آن را به دو دیدگاه کینزینی و غیرکینزینی تفکیک کرد؛ اما برای اجتناب از طولانی شدن بحث، تنها دیدگاه کینزی به اجمال بیان شده است. در این دیدگاه اثر برون‌رانی و ضریب تکاثر از جمله مفاهیم مهم و بنیادی به شمار می‌روند. ساده‌ترین مدل کینزی، مبتنی بر فرض چسبندگی قیمت و مازاد ظرفیت است. در این مدل ستاده یا محصول به وسیله‌ی تقاضای کل تعیین شده و یک انبساط مالی، اثر تکاثر بر تقاضای کل و به دنبال آن بر محصول دارد. ضریب تکاثر کینزی در پاسخ به مصرف ناشی از درآمد جاری افزایش یافته و به هنگام افزایش مخارج دولت بزرگ‌تر از کاهش مالیاتی است. این مدل ساده‌ی کینزی را می‌توان از طریق ایجاد تغییر در نرخ بهره و ارز جهت تمرکز بیش‌تر بر برون‌رانی گسترش داد. میزان برون‌رانی، اندازه ضرایب تکاثر مالی را بدون تغییر در علامتشان تحت تأثیر قرار می‌دهد.

به‌طورکلی عوامل گوناگونی بر میزان برون‌رانی و به دنبال آن اندازه ضریب تکاثر سیاست مالی مؤثرند. یکی از این عوامل به نوعی از تعیین‌کننده‌های سرمایه‌گذاری خصوصی نشات می‌گیرد، به‌طوری‌که اگر سرمایه‌گذاری نسبت به نرخ بهره حساس باشد، اثر برون‌رانی بزرگ‌تر خواهد شد، اما اگر چنان‌چه سرمایه‌گذاری با وجود تأثیرپذیری از نرخ بهره، تابعی از درآمد جاری باشد می‌توان با کمک مدل‌های ضریب شتاب[1]، ضرایب تکاثر بزرگ‌تری را حتی در حضور برون‌رانی‌های ناشی از نرخ بهره شاهد بود. دومین عامل اثرگذار، بر میزان برون‌رانی در چگونگی تقاضای پول و سیاست پولی نهفته است. با فرض آن که تقاضای پول تابعی از نرخ بهره و درآمد باشد، در صورت حساسیت کمتر تقاضای پول به نرخ بهره و حساسیت بیش‌تر به درآمد، اثر برون‌رانی بزرگ‌تری حاصل می‌شود. عامل دیگر، درجه‌ی بازبودن اقتصادی و سیستم نرخ ارز است. در یک اقتصاد باز، اندازه ضریب تکاثر به انعطاف‌پذیری یا ثبات نرخ ارز بستگی دارد، به‌طوری‌که با وجود تحرک کامل سرمایه تحت سیستم نرخ ارز انعطاف‌پذیر، اثر برون‌رانی کامل و سیاست مالی غیرمؤثر بوده و با یک سیستم ثابت نرخ ارز، اثر برون‌رانی کم‌تر و لذا سیاست مالی بسیار مؤثر خواهد بود. انعطاف‌پذیری قیمت، تغییرات نرخ بهره، تغییرات نرخ ارز و اثرات پویای سیاست مالی نیز از جمله دیگر عوامل مؤثر در میزان برون‌رانی و اندازه ضریب تکاثر به شمار می‌روند.

1- Multiplier-Accelerator Models .

۲-۲- مروری مختصر بر برخی مطالعات تجربی

در ادبیات تجربی مطالعات در مورد اثر ضرایب تکاثری متغیرهای مالی عموما در سه رهیافت انجام پذیرفته است. برخی مطالعات، اثر متغیرهای مالی دولت را بر تولید، با به‌کارگیری روش خودرگرسیون برداری بررسی کرده [بلانچارد و پروتی (۱۹۹۹)، کریستیانو و دیگران[1] (۲۰۰۹) و وود فورد[2] (۲۰۱۰)]. هم‌چنین برخی دیگر از مطالعات تجربی از مدل‌های خودرگرسیون‌برداری ساختاری و تعادل عمومی تصادفی پویا در برآوردها استفاده کرده‌اند. [رومر و برنستین[3] (۲۰۰۹) و لیپر[4] و دیگران (۲۰۰۹)]. برای نمونه آفونسو و آبین، اثرات کلان سرمایه‌گذاری خصوصی و دولتی را با به‌کارگیری مدل VAR برای چهارده کشور عضو اتحادیه اروپا، کانادا، ژاپن و آمریکا بررسی کرده و ضرایب تکاثری نسبتا کوچکی را نتیجه گرفته‌اند در حالی که موراتا و سایتو بر پایه‌ی مدل‌های اقتصاد کلان مقادیر بزرگ‌تری را برای ضرایب تکاثری برآورد کرده‌اند. بارو(۱۹۸۱) ضریب تکاثر هزینه‌های دولت ۰,۸ را برای ایالات متحده‌ی امریکا برآورد کرده، درحالی که رامی این ضریب را نزدیک به ۱,۲ برآورد نموده است. هم‌چنین موناسلی[5] و پروتی(۲۰۰۸) در مطالعه‌شان از مدل‌های کینزی جدید گزارش می‌دهند که ضریب تکاثر هزینه‌های دولت می‌تواند اندکی بزرگ‌تر یا کوچک‌تر از یک باشد.

۳- ضرورت و هدف انجام تحقیق

دولت‌ها به هنگام مواجه با بحران‌های اقتصادی از سیاست‌های مالی محرک[6]، برای کاهش نوسانات اقتصادی استفاده می‌کنند و برای حداکثرسازی اثربخشی این سیاست‌ها از معیارهای سیاستی موقت، هدفمند و مناسب بهره می‌برند. در کشورهای تولیدکننده و صادرکننده‌ی نفت سیاست مالی از اهمیت دو چندان برخوردار است، چرا که در اغلب این کشورها نظام نرخ ارز ثابت حاکم بوده و با توجه به تحرک بین‌المللی سرمایه، سیاست پولی چندان تأثیرگذار نمی‌باشد. کشور ما نیز از این قاعده مستثنی نبوده و با توجه به اندازه‌ی بزرگ دولت و پیروی سیاست پولی از مالی، سیاست مالی بسیار مهم و شناخت دقیق میزان اثرگذاری ابزارهای مالی از اهمیت فوق‌العاده‌ای برخوردار است. هم‌چنین از نظر محققان با توجه به جهت‌گیری دولت مبنی بر استانی کردن

1- Christiano.
2- Woodford .
3- Romer & Bernstein.
4- Leeper.
5- Monacelli.
6- Stimulus Fiscal Policy.

فعالیت‌های دولت و واگذاری مدیریت اعتبارات به استان‌ها، بررسی ضریب تکاثری فعالیت‌های دولت در استانی مهم‌تر از سطح ملی می‌باشد؛ لذا، از ضرورت‌های انجام این تحقیق، واکاوی دقیق اثربخشی ابزارهای مالی دولت با استفاده از داده‌های استانی می‌باشد تا این امکان برای سیاست‌گذار اقتصادی فراهم آید که تأثیر سیاست‌های مالی خود را در سطح استان مشاهده کرده و با نگاه عمیق‌تری اقدام به اتخاذ سیاست‌های مالی کند.

بررسی صندوق بین‌المللی پول حاکی از آن است که سیاست‌های مالی کشورهای نفت‌خیز از سال ۲۰۰۳ تاکنون، چرخه‌های تجاری را تشدید کرده است. این بدان معناست که سیاست‌های اقتصادی دولت‌ها، به افزایش تأثیرگذاری نوسانات قیمت نفت بر فعالیت‌های اقتصادی انجامیده است، علت این امر نیز افزایش شدید مخارج دولت در دوران افزایش قیمت، یعنی بین سال‌های ۲۰۰۳ تا ۲۰۰۸ و سپس کاهش مخارج دولتی در پی کاهش قیمت نفت در سال ۲۰۰۹ بوده است. نکته‌ی قابل توجه این که در کشورهای کم‌درآمد، دولت‌ها سیاست‌های مالی زیان‌آورتری را اتخاذ کرده‌اند. چنین سیاست‌هایی سبب آسیب‌پذیری فراوان این کشورها در برابر هرگونه کاهش قیمت نفت شده است؛ به‌طوری‌که در صورت کاهش حتی اندک قیمت نفت، دولت‌های کشورهای نفت‌خیز برای تأمین منابع مالی با مشکلات جدی مواجه خواهند شد. در مواجهه با این مشکلات کشورها مجبور خواهند بود به اصلاح نرخ ارز یا وضع سیاست‌های مالی هر چه بیش‌تر روی آورند. به‌طوری‌که در کشورهای کم درآمد و کشورهای با درآمد متوسط پایین که ایران نیز در میان آن‌ها قرار دارد، تأثیرپذیری سیاست‌های مالی دولت‌ها نسبت به تغییرات قیمت نفت و به دنبال آن درآمد نفت، بیش‌تر است، به ویژه آن‌که بیش‌تر این کشورها در دوره اوج رونق در بازار نفت در راستای ذخیره‌ی منابع مالی ناشی از افزایش قیمت اقدامی نکرده‌اند. بر این اساس از دیگر اهداف مورد نظر بررسی اثر درآمدهای نفتی بر میزان اثربخشی بر مخارج دولتی است. با توجه به توضیحات مذکور هدف تحقیق حاضر، بررسی و آزمون فرضیات زیر در سطح استان‌ها برای اقتصاد ایران است:

- مخارج دولتی نسبت به مالیات‌ها، قدرت تکاثری بیش‌تری در استان‌ها دارد.
- درآمد نفت بر قدرت تکاثری مخارج دولتی در سطح استان‌ها اثر مستقیم دارد.
- قدرت اثرگذاری ابزارهای مالی دولت در دوران رکود بزرگ‌تر از دوران رونق اقتصادی در سطح استان‌هاست.

- ضریب تکاثری مخارج سرمایه‌ای دولت بزرگ‌تر از اثر تکاثری مخارج مصرفی در سطح استان‌هاست.

۴- روش تحقیق و ارائه‌ی الگو

با الهام از مبانی نظری و ادبیات تجربی، الگوی تحقیق به‌صورت زیر تصریح می‌شود:

$$Y_{it} = \alpha_i + \beta_t + \gamma FV_{it} + \sigma X_{it} + \theta Y_{it-1} + \varepsilon_{it} \qquad (۱)$$

$$i = 1, 2, 3, \dots, 28 \qquad t = 1379, \dots, 1388$$

که در آن Y، تولید ناخالص داخلی واقعی استانی؛ و α_i و β_t به ترتیب اثرات ثابت مقاطع و اثر ثابت زمان هستند. FV، مجموعه‌ی متغیرهای مالی دولت در استان‌های کشور بوده که بسته به بررسی هریک از فرضیه‌ها، شامل مخارج کل، درآمد کل (جمع درآمدهای مالیاتی و غیرمالیاتی)، مخارج مصرفی و مخارج سرمایه‌ای در استان‌هاست. X برداری از متغیرهای کنترل بوده است که عبارتند از:

ـ سرمایه‌گذاری خصوصی در استان‌ها: به دلیل فقدان اطلاعات مربوط به این متغیر در سطح استانی، از تسهیلات پرداختی بانک‌ها به بخش غیردولتی در هر استان به عنوان متغیر جایگزین استفاده شده است.

ـ دریافتی از محل درآمدهای نفتی: با توجه به نفتی بودن اقتصاد ایران و تأثیر زیادی که این عامل بر عملکرد اقتصادی کشور و به دنبال آن بر عملکرد اقتصادی استان‌ها دارد؛ سعی شده است تا به نوعی اثر این متغیر مهم اقتصادی در الگو لحاظ شود، اما به دلیل نبود داده‌های این متغیر در سطح استانی؛ در این تحقیق، با توجه به ارتباط تنگاتنگی که بین این متغیر و سهم استان‌ها از محل درآمدهای ملی وجود دارد، از متغیر دریافتی از محل درآمدهای ملی[۱] برای هر استان، به عنوان پراکسی برای دریافتی از محل درآمدهای نفتی استفاده شده است.

ـ اثر سرریز[۲]: با توجه به اثرپذیری تولیدات هر استان از مخارج کل محقق شده‌ی سایر استان‌ها و وجود اثرات خارجی ناشی از آن، این متغیر به عنوان متغیر کنترل در الگو لحاظ شده است. برای محاسبه‌ی این متغیر برای هر استان از مجموع مخارج کل سایر استان‌های کشور استفاده شده است.

۱- کل دریافتی‌های استانی شامل دو جزء می‌باشد؛ الف- دریافتی از محل درآمدهای ملی، ب- دریافتی از محل درآمدهای استانی (مجموع درآمد مالیاتی و غیرمالیاتی).

2- Spillover Effect.

ـ متغیر مجازی تعاملی: با توجه به مبانی نظری دال بـر اثرگـذاری بـیش‌تـر مخـارج دولتی بر تولید در دوران رکود نسبت به دوران رونق اقتصادی، ایـن متغیـر نیـز در الگـو لحاظ شده است. بر این اساس، ابتدا دوره‌های تجاری در اقتصـاد ایـران شناسـایی شـده است. سپس متغیر مجازی (برای رکود یک و برای رونق صفر) در مخارج‌کل دولت ضرب و با عنوان اثر تعاملی دوره‌ی تجاری با مخارج کل وارد الگو شده است.

در رابطه‌ی (۱)، α_i جمله‌ی اثرات استانی است که شامل متغیرهای مشاهده نشده و غیرقابل اندازه‌گیری اثرگذار بر تولید ناخالص داخلی استان‌ها مانند، فرهنگ‌هـا، نهادهـا، شرایط آب و هوایی، برخورداری از تکنولوژی و غیره می‌باشد که بین اسـتان‌هـا متفـاوت است. با فرض آن که ε_{it} از مدل جزء اخلال یک‌طرفه پیروی می‌کنـد، بـه عبـارتی تنهـا یک عامل موجب تفاوت مقطع می‌باشد و آن الگوی اثرات ثابت است، پس داریم:

$$\varepsilon_{it} = \mu_i + v_{it}$$

که در آن $\mu_i \approx IID(0, {\sigma_\mu}^2)$ و $v_{it} \approx IID(0, {\sigma_v}^2)$ می‌باشد کـه در بـین مقـاطع و در هر مقطع مستقل از یکدیگرند. در مباحـث تجربـی، معادلـه‌ی (۱) هـم بـا داده‌هـای مقطعی و هم با داده‌های پانلی قابل برآورد است، اما به دلیل وجود ساختار پویـا در ایـن معادله، دو ناسازگاری بالقوه در تخمین با داده‌های مقطعی وجـود دارد: تـورش ناشـی از حذف متغیر و تورش ناشی از درون‌زایی[1]. چـون در تخمـین ایـن معادلـه بـا اسـتفاده از داده‌های مقطعی، به‌ناچار یک عرض از مبدا تخمین زده می‌شود، از این رو به‌طور ضمنی جمله‌ی α_i مسـتقل از متغیرهـای توضـیحی و جزئـی از جملـه‌ی خطـا در نظـر گرفتـه می‌شود، اما کسلی و همکاران[2] (۱۹۹۶) بر اساس ساختار پویای این معادله نشان داده‌اند، که: (۲) $E(\alpha_i . Y_{i,t-1}) = E[\alpha_i . (\alpha_i + \beta_{t-1} + \gamma FV_{it-1} + \sigma X_{it-1} + \theta Y_{it-2} + \varepsilon_{it-1})] \neq 0$

چون $E[\alpha_i^2] \neq 0$ است، بنابراین، حذف اثرات ویژه‌ی استانی در روش حداقل مربعـات معمولی با داده‌های مقطعی و یا تلفیقی، منجر بـه تـورش ناشـی از حـذف متغیـر مهـم می‌شود. اسلام[3] (۱۹۹۵)، جهت حذف این ناسازگاری روش داده‌هـای پـانلی را پیشـنهاد داده است. اولین بحث در تخمین مدل داده‌های پانلی آن اسـت کـه آیـا جملـه‌ی α_i یـا همان اثرات مقاطع، ثابت است یا تصادفی. فرض اصلی در مدل اثرات تصادفی این اسـت که اثرات مقاطع، مستقل از متغیرهای توضیحی هستند. اسلام معتقد است بـه دلیـل رد شدن این فرض در تخمین مدل (۱)، استفاده از روش اثرات تصـادفی بـرای تخمـین آن

۱- برای مطالعه‌ی بیش‌تر به تی سانگریدیس (Tsangarides, 2002) صفحه‌ی ۳۴۵ مراجعه شود.

2- Caselli and et. Al.

3- Islam.

مناسب نخواهد بود. وجود ارتباط بین اثرات مقاطع و متغیرهای توضیحی در روش اثرات ثابت مشکل‌زا نمی‌باشد، اما این روش قادر به حل مشکل تورش درون‌زایی متغیرهای توضیحی نیست، از سوی دیگر، به دلیل وجود ساختار پویا در مدل، هسیائو[1] (۱۹۸۶) و آرلانو و بوند (۱۹۹۱)، اثبات کرده‌اند که روش اثرات ثابت تخمین‌های ناسازگاری را ارائه خواهد داد.

چون مدل (۱) با دو مشکل درون‌زایی متغیرهای توضیحی و وجود ساختار پویا مواجه است، از این رو براساس بالتاجی (۲۰۰۱)، و آرلانو و بوند (۱۹۹۱) باید به روش حداقل مربعات دو مرحله‌ای و یا به روش گشتاورهای تعمیم‌یافته[2] متوسل شد. به دلیل نوع ابزارهای مورد استفاده در روش حداقل مربعات دو مرحله‌ای، ممکن است واریانس ضرایب تخمینی بزرگ‌تر برآورد شوند و نتایج ناسازگاری به‌دست آید. از این رو، مناسب‌ترین تخمین‌زن برای مدل‌های پویای پانلی، تخمین‌زن گشتاورهای تعمیم‌یافته خواهدبود. در روش تخمین گشتاورهای تعمیم‌یافته، به منظور حذف تورش ناشی از وجود ارتباط بین متغیرهای توضیحی و جمله‌ی اثرات ثابت، از معادله‌ی (۱)، تفاضل مرتبه‌ی اول گرفته‌می‌شود که با این کار، جمله‌ی اثرات ثابت از مدل حذف خواهد شد. آن‌گاه برای چیره شدن بر مشکل درون‌زایی متغیرهای مستقل از وقفه آن‌ها به عنوان ابزار استفاده می‌شود. به‌طورکلی، این تخمین‌زن به دو دسته تقسیم می‌شود: تخمین‌زن تفاضل مرتبه‌ی اول (ارائه شده توسط آرلانو و بوند (۱۹۹۱)) و تخمین‌زن سیستمی گشتاورهای تعمیم‌یافته (ارائه شده توسط بلوندل و بوند (۱۹۹۸)). آرلانو و بوند (۱۹۹۱) پیشنهاد داده‌اند که از وقفه‌ی متغیرهای وابسته در سطح به عنوان ابزار استفاده شود، اما بلوندل و بوند (۱۹۹۸) و بوند، جائگر و بیکر[3] (۱۹۹۵) نشان داده‌اند که وقفه متغیرها در سطح، ابزارهای ضعیفی برای معادله‌ی رگرسیونی در تفاضل هستند. برای حل این مشکل بلوندل و بوند (۱۹۹۸)، تخمین‌زن گشتاورهای تعمیم‌یافته‌ی سیستمی را پیشنهاد داده‌اند که در یک سیستم، رگرسیون در سطح را با رگرسیون در تفاضل‌ها ترکیب می‌کند. البته باید گفت که نتایج به‌دست آمده از روش گشتاورهای تعمیم‌یافته‌ی داده‌های تابلویی بر پایه‌ی درستی فروضی که بر آن‌ها بنا شده‌اند، معتبر خواهند بود. بدین منظور، عموما از دو آماره‌ی m_j و سارگان استفاده می‌شود. آماره‌ی

1- Hsiao(1986).

۲- برای مطالعه‌ی بیش‌تر به Arrelano & Bound (1991) و Blundell and Bound (1998) مراجعه شود.

3- Bound, Jaeger and Baker.

m_j برای آزمون عدم وجود خود هم‌بستگی سریالی در جملات خطا و آماره سارگان برای آزمون اعتبار ابزارهای به‌کار برده شده در مدل است. در این تحقیق، به دلیل کارایی بیش‌تر روش گشتاورهای تعمیم‌یافته سیستمی نسبت به روش‌های رقیب، از تخمین‌زن GMM-SYS برای برازش مدل (۱) استفاده شده است. در مجموع الگوی اولیه در سناریو با توجه به چهار فرضیه‌ی تحقیق، بر اساس داده‌های ۲۸ استان‌های کشور[۱] برای سال‌های ۱۳۷۹ تا ۱۳۸۷[۲] برآورد می‌شود. لازم به ذکر است که تمامی متغیرهای الگو در مقیاس لگاریتمی، سرانه و به قیمت‌های ثابت می‌باشند. بر این اساس پارامتر برآوردی γ بیان‌گر کشش سرانه‌ی تولید ناخالص داخلی استان به متغیرهای مالی می‌باشد. پس از برآورد کشش‌های مرتبط با متغیرهای مالی دولت ضرایب تکاثر کوتاه‌مدت هر یک از متغیرهای مالی دولت در استان به‌صورت زیر محاسبه می‌شوند:

$$\text{ضرایب تکاثر کوتاه‌مدت}: \frac{dY}{dFV} = \frac{E_{Y,FV}}{FV/_Y} \qquad (۳)$$

با توجه به ضریب برآوردی متغیر اتورگرسیو می‌توان ضرائب تکاثر بلندمدت را به‌صورت زیر محاسبه کرد:

$$\text{ضریب تکاثر بلندمدت} = (\text{ضریب تکاثر کوتاه‌مدت}) / (۱- \hat{\theta}) \qquad (۴)$$

۵- توصیف داده‌ها و برآورد الگو

در این بخش ابتدا توصیفی مختصر از متغیرهای الگو، انجام و سپس به‌منظور بررسی این نکته که آیا ضریب تکاثری مخارج دولت در سال‌های رکودی بزرگ‌تر از سال‌های رونق است یا خیر، ادوار تجاری در اقتصاد ایران شناسایی می‌شوند. در آخر بر اساس چهار فرضیه‌ی تحقیق، رابطه‌ی (۱) در چهار سناریوی مختلف برآورد می‌شود.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

۱- در تقسیم‌بندی جدید ۳۱ استان در کشور وجود دارند. در این تحقیق از استان البرز به دلیل عدم وجود داده‌ها استفاده نشده و به دلیل نبود بیش‌تر داده‌ها در دو استان خراسان شمالی و جنوبی طی سال‌های ۱۳۷۹ تا ۱۳۸۳، داده‌های این دو استان و استان خرسان رضوی برای سال‌های ۱۳۸۴ تا ۱۳۸۷ با یکدیگر جمع شده و در قالب یک استان آمده است.

۲- با توجه به عدم انتشار داده‌ی تولید ناخالص داخلی استانی برای سال ۱۳۸۸ به هنگام نگارش مقاله، تحقیق حاضر در بازه‌ی زمانی ۱۳۷۹ تا ۱۳۸۷ انجام پذیرفته است.

۵-۱- توصیف داده‌ها

در مطالعات تجربی و به‌ویژه به هنگام استفاده از روش‌های اقتصادسنجی، شناخت داده‌ها از اهمیت زیادی برخوردار است. بر این اساس در این قسمت بر میانگین همه‌ی متغیرهای تحقیق طی سال‌های ۱۳۷۹ تا ۱۳۸۷ تمرکز شده است تا تصویری نسبتا دقیق و روشن از وضعیت متغیرهای بودجه‌ای و عملکرد اقتصادی استان‌ها ارائه شود. میانگین سرانه‌ی متغیرهای استان‌ها (هزار ریال برای هر نفر) طی دوره‌ی مذکور، محاسبه و به شرح جدول (۱) است:

جدول ۱- به میانگین سرانه‌ی متغیرهای تحقیق برای استان‌های کشور طی سال‌های ۱۳۷۹-۱۳۸۷

نام استان	دریافتی از درآمد ملی	تسهیلات پرداختی	درآمد کل	درآمد غیرمالیاتی	درآمد مالیاتی	مخارج کل	مخارج سرمایه‌ای	مخارج مصرفی	GDPR
آذربایجان شرقی	۶۹۸	۴۶۱۳	۴۳۴	۵۳	۳۸۱	۱۲۵۳	۳۴۸	۹۰۵	۱۷۶۰۲
آذربایجان غربی	۷۸۰	۴۵۱۳	۲۷۴	۶۷	۲۰۶	۱۳۰۳	۴۱۴	۸۸۹	۱۲۲۱۶
اردبیل	۱۵۶۷	۷۹۶۲۶	۲۶۴	۳۸	۲۲۷	۱۶۸۱	۶۱۶	۱۰۶۵	۱۴۰۰۴
اصفهان	۴۵۸	۸۴۶۷	۹۸۶	۷۵	۹۱۱	۱۲۵	۲۷۵	۹۸۱	۲۳۲۰۹
ایلام	۲۱۱۵	۵۳۸۳	۳۸۴	۴۵	۳۳۸	۳۱۱۴	۱۳۷۱	۱۷۴۴	۱۲۹۶۸
بوشهر	۸۹۸	۲۰۲۰۲	۱۷۸۸	۱۵۱	۱۶۳۷	۲۸۴۹	۱۴۹۲	۱۳۵۷	۲۶۷۶۵
تهران	۶۸	۲۵۷۳۹	۴۲۳۸	۱۳۳	۴۱۰۵	۶۹۰	۱۲۱	۵۶۹	۳۴۲۵۱
چهارمحال	۱۵۰۵	۵۴۵۷	۳۰۲	۴۴	۲۵۸	۲۰۶۸	۷۲۸	۱۳۳۹	۱۲۹۱۰
خراسان	۹۳۴	۵۳۹۶	۴۰۴	۶۴	۳۴۰	۱۵۱۴	۴۲۴	۱۰۸۹	۱۵۳۹۶
خوزستان	۸۸۳	۵۶۵۲	۸۰۸	۱۱۶	۶۹۲	۱۸۴۸	۸۹۵	۹۵۳	۲۰۶۱۵
زنجان	۱۰۳۳	۵۷۶۴	۵۲۳	۶۵	۴۵۸	۱۷۵۹	۶۴۵	۱۱۱۴	۱۵۷۴۶
سمنان	۱۷۱۸	۱۴۱۴۹	۶۳۹	۹۹	۵۳۹	۲۱۹۳	۸۴۵	۱۳۴۷	۲۳۹۱۱
سیستان	۱۰۷۹	۱۸۰۱	۲۲۷	۷۰	۱۵۶	۱۴۴۷	۶۷۳	۷۷۳	۷۵۴۴
فارس	۱۱۱۰	۴۷۵۹	۴۲۴	۷۰	۳۵۴	۱۴۷۷	۴۰۳	۱۰۷۵	۱۶۴۷۱
قزوین	۵۲۱	۵۱۸۲	۷۳۸	۸۹	۶۴۹	۱۴۶۵	۴۶۳	۱۰۰۲	۲۲۰۰۲
قم	۸۳۰	۵۳۶۳	۳۷۱	۷۹	۲۹۲	۱۴۱۷	۴۸۶	۹۳۰	۱۶۲۱۲
کردستان	۱۲۹۲	۳۲۴۷	۲۳۶	۵۳	۱۸۴	۱۷۴۰	۶۲۷	۱۱۱۲	۲۳۶۹۴
کرمان	۹۱۲	۴۳۳۶	۵۲۹	۵۲	۴۷۷	۱۸۳۶	۷۶۴	۱۰۷۲	۱۱۵۹۷
کرمانشاه	۱۳۰۷	۴۴۹۰	۳۰۰	۶۱	۲۳۹	۱۸۲۸	۶۵۶	۱۱۷۰	۱۳۴۷۳
کهگیلویه	۲۰۲۷	۴۱۶۹	۲۵۵	۳۱	۲۲۴	۲۷۵۱	۱۱۵۲	۱۵۹۹	۱۱۷۳۳

نام استان	دریافتی از درآمد ملی	تسهیلات پرداختی	درآمد کل	درآمد غیرمالیاتی	درآمد مالیاتی	مخارج کل	مخارج سرمایه‌ای	مخارج مصرفی	GDPR
گلستان	۱۰۵۷	۵۶۵۳	۲۴۷	۵۵	۱۹۲	۱۴۶۲	۵۱۹	۹۴۳	۱۴۲۴۰
گیلان	۱۱۴۴	۶۱۳۴	۴۴۰	۹۳	۳۴۶	۱۶۷۰	۴۹۷	۱۱۷۳	۱۶۷۱۳
لرستان	۲۳۴	۴۳۸۴	۲۳۴	۲۹	۲۰۵	۱۷۵۲	۶۰۲	۱۱۵۰	۱۱۹۶۸
مازندران	۸۸۰	۹۲۷۵	۴۰۰	۹۲	۳۰۸	۱۵۴۳	۴۲۴	۱۱۱۸	۲۰۹۰۰
مرکزی	۵۱۰	۶۵۱۳	۹۳۶	۷۱	۸۶۵	۱۵۷۱	۵۵۱	۱۰۲۰	۲۵۵۲۵
هرمزگان	۷۷۸	۴۴۷۳	۸۸۸	۲۵۹	۶۲۸	۱۹۹۴	۹۷۸	۱۰۱۶	۲۱۵۰۳
همدان	۱۳۱۸	۱۱۳۲۰	۲۶۷	۴۵	۲۲۲	۱۵۶۵	۴۷۳	۱۰۹۲	۱۴۵۳۰
یزد	۸۹۹	۱۱۴۴۸	۷۹۸	۱۰۵	۶۹۳	۲۰۰۷	۶۹۳	۱۳۱۴	۲۲۵۳۶
میانگین استان‌ها	۱۰۲۰	۹۹۱۳	۶۵۵	۷۹	۵۷۶	۱۷۵۲	۶۴۸	۱۱۰۴	۱۷۸۶۲

منبع: محاسبات بر اساس داده‌های معاونت برنامه‌ریزی و نظارت راهبردی رئیس جمهور (دفتر توسعه و هماهنگی امور استان‌ها)، سالنامه‌ی آماری استان‌های کشور و بانک مرکزی.

همان‌طور که مشخص است، میانگین سرانه‌ی تولید ناخالص داخلی و درآمد مالیاتی، درآمد کل و تسهیلات پرداختی بانک‌ها به بخش‌های غیردولتی برای ۲۸ استان کشور به ترتیب برابر با ۱۷۸۶۲، ۵۷۶، ۶۵۵ و ۹۹۱۳ هزار ریال بوده و استان‌های تهران و سیستان و بلوچستان به ترتیب دارای بالاترین و پایین‌ترین رتبه می‌باشند. هم‌چنین میانگین سرانه‌ی مخارج مصرفی، مخارج کل و دریافتی از محل درآمدهای ملی برای ۲۸ استان کشور به ترتیب برابر با ۱۱۰۴، ۱۷۵۲ و ۱۰۲۰ هزار ریال می‌باشد که استان ایلام از بیش‌ترین و استان تهران از کمترین رقم در این میانگین‌ها برخوردارند.

در مورد سرانه‌ی مخارج سرمایه‌ای می‌توان گفت که استان بوشهر با اختصاص میانگین ۱۴۹۲ هزار ریال در رتبه‌ی اول و استان تهران با میانگین ۱۲۱ هزار ریال در رتبه‌ی آخر جای دارند. آخرین متغیر سرانه درآمد غیرمالیاتی می‌باشد که دارای میانگین ۷۹ هزار ریال در کل استان‌های کشور است. برای این متغیر، دو استان هرمزگان و لرستان به ترتیب رتبه‌ی اول و آخر را به خود اختصاص داده‌اند.

۵-۲- شناسایی اداور تجاری در اقتصاد ایران

قبل از برآورد الگو به دلیل بستگی یکی از فرضیه‌های تحقیق به شرایط رکود و رونق اقتصادی لازم است تا دوره‌های تجاری در کشور تعیین شود. به منظور استخراج چرخه‌های تجاری، سری زمانی لگاریتم تولید ناخالص داخلی حقیقی ایران به دو قسمت

تجزیه می‌شود، قسمت اول، به روند بلندمدت سری زمانی و قسمت دوم، به نوسانات چرخه‌ای (یعنی انحرافات از روند بلندمدت) برمی‌گردد. به‌طورکلی با توجه به محاسبات محقق در دوره‌ی زمانی ۱۳۴۴-۱۳۸۸ در اقتصاد ایران، با به‌کارگیری روش فیلترینگ هادریک - پرسکات[1]، جمعا ۱۰ چرخه‌ی تجاری (از اوج تا اوج) اتفاق افتاده و متوسط هر چرخه ۴,۵ سال است. در ۲۰ سال از سال‌های مزبور رونق و در ۲۵ سال، رکود بر فعالیت‌های اقتصادی حاکم بوده است. نتایج حاصل از ارزیابی مراحل چرخه‌های تجاری تنها برای سال‌های ۱۳۷۹-۱۳۸۷ در جدول (۲) گزارش شده است.

جدول ۲- مراحل چرخه‌ای تولید ناخالص داخلی واقعی با استفاده از فیلتر هادریک-پرسکات

سال	۱۳۷۹	۱۳۸۰	۱۳۸۱	۱۳۸۲	۱۳۸۳	۱۳۸۴	۱۳۸۵	۱۳۸۶	۱۳۸۷
مرحله	+	−	+	+	−	−	+	+	−

منبع: یافته‌های تحقیق

در این جدول علامت مثبت به رونق و علامت منفی به رکود اشاره دارد. براساس یافته‌های فوق و با توجه به فرضیه‌ی سوم تحقیق، به منظور بررسی تفاوت در اندازه اثر تکاثری مخارج دولت، متغیر مجازی طی سال‌ها ۱۳۷۹-۱۳۸۷ تشکیل می‌شود، به‌طوری که عدد یک و صفر، به ترتیب در سال‌های رکود و رونق، به آن تعلق می‌گیرد. این متغیر مجازی به صورتی ضربی با متغیر سرانه‌ی مخارج کل واقعی دولت (با عنوان متغیر تعاملی) جهت برآورد، وارد الگو می‌شود.

۵-۳- برآورد الگو و ارائه‌ی نتایج

بر اساس چهار فرضیه‌ی تحقیق رابطه‌ی (۱) در چهار سناریو تخمین زده می‌شود. نتایج حاصل از تخمین چهار سناریو در جدول (۳) آمده است، اما قبل از برآورد الگو، به مانند داده‌های سری زمانی می‌بایستی آزمون وجود ریشه‌ی واحد برای تمامی متغیرها انجام گیرد، تا از وجود رابطه‌ی بلندمدت اطمینان حاصل شود. در این تحقیق از آزمون ریشه‌ی واحد لوین، لین و چو[2] (۲۰۰۲) استفاده شده و نتایج به شرح جدول (۳) است.

1- Hedrick – Prescott Filter.
2- Levin, Lin & Chu .

جدول ۳- نتایج آزمون ریشه‌ی واحد لوین، لین و چو برای متغیرهای تحقیق در سطح

متغیر	آماره	متغیر	آماره	متغیر	آماره	متغیر	آماره
تولید ناخالص داخلی	-۵/۲	درآمد مالیاتی	-۹/۴	مخارج مصرفی	-۲۳/۵	درآمد کل	-۶/۷
سرمایه‌گذاری	-۱۵/۶	اثر سرریز	-۳/۱	اثر تعاملی	-۲۶/۲	مخارج کل	-۲۸/۲
دریافتی از محل نفت	-۱۲/۹	درآمد غیرمالیاتی	-۹/۸	مخارج سرمایه‌ای	-۲۸/۵		

۱) برای تمامی متغیرها میزان آماره محاسباتی در سطح معناداری ۹۹ درصد بزرگ‌تر از مقدار بحرانی بوده و به عبارتی P-Value زیر یک درصد است. ۲) منبع: یافته‌های تحقیق.

براساس نتایج جدول فوق می‌توان گفت برای کلیه متغیرها، در سطح، فرضیه‌ی صفر مبنی بر وجود ریشه‌ی واحد پذیرفته نشده و لذا مانا می‌باشند. همان‌طورکه در بخش۴ گفته شد، به منظور افزایش کارایی برآورد، از تخمین‌زن گشتاورهای تعمیم یافته سیستمی (GMM-SYS) برای برآورد مدل استفاده شده که نتایج آن در جدول (۴) آمده است.

برای بررسی فرضیه‌ی اول، دال بر برتری اندازه اثر تکاثری مخارج دولت در مقابل مالیات‌ها، سناریوی اول برآورد شده و نتایج حاصل از این برآورد، بیانگر آن است که منطبق با آموخته‌های اقتصاد کلان، مخارج کل دولت، اثر مثبت و درآمدهای مالیاتی و غیرمالیاتی اثر منفی بر تولید ناخالص داخلی استانی دارند به‌طوری‌که کشش تولید ناخالص داخلی استانی نسبت به این سه متغیر اصلی الگو در کوتاه‌مدت، به ترتیب ۰/۰۹۵، ۰/۰۱۲- و ۰/۰۰۳۹- است و نشان می‌دهد که با افزایش یک درصدی در مخارج کل دولت در استان‌ها، تولید ناخالص داخلی استان‌ها، ۰/۰۹۵ درصد افزایش و با کاهش یک درصدی در درآمدهای مالیاتی و غیرمالیاتی، تولید ناخالص داخلی به ترتیب به میزان ۰/۰۱۲ و ۰/۰۰۳۹ درصد افزایش می‌یابد. البته ضرایب برآوردی متغیرهای درآمدی در سطح ۹۰ درصد معنادار نمی‌باشند. در این سناریو بر اساس ضرایب برآوردی متغیر مخارج کل و درآمدهای مالیاتی که شامل کشش‌های کوتاه‌مدت آن‌ها نیز می‌باشد می‌توان با استفاده از رابطه‌ی (۳) ضریب تکاثر این سه متغیر را در کوتاه‌مدت محاسبه کرد. با توجه به این ضرایب تکاثری محاسباتی مخارج دولت، درآمد مالیاتی و غیرمالیاتی در کوتاه‌مدت به ترتیب برابر با ۰/۶۳، ۰/۴۴- و ۰/۲۸- می‌باشد (جدول ۵). بدین مفهوم که در کوتاه‌مدت در مقیاس سرانه‌ی واقعی، یک واحد افزایش در مخارج دولت، تولید ناخالص داخلی استانی را ۰/۶۳ واحد و یک واحد کاهش در درآمد مالیاتی، تولید ناخالص داخلی استانی را ۰/۴۴ واحد افزایش می‌دهد. در بلندمدت نیز با توجه به

رابطه‌ی (۴) ضریب تکاثر تجمیعی[1] سه متغیر به ترتیب ۲/۱۱، ۱/۴۸- و ۰/۹۳- محاسبه شده که از تفسیری مشابه با کوتاه‌مدت برخوردار است.

جدول ۴- نتایج برآورد الگو در چهار سناریو به روش GMM-SYS

متغیرهای توضیحی	سناریو اول		سناریو دوم		سناریو سوم		سناریو چهارم	
	ضریب	Prob.	ضریب	Prob.	ضریب	Prob.	ضریب	Prob.
متغیر اتورگرسیو	۰/۷	۰/۰۰	۰/۷	۰/۰۰	۰/۷	۰/۰۰	۰/۷	۰/۰۰
مخارج کل	۰/۰۹۵	۰/۰۰	۰/۰۹۶	۰/۰۳	۰/۰۹۸	۰/۰۰	–	–
درآمد مالیاتی	-۰/۰۱۲	۰/۵۳	–	–	–	–	–	–
درآمد غیرمالیاتی	-۰/۰۰۳۹	۰/۴۸	–	–	–	–	–	–
درآمد کل	–	–	–	–	-۰/۰۲	۰/۱۸	۰/۰۱۳	۰/۴۶
سرمایه‌گذاری خصوصی	۰/۰۵	۰/۰۰	۰/۰۴	۰/۰۰	۰/۰۴	۰/۰۳	۰/۰۵	۰/۰۰
اثر سرریز	۰/۰۳	۰/۰۳	۰/۰۳	۰/۰۰	۰/۰۳	۰/۰۰	۰/۰۴	۰/۰۰
درآمد نفتی	–	–	۰/۰۱۶	۰/۲۹	–	–	–	–
اثر نعاملی مخارج کل	–	–	–	–	-۰/۰۰۰۲	۰/۵۳	–	–
مخارج مصرفی	–	–	–	–	–		۰/۰۲۴۹	۰/۰۳
مخارج سرمایه‌ای	–	–	–	–	–	–	۰/۰۲۰۸	۰/۰۰

۱) کلیه متغیرها در مقیاس لگاریتمی و به‌صورت سرانه‌ی واقعی بوده و متغیر وابسته، لگاریتم سرانه‌ی تولید ناخالص داخلی واقعی استان‌ها می‌باشد. ۲) تمامی سناریوها با تخمین‌زن Two Step GMM_SYS برآورد شده است. ۳) منبع: یافته‌های تحقیق.

با توجه به این نتایج می‌توان گفت که در کوتاه‌مدت و بلندمدت اثر تکاثری مخارج کل بیش‌تر از درآمدهای مالیاتی بوده که به نوعی تأییدی بر فرضیه‌ی اول تحقیق و در راستای انتظارات نظری می‌باشد. بر این اساس، سیاست مالی انبساطی با تحریک تقاضای کل، منجر به افزایش تولید ناخالص داخلی استان‌ها شده، به‌طوری‌که ابزار مخارج دولت منطبق بر تئوری‌های اقتصاد کلان، از قدرت اثرگذاری بیش‌تری در مقابل ابزار مالیاتی برخوردارند. در مدل سناریوی دوم نسبت به سناریوی اول، سهم استان‌ها از درآمدهای نفتی جایگزین سرانه‌ی درآمدهای مالیاتی و غیرمالیاتی واقعی جهت بررسی فرضیه‌ی دوم شده است. پارامتر برآوردی این متغیر هم اثر مثبت قابل انتظار بر تولید ناخالص داخلی استان‌ها داشته، که البته از سطح معناداری قابل قبولی برخوردار

1- Cumulative Fiscal Multiplier.

نمی‌باشد. با این متغیر در الگو در سناریوی دوم، میزان کشش برآوردی تولید ناخالص داخلی استانی نسبت به مخارج کل اندکی افزایش یافته و در سطح ۹۵ درصد معنادار می‌باشد.

با اتکا به نتایج حاصل از برآورد الگو، در این سناریو نیز ضرایب تکاثری محاسبه شده است. بر این اساس ضریب تکاثر محاسباتی کوتاه‌مدت و بلندمدت مخارج دولت براساس روابط (۳) و (۴) به ترتیب برابر با ۰/۶۴ و ۲/۱۳ (جدول ۵) شده است که حاکی از اندکی افزایش نسبت به مدل اول است، لذا می‌توان فرضیه‌ی دوم تحقیق مبنی بر اثرگذاری مثبت درآمدهای نفتی بر شدت اثرگذاری مخارج دولتی را تأیید کرد. بر این اساس می‌توان گفت که با افزایش درآمدهای نفتی کشور و به دنبال آن دریافتی بالاتر استان‌های کشور از محل درآمدهای ملی، میزان اثرگذاری مخارج دولتی اندکی افزایش می‌یابد، به‌طوری‌که با کمی تحریک بیش‌تر در تقاضای کل، موجبات افزایش بیش‌تری در تولید ناخالص داخلی استان‌ها فراهم می‌شود.

جدول ۵- ضرایب تکاثر محاسباتی برای متغیرهای مالی دولت

ضریب تکاثر	سناریو اول		سناریو دوم		سناریو سوم		سناریو چهارم	
	کوتاه مدت	بلندمدت	کوتاه مدت	بلندمدت	کوتاه مدت	بلندمدت	کوتاه مدت	بلندمدت
مخارج کل	۰/۶۳	۲/۱۱	۰/۶۴	۲/۱۳	۰/۶۵	۲/۱۸	–	–
درآمد مالیاتی	-۰/۴۴	-۱/۴۸	–	–	–	–	–	–
درآمد غیرمالیاتی	-۰/۲۸	-۰/۹۳	–	–	–	–	–	–
درآمد کل	–	–	–	–	-۰/۴۹	-۱/۶۳	۰/۳۲	۱/۰۶
مخارج مصرفی	–	–	–	–	–	–	۰/۲۸	۰/۳۵
مخارج سرمایه‌ای	–	–	–	–	–	–	۰/۰۹۲	۱/۱۶

منبع: محاسبات محقق

در ادامه به منظور بررسی اثر دوره‌های تجاری (رکود و رونق)، با ورود اثر تعاملی این متغیر مجازی (دوران رکود یک و دوران رونق صفر) با متغیر مخارج کل در به عنوان یک متغیر جدید به همراه مخارج کل، سناریوی سوم تشکیل می‌شود. نتایج حاصل از برآورد الگو در این حالت، حاکی از آن است که این اثر تعاملی از سطح معناداری قابل قبولی برخوردار نبوده و هم‌چنین اندازه پارامتر برآوردی (۰/۰۰۰۲-) نیز کوچک می‌باشد. اما نکته‌ی جالب آن‌که با ورود این متغیر تعاملی در سناریوی سوم، ضریب برآوردی مخارج کل به ۰/۰۹۸ افزایش و با توجه به روند محاسباتی در الگوهای قبلی،

ضرایب کوتاه‌مدت و بلندمدت برای این متغیر مهم اقتصادی به ترتیب بـه ۰/۶۵ و ۲/۱۸ افزایش یافته است. هم‌چنین در این سناریو ضـریب درآمـد کـل، ۰،۰۲- بـرآورد شـده است، که البته در سطح معناداری ۹۰ درصد معنادار نمـی‌باشـد. بـر اسـاس پارامترهـای برآوردی این متغیر ضرایب تکاثر کوتاه‌مدت و بلندمدت محاسبه شده و به ترتیب برابر با ۰/۴۹- و ۱/۶۴- است. با این تفاسیر، با توجه به منفی بودن اثـر تعـاملی کـه حـاکی از بزرگ‌تر شدن اثر فزایندگی مخارج دولتی در دوران رونق نسبت بـه رکـود (عـدم تأییـد فرضیه‌ی سوم) است، در مجموع این اثر تکاثری نسبت به دو الگوی اول و دوم می‌باشد.

در نهایت سناریوی چهارم برای بررسی فرضیه‌ی چهارم تحقیق برآورد شده است. در این مدل مخارج مصرفی و سرمایه‌ای به جای مخارج کل در الگو در نظـر گرفتـه شـده و نتایج نشان می‌دهد که ضرایب برآوردی ایـن دو متغیـر بـه ترتیـب برابـر بـا ۰/۰۲۴۹ و ۰/۰۲۰۸ بوده و در سطح معناداری ۹۵ درصد معنادار مـی‌باشـد. ضـرایب تکـاثر ایـن دو متغیر محاسبه شده است. بر اساس جـدول (۵)، در کوتـاه‌مـدت ضـرایب تکـاثر مخـارج مصرفی و سرمایه‌ای دولت به ترتیب برابر با ۰/۲۸ و ۰/۹۲ و در بلندمدت به ترتیب برابـر با ۰/۳۵ و ۱/۱۶ می‌باشد و لذا فرضیه‌ی چهارم تأیید می‌شود. به عبارت دیگـر در سـطح استان‌های کشور اثر تکاثری مخارج سرمایه‌ای بزرگ‌تر از مخارج مصرفی مـی‌باشـد. لازم به ذکر است که در هر چهار مدل برآوردی، اثر متغیرهای سرمایه‌گذاری خصوصی و اثـر سرریز بر تولید استانی، مثبت و در سطح ۹۵ درصد معنادار می‌باشد. با توجه به ضـرایب برآوردی این دو متغیر کنترل می‌توان گفت که با یک درصد افزایش در سـرمایه‌گـذاری خصوصی و اثر سرریز، تولید ناخالص داخلی استان‌ها به ترتیب تقریبا به اندازه‌ی ۰/۰۴ و ۰/۰۳ درصد افزایش می‌یابد.

در انتها، پس از برآورد سناریوها لازم است تا آزمـون‌هـای اساسـی در GMM-SYS، نظیر آزمون خودهم‌بستگی مرتبه‌ی اول و دوم آرلانو-باند و آزمون سارگان جهت تأیید و درستی نتایج انجام گیرد. نتایج حاصل از انجام آزمون‌های مـذکور بـه شـرح جـدول (۶) است. همان‌طور که در جدول (۶) مشاهده می‌شود، برای بررسی معتبـر بـودن مـاتریس ابزارها از آزمون سارگان[1] استفاده شده است. بر اساس این آزمون در هـر چهـار سـناریو، فرضیه‌ی صفر مبنی بر عدم هم‌بستگی ابزارها با جمـلات پسـماند پذیرفتـه شـده و لـذا ابزارهای به کار گرفته شده معتبر می‌باشند. هـم‌چنـین جهـت اطمینـان از عـدم وجـود خودهم‌بستگی در جملات پسماند از آزمون خودهم‌بسـتگی مرتبـه‌ی اول و دوم آرلانـو- باند استفاده شده است. در آزمون مرتبـه‌ی اول، فرضـیه‌ی صـفر مبنـی بـر عـدم وجـود

1-Sargan Test.

خودهم‌بستگی جملات اختلال در سطح معناداری پنج درصد پذیرفته نشده است، در حالی که فرضیه‌ی صفر در آزمون مرتبه‌ی دوم مطابق با انتظارات، در سطح یک درصد پذیرفته شده است. بر این اساس عدم وجود خودهم‌بستگی جملات پسماند در هر چهار سناریو تأیید می‌شود[۱].

جدول ۶- آزمون‌های لازم در تأیید نتایج حاصل از برآورد الگو در چهار سناریوی تحقیق

آزمون‌های لازمه			سناریو اول	سناریو دوم	سناریو سوم	سناریو چهارم
آزمون خودهم‌بستگی آرلانو - باند	مرتبه‌ی اول	آماره z	-۲/۰۴	-۲/۰۵	-۲/۰۴	-۱/۹۹
		Prob.	۰/۰۴۲	۰/۰۴۰	۰/۰۴۱	۰/۰۴۵
	مرتبه‌ی دوم	آماره z	-۰/۹۱	-۰/۹۷	-۰/۵۶	-۱/۴۲
		Prob.	۰/۳۶۱	۰/۳۳۰	۰/۵۷۰	۰/۱۵۶
آزمون سارگان		آماره‌کای- دو	۲۱/۳	۲۵/۳	۲۵/۱	۲۳/۷
		Prob.	۱/۰۰۰	۱/۰۰۰	۱/۰۰۰	۱/۰۰۰

منبع: یافته‌های تحقیق

۶- نتیجه‌گیری و پیشنهاد

طی سال‌های اخیر، با آغاز بحران اقتصادی جهان، دوباره دولت‌ها سیاست‌های محرک مالی را برای ترمیم اقتصادشان به‌کار گرفته‌اند، به‌طوری‌که علاقه‌ای دوباره به استفاده از سیاست‌های مالی بوجود آمده، که منجر به افزایش قابل توجه مطالعات تجربی در زمینه‌ی سیاست‌های مالی و به دنبال آن ضرایب تکاثر مالی توسط محققان شده است.

در ایران با توجه به نقش مهم دولت در اقتصاد کشور و استانی شدن اعتبارات بودجه‌ای، سیاست مالی به ویژه در سطح استانی از اهمیت بالایی برخوردار شده است و لذا شناسایی میزان اثرگذاری ابزارهای مالی دولت در سطح استان‌های کشور لازم به نظر می‌رسد. بر این اساس ضریب تکاثری دو متغیر مهم بودجه، یعنی مخارج کل (و البته مخارج مصرفی و سرمایه‌ای) و درآمد مالیاتی، با استفاده از داده‌های استانی با روش گشتاورهای تعمیم‌یافته سیستمی برآورد شده است. نتایج نشان می‌دهد که ضرایب تکاثری مخارج دولتی و مالیات‌ها در کوتاه‌مدت کوچک‌تر و در بلندمدت بزرگ‌تر

۱- لازم به ذکر است که در برآورد الگو بر اساس تخمین‌زن GMM-SYS، نبود خودهمبستگی جملات پسماند در مرتبه دوم ضروری بوده و از اهمیت بالایی برخوردار است.

از واحد بوده و منطبق با مبانی نظری، میزان این ضریب برای مخارج دولتی بزرگ‌تر از درآمدهای مالیاتی می‌باشد. هم‌چنین ادوار تجاری اثر محسوس و معناداری بر اندازه‌ی ضریب تکاثری مخارج دولت ندارد. اگر چه با لحاظ این عامل در الگو، ضریب تکاثری مخارج دولتی در کوتاه‌مدت و بلندمدت اندکی افزایش داشته است. ورود متغیر دریافتی استان‌ها از محل درآمدهای ملی به عنوان متغیر جایگزین از دریافتی استان‌ها از درآمدهای نفتی، نیز اثر مثبت اندکی بر شدت اثرگذاری مخارج کل دولت بر تولید ناخالص داخلی استان‌ها در کوتاه‌مدت و بلندمدت دارد. آخرین سناریوی تحقیق نیز به برآورد اثر تکاثری مخارج مصرفی و سرمایه‌ای دولت اختصاص داده شده است. نتایج این مدل حاکی از آن است که در کوتاه‌مدت و بلندمدت، میزان تأثیرپذیری تولید ناخالص داخلی استان‌های کشور از مخارج سرمایه‌ای بیش‌تر از مخارج مصرفی می‌باشد.

با توجه نتایج تحقیق، پیشنهاد می‌شود که دولت در استان‌ها برای برخورداری از رشد اقتصادی بالاتر، بر سیاست‌های مالی مبتنی بر مخارج نسبت به مالیات، تمرکز بیش‌تری داشته و در این مسیر تا آنجا که امکان‌پذیر است وزن بیش‌تری برای مخارج سرمایه‌ای در بودجه‌ی استانی قائل شوند. هم‌چنین با توجه به اثر مثبت و معنادار تسهیلات اعطایی بانک‌ها به بخش‌های غیردولتی بر تولید ناخالص داخلی استان‌ها، شایسته است تا تمهیدات بیش‌تر و هدفمندتری در این زمینه انجام پذیرد.

فهرست منابع

1- Agenor, P. R., McDermort C. J., and Prasad E. S. (1999). Macroeconomic Flactuations in Developing Countries: Some Stylized Facts. IMF Working Paper 99/35.
2- Alesina, A., and Perotti, Roberto (1995). The Political Economy of Budget Deficit. Staff Paper. International Monetary Found, Vol. 42 (March), PP.1-31.
3- Arellano, M., and Bond, S. (1991). Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations. The Review of Economic Studies, No. 58, PP. 277 – 297.
4- Arellano, M., and Bover, O. (1995). another Look at Instrumental Variables Estimation of Error-Component Models, Journal of Econometrics, Vol. 68, PP. 29–51.
5- Baltagi, B. H. (2005). Econometric Analysis of Panel Data. Third edition, McGraw-Hill.
6- Barro, R. J. (1974). Are Government Bonds Net Wealth?. Journal of Political Economy, Vol. 89 (December), PP. 1095-1117.

7- 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, MIT Press, Vol. 117(4), PP. 1329-1368, (November).
8- Blinder, A. S., and Solow, R. M. (1974). Analitical Foundations of Fiscal Policy, In the Economics of Public Finance: Esseys Ed. By Alan S. Blinder and others.
9- Blundell, R. W., and Bond, S. R. (1998). Initial Conditions and Moment Restrictions in Dynamic Panel Data Models. Journal of Econometrics, No. 87, PP. 115–143.
10- Bound, j., Jager, D. A., and Baker, R. M. (1995). Problem with Instrumental Variable Estimation When the Correlation Between the Instruments and the Endogenous Explanatory Variable is Weak, Journal of the American Statistical Association, No. 90, PP. 443-450.
11- Caselli, F., Esquivel, G., and Lefort, F. (1996). Reopening the Convergence Debate: A New Look at Cross-Country Growth Empirics. Journal of Economic Growth, No. 1, PP. 363-389.
12- Christiano, L., Eichenbaum, M. and Sergio, R. (2009). When is the government spending multiplier large?. NBER Working Paper, No. 15394, (October).
13- Hsiao, C. (1986). Analysis of Panel Data, Cambridge: Cambridge University Press.
14- Holtz-Eakin, D., Newey, W., and Rosen, H. S. (1988). Estimating Vector Autoregressions with Panel Data, Econometrica, No. 56, PP. 1371-1395.
15- Leeper, E. M., Walker, T. B. and Yang, S.S. (2009). Government Investment and Fiscal Stimulus in the Short and Long Runs. NBER Working Paper, No. 15153, (July).
16- Monacelli, T., and Perotti, R. (2008). Fiscal Policy, Wealth Effects and Markups. NBER Working Papers, No. 14584, National Bureau of Economic Research.
17- Ramey, V. A., and Shapiro, M. D. (1998). Costly Capital Reallocation and the Effects of Government Spending. Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy, No. 48(1), PP. 145-194.
18- Romer, C., and Bernstein, J. (2009). The Job Impact of the American Recovery and Reinvestment Plan. Council of Economic Advisors, (January).
19- Woodford, M., (2010). Simple Analytics of the Government Expenditure Multiplier. NBER Working Paper, No. 15714, (January).