فصلنامه اقتصاد مقداری (بررسی‌های اقتصادی سابق)، دوره 7، شماره 3، پاییز 1389، صفحات 114- 95

بررسی تأثیر بلندمدت تکانه‌های مالی و پولی بر رشد اقتصادی در ایران

دکتر حسن فرازمند، دکتر سید مرتضی افقه و سید جواد آقاجری*

تاریخ وصول: 1389/7/3 تاریخ پذیرش: 1389/9/29

چکیده:

در چارچوب اقتصاد کلان، یکی از اهداف مهم سیاست مدیریت تقاضا، دست‌یابی به ثبات توام با رشد اقتصادی است. بدین منظور، مقاله‌ی حاضر تاثیر بلند مدت و کوتاه مدت تکانه‌های مالی و پولی بر رشد اقتصادی در ایران را طی دوره‌ی 86-1342، بررسی کرده است. نتایج برآورد پارامترهای مدل با استفاده از الگوی خودتوضیح برداری با وقفه های گسترده نشان می‌دهد که تأثیر تکانه‌های مالی بر رشد اقتصادی در بلندمدت مثبت است، ولی تأثیر تکانه‌های پولی در این دوره معنی‌دار نیست. نظر به اینکه افزایش 10 درصدی در تکانه‌های مثبت مخارج دولت، رشد اقتصادی را در کوتاه‌مدت و بلندمدت کمتر از ده درصد افزایش می‌دهد، رابطه‌ی بلندمدت و کوتاه‌مدت بین سیاست مالی و رشد اقتصادی بی‌کشش است. معنی‌دار بودن ضریب تعدیل نشان می‌دهد که تأثیر تکانه‌های مالی- نفتی بر رشد اقتصادی، عدم تعادلی است و سرعت استهلاک سالیانه آن حدود 53/2 درصد می‌باشد.

طبقه بندی JEL : **Po ، Eo ،Ol**

واژه‌های کلیدی: *تکانه های مالی، تکانه‌های پولی، رشد اقتصادی*

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

* به ترتیب، استادیاران و مربی دانشکده اقتصاد و علوم اجتماعی دانشگاه شهید چمران اهواز
(Hfrazmand @ yahoo.com)

1- مقدمه

در سال‌های اخیر به نقش سیاست‌های مالی و پولی بر رشد اقتصادی از منظر تأثیر عوامل پیش بینی شده و پیش بینی نشده (تکانه‌ها) و اثر نامتقارن در این سیاست‌ها، توجه زیادی شده است (سلمانی و امیری، 1388). به طور کلی، نتایج برخی از مطالعات تجربی نشان می‌دهد که سیاست‌های مالی و پولی بر رشد اقتصادی تأثیر مثبت دارد و برخی نیز نشان می‌دهند که تأثیر این سیاست‌ها، گاهی موجب کندی در رشد اقتصادی می‌شود و گاهی نیز تأثیر منفی بر آن داشته است. این نتایج متفاوت نشان می‌دهد که نظریه‌ی اقتصادی رابطه‌ی مثبت بین این متغیرهای سیاستی و رشد اقتصادی، به دلیل ساختارهای اجتماعی و اقتصادی، در بسیاری از کشورها جاری نبوده است. گسترش جانشینی دولت به جای بخش خصوصی، گسترش دیوان سالاری، فقدان نهادهای مناسب، استراتژی تأمین منافع اقلیت همبسته و گروه های همسود[1] و در حالت کلی، ناکارآمدی ایکس (X)، مهمترین عوامل به وجود آورنده‌ی ناکارآمدی اقتصادی دولت بوده است. در این زمینه، مطالعات تجربی لاندو[2] (1986)، ساندرز[3] (1985)، بارو[4] (1990)، رومر[5] (1990)، دار و خلخالی[6] (2002) و سوری و حکمت (1382) نشان می‌دهند که اثر اجرای سیاست‌های پولی و مالی بر رشد اقتصادی کشورهای مورد مطالعه منفی بوده است. در یک بررسی دقیق‌تر، نتایج مطالعات تجربی رابینسون[7] (1977)، رام[8] (1986)، گروسمن[9] (1990)، هلمز و هاتون[10] (1990) و کاراس[11] (1993) نشان می‌دهند که تأثیر سیاست‌های مالی و پولی دولت بر رشد اقتصادی کشورهای توسعه یافته منفی بوده است ولی در کشورهای در حال توسعه

[1] Interest Groups
[2] Landau
[3] Saunders
[4] Barro
[5] Romer
[6] Dar and Khalkhali
[7] Rubinson
[8] Ram
[9] Grossman
[10] Holmes and Hutton
[11] Karras

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

مثبت بوده‌است. در حالی که کورمندی و مگیور[12] (1985) و آگل و همکاران[13] (1997) نشان می‌دهند که، رابطه‌ی معنی داری بین رشد اقتصادی و متغیر سیاستی مخارج دولت در کشورهای مورد بررسی، وجود نداشته است.

گریر و تالوک[14] (1989) با تفکیک کشورهای مختلف نشان می‌دهند که در کشورهای جنوب شرقی آسیا، تأثیر مخارج جاری دولت بر رشد اقتصادی مثبت بوده است. در حالی که در سایر کشورهای مورد بررسی منفی است. تیلور[15] (1988) و روزن و واینبرگ[16] (1998) نشان می‌دهند که در کشورهایی که رفتار دولت، مکمل سرمایه‌گذاری بخش خصوصی است و دولت سعی می‌کند انگیزه‌های کارآفرینی در جامعه را گسترش دهد، رابطه‌ی بین مخارج دولت و رشد اقتصادی مثبت و بزرگ است، به طوری که تأثیر مثبت مخارج دولت بر رشد اقتصادی در کشورهای صنعتی از کشورهای آسیای جنوب شرقی بزرگتر است. آسچاپور[17] (2001) با بررسی اثر روش‌های مختلف تأمین مالی مخارج دولت بر تورم و رفاه در آمریکا، نشان می‌دهد که تأمین منابع مالی دولت از طریق بانک موجب گسترش حجم پول و در نهایت تورم در اقتصاد می‌شود.

برخی از مطالعات تجربی، اثر انبساطی و انقباضی سیاست‌های مالی و پولی را از یکدیگر تفکیک می‌کنند. استدلال می‌شود که اثر تکانه‌های مثبت و منفی بر رشد اقتصادی نامتقارن‌اند. دیلانگ و سامرز[18] (1998) با بررسی اثر تکانه‌های اجزای تقاضای کل در آمریکا نشان می‌دهند که اثر تکانه‌های مثبت و منفی اجزای تقاضای کل بر رشد اقتصادی، نامتقارن است، به طوری‌که اثر تکانه‌های مثبت (پیش بینی نشده) از تکانه‌های منفی بر تولید بیشتر است. همچنین، وید[19] (2002) اثر نامتقارن متغیرهای سیاستی عرضه‌ی پول و مخارج دولتی بر تولید اندونزی را بررسی کرده است. نتایج نشان می‌دهد که تکانه‌ی هزینه‌های دولت بر تغییر تولید، اثر نامتقارن دارد و اثر تکانه‌های مثبت بیشتر از تکانه‌های منفی است.

---

[12] Kormendi and Maguire
[13] Agell
[14] Grier and Tullock
[15] Taylor
[16] Rosen and Weinberg
[17] Aschapuer
[18] DeLong and Summers
[19] Vid

در حالی که، تکانه‌های عرضه‌ی پول اثر چندانی بر تغییر تولید نداشته است. از این رو، می‌توان گفت که مقامات پولی نتوانسته‌اند از متغیر سیاستی عرضه‌ی پول برای تحریک تولید استفاده کنند. کاسترو و کاس[20] (2007) اثر تکانه‌های مالی را در کشور اسپانیا بررسی کرده‌اند. نتایج این مطالعه نشان می‌دهد که اثر تغییر مخارج دولت بر رشد تولید، در کوتاه مدت کندکننده و در بلند مدت منفی بوده است. از نظر آنها، تورم موجب افزایش کسری و کاهش تولید ناخالص ملی در میان‌مدت و بلندمدت شده است.

2- مبانی نظری

از دیدگاه نظری، برای بررسی رابطه‌ی کوتاه مدت و بلندمدت بین متغیرهای سیاستی تقاضا و متغیر درونزای رشد اقتصادی و اثرات نامتقارن آنها، نظریه‌های متفاوتی ارایه شده است. در الگوی ایستا یا کوتاه مدت کینزی، استدلال می‌شود که سیاست‌های مالی و پولی بر تولید تأثیر گذارند و رابطه‌ی بین آنها مثبت است. نئوکلاسیک‌ها با طرح فرضیه‌ی انتظارات تطبیقی، تاثیر کوتاه مدت سیاست‌های پولی بر رشد اقتصادی را در شرایط پیش بینی نشده، مثبت تفسیر می‌کنند. اما نیوکلاسیک‌ها با استفاده از فرضیه‌ی انتظارات عقلایی بر این باورند که تکانه‌های سیاستی یا پیش بینی نشده به طور متوسط، حول مقدار صفر و به صورت نرمال توزیع می‌شوند. در این دیدگاه، بازارها در واکنش به سیاست‌های تقاضا در کوتاه مدت بی درنگ تسویه می‌شوند و اثر سیاست بر تولید حقیقی را خنثی می‌سازند. از این‌رو، اثر کوتاه‌مدت این سیاست‌ها بر متغیرهای حقیقی اقتصاد خنثی است. برای بررسی دیدگاه‌های مختلف در چارچوب روابط کمی و بررسی فرضیه‌ی اثر متقارن یا نامتقارن بودن این سیاست‌ها، معادله‌ی پویای تقاضای کل (برونزا) و تولید کل (درونزا) در یک الگوی عمومی به‌صورت زیر تعریف می‌شود:

$$DV_t = \sum_{j=0}^{n} a_j (Dd_{t-j}), \qquad V = y, p, \quad a_j \geq 0 \tag{1}$$

در رابطه‌ی فوق، V نشانگر بردار متغیرهای درونزای تولید (y) و سطح عمومی قیمت‌ها (p)، d بردار منعکس کننده‌ی اجزای تقاضای کل، D اپراتور یا

[20] Castro and Cos

عملگر تفاضل مرتبه‌ی اول، α_i ضرایب متغیرها و n طول وقفه است. نظر به اهمیت بررسی روابط کوتاه مدت و بلندمدت و آزمون فرضیه‌های متفاوت، معادله‌ی عمومی تولید کل به صورت پویا ارایه شده است. با استفاده از این معادله می‌توان تکانه‌های مثبت و منفی را برای بررسی اثر نامتقارنی سیاست‌ها، تصریح نمود. در این معادله، پارامتر a به عنوان تأثیر سیاست‌های مدیریت تقاضا، ممکن است مثبت یا صفر تعریف شود. برای تصریح تاثیرگذاری عوامل طرف تقاضا در الگوی فوق، ابتدا نظریه‌ی کینز ارایه می‌شود. در این نظریه با استفاده از فرضیه‌ی دستمزدهای چسبنده، تأثیر عوامل طرف عرضه از تقاضای کل تفکیک شده است. استدلال این است که اتحادیه‌های کارگری، موانع قانونی کار در سطح ملی و محلی و نیز قراردادهای رسمی و غیررسمی نیروی کار، واکنش دستمزد اسمی نسبت به تغییر قیمت در بازار را تأخیر می‌اندازد و در برخی از موارد متوقف می‌سازد. این وضعیت با همراه شدن انتظارات ناقص تورمی در عرضه‌ی نیروی کار (اطلاعات ناقص)، به وجود آورنده‌ی چسبندگی بازار نیروی انسانی است. در این شرایط، سیاست انبساطی تقاضا، منجر به افزایش سطح عمومی قیمت‌ها می‌شود و از این طریق، با گسترش تقاضای نیروی کار، تولید کل افزایش می‌یابد. برخی از کینزین‌ها با تعدیل فرضیه‌ی چسبندگی، بر این باورند که انتظارات تورمی نیروی کار با افزایش دستمزدهای اسمی، به‌خوبی تعدیل می‌شود. از این رو، انعطاف پذیری به سمت بالا برای عرضه‌ی نیروی انسانی پذیرفته می‌شود. در این حالت، سیاست انبساطی تقاضا منجر به افزایش قیمت و تقاضای نیروی انسانی و سرانجام افزایش دستمزد اسمی می‌شود. بنابراین، انتظار این است که تولید افزایش نیابد یا حداقل، تغییر بسیار کم باشد تا از این طریق، اثر واکنش سیکلی تولید را خنثی کند یا به‌شدت کاهش دهد. در الگویی دیگر، بال، منکیو و رومر[21] (1988) با تعدیل شرایط بازار نیروی انسانی و مفروضات انتظارات تورمی سعی کردند که نوسانات کوتاه مدت تولید را از بازار نیروی انسانی تفکیک نمایند. در این دیدگاه، تعدیل به سمت بالای قیمت‌ها (از جمله قیمت نیروی انسانی) محدود ولی به سمت پایین انعطاف پذیر در نظر گرفته می‌شود. از این رو، انتظار این است که با اعمال سیاست انقباضی تقاضا در شرایط رکود اقتصادی، قیمت‌ها کاهش یابد. در این حالت، پیش بینی

[21] Ball, Mankiw and Romer

این است که تقاضای نیروی انسانی بیشتر از دستمزدهای واقعی کاهش یابد و منجر به کاهش تولید شود و در وضعیت رکودی، سیاست انبساطی تقاضا با افزایش قیمت‌ها تولید کل را افزایش دهد.

برخی از محققان تأثیر اجزای تقاضا بر تولید را از منظر شرط تعادل موجودی بررسی کرده‌اند. این ایده بر این فرض استوار است که افزایش مخارج دولت از طریق فروش اوراق بهادار تأمین مالی می‌شود. بنابراین، انتظار این است که با افزایش عرضه‌ی اوراق بهادار، قیمت آنها کاهش یابد و از این طریق ثروت افراد نیز افزایش یابد و موجب افزایش مصرف خصوصی در جامعه شود (فرضیه‌ی پیگو[22]). در این الگو، پیش‌بینی نظری تأثیر این رفتار بر تولید کل، به پذیرش هر یک از فرضیه های انتظارات تطبیقی و انتظارات عقلایی بستگی دارد. اگر فرض شود رفتار مصرف کنندگان ریکاردینی است، در این صورت بخش خصوصی فروش اوراق بهادار را با افزایش در پرداخت مالیات خود در آینده مرتبط می‌سازد (فلدستین،[23] 1976). این در حالی است که با پذیرش فرضیه‌ی چسبندگی عادات مصرفی دوزنبری، می‌توان انتظار داشت که تقاضای مصرفی جامعه کاهش یابد و از طریق برون‌رانی[24] یا جانشینی جبری، تولید کاهش یابد. بنابراین، رفتار عقلایی و چسبندگی رفتار مصرفی در الگوی سارجنت نشان می‌دهد که اثر انبساطی تقاضای کل بر تولید کل در کوتاه مدت نیز اثر ندارد.

برخی از اقتصاددانان تاثیرگذاری سیاست‌های مدیریت تقاضا بر تولید کل را در سطح عمیق‌تری بررسی کرده‌اند. نتایج این مطالعات نشان می‌دهد که تأثیر اجزای تقاضا بر تولید کل در حالت انبساطی و انقباضی یکسان نیست و نامتقارن است. کینز و سپس پیگو، از دهه‌ی1930 این بحث را مطرح می‌کنند که ممکن است تأثیر سیاست پولی بر تولید در دوره‌ی رکود و رونق اقتصادی نامتقارن باشد. در اقتصادهایی که قیمت‌ها به سمت پایین از انعطاف پذیری ضعیفی برخوردارند، انتظار این است که اثر سیاست پولی بر تولید حقیقی نامتقارن باشد، به طوری که تکانه‌های منفی در مقایسه با تکانه‌های مثبت عرضه‌ی پول، به طور قدر مطلق، اثر بیشتری بر تولید کل دارد. نکته‌ی مهم دیگری که در زمینه‌ی تکانه‌ها مورد بررسی

[22] Pigou
[23] Feldestein
[24] Crowding out

قرار می‌گیرد، اثر تکانه‌های پیش بینی شده و پیش بینی نشده‌ی تقاضا بر تولید ناخالص داخلی است که نیوکلاسیک‌ها آن را مورد تأکید قرار می‌دهند. در این دیدگاه، فرض بر آن است که اثر تکانه‌های پیش بینی شده بر تولید کل خنثی است، در حالی که تأثیر تکانه‌های پیش بینی نشده بر اقتصاد خنثی نیست.

بررسی مطالعات تجربی در زمینه‌ی اثر تکانه‌های تقاضا بر تولید کل پرداختهمی‌شود. کاور[25] (1992) اثر عدم تقارن تکانه‌های اجزای تقاضا بر تولید حقیقی را بر اساس الگوی سنتی کینز بررسی کرده است. راون و سولا[26] (1999)، روش کاور را "عدم تقارن سنتی کینز" می‌نامند. در این الگو با فرض چسبندگی به طرف پایین دستمزدها و انعطاف پذیر بودن آن به طرف بالا، پیش بینی می‌شود که تکانه‌های مثبت عرضه‌ی پول بر تولید کل خنثی است، ولی تکانه‌های منفی بر تولید کل اثر حقیقی به جای می‌گذارد. نتایج این الگو (عدم تقارن سنتی کینز) با الگوی کینزین‌های جدید بال و منکیو (1994) سازگار است. در الگوی کینزین‌های جدید فرض بر این است که قیمت‌ها در طول دوره افزایش می‌یابند. سپس نشان می‌دهند که اگر اقتصاد در شرایط تورمی باشد، تکانه‌های تقاضا بر سطح تولید کل اثر نامتقارن خواهد داشت، زیرا در شرایط تکانه‌ی مالی و پولی منفی، اگر بنگاه قیمت اسمی محصول خود را تغییر ندهد، تورم به طور خودکار، قیمت نسبی را کاهش می‌دهد. در شرایط تکانه‌ی مالی و پولی مثبت نیز قیمت نسبی محصول بنگاه افزایش می‌یابد، اما از طریق تورم ایجاد شده، قیمت نسبی محصول بنگاه کاهش می‌یابد. بنابراین، در این الگو، تکانه‌های مثبت مالی و پولی (از طریق تعدیل قیمت‌ها به طرف بالا)، تأثیر کمی بر تولید کل دارند. مسأله‌ی دیگری که در زمینه‌ی بررسی عدم تقارن اثر تکانه‌های تقاضا در ادبیات کینزین‌های جدید مطرح است، تفاوت میان تکانه‌های کوچک و بزرگ می‌باشد. در صورتی که بنگاه‌ها استراتژی قیمت ثابت را دنبال کنند، تکانه‌های کوچک تقاضا بر تولید کل اثر حقیقی دارند، ولی تکانه‌های بزرگ بر تولید تأثیر ندارند. این نتیجه به خاطر این است که تغییر قیمت برای بنگاه در شرایط تکانه‌ی کوچک مقرون به صرفه نیست. در این الگو، اثر تکانه بر تولید کل مشروط به پیش فرض بزرگ بودن آن و وجود چسبندگی‌های حقیقی است.

[25] Caver
[26] Ravn and Sola

3- تصریح و ارائه‌ی الگو

نظر به اهمیت تفکیک شرایط رکودی و رونق در مدل و شناخت اثر مستقل سیاست‌های انبساطی و انقباضی هر یک از بخش‌های تشکیل دهنده‌ی تقاضا، تکانه‌های تقاضای کلی به صورت مثبت و منفی بررسی می‌شوند. بدین منظور، الگو به‌صورت کلی زیر تصریح و بسط داده می‌شود (علی و کاندیل،[27] 2001):

$$DV_t = \sum_{j=\circ}^{n} a_J \quad Posd_{t-j} + \sum_{j=\circ}^{n} B_j \quad Negd_{t-j} \qquad (2)$$

در رابطه‌ی فوق، $Posd_{t-j}$ معرف تکانه‌های مثبت مخارج دولت، نقدینگی و درآمدهای نفتی است و $Negd_{t-j}$ معرف تکانه‌های منفی آنها می‌باشد. V و D نیز همچون قبل تعریف می‌شوند. در این الگو، نماد d بردار منعکس کننده‌ی اجزای تقاضای کل و متغیر کنترل درآمدهای نفتی است. بر این اساس، تقاضای کل به صورت زیر تصریح می‌شود:

$$DAD_t = C_0 + \sum_{j=1}^{n} C_{1j} \quad Pos_{t-j} + \sum_{j=1}^{n} C_{2j} \quad Neg_{t-j} + n_t \qquad (3)$$

در رابطه‌ی فوق DAD_t نشانگر رشد تقاضای کل پیش‌بینی نشده، Pos_{t-j} نشانگر تکانه‌های اجزای تقاضای کل پیش بینی نشده‌ی مثبت و Neg_{t-j} تکانه‌های اجزای تقاضای کل پیش بینی نشده‌ی منفی است. n و m نیز به ترتیب مشخص کننده‌ی طول دوره‌ی زمانی اثر تأخیری تکانه‌های مثبت و منفی اجزای تقاضای کل است. نظر به اینکه در نظریه‌ی نیوکلاسیک فرض می‌شود که تکانه‌های پیش بینی نشده متغیرهای سیاستی تقاضای کل، حول روند بلندمدت به وجود می‌آیند و تأثیر آنها بر تولید کل خنثی است، انتظار این است که تأثیر تکانه‌های پیش بینی شده‌ی اجزای تقاضای کل بر تولید خنثی و معنی‌دار نباشد. در چارچوب الگوی کینزین‌ها و پذیرش انعطاف ناپذیری به مفهوم کلی آن، انتظار این است که تکانه‌های مالی و پولی بر تولید کل تأثیر بگذارند و تأثیر تکانه‌های مثبت و منفی نامتقارن (غیرخطی) باشد. با توجه به ساختار اقتصادی وابسته به نفت در ایران، رشد تولید کل علاوه بر عوامل برونزای مخارج دولت و نقدینگی از

[27] Aly and Kandil

تغییرات پیش بینی شده و نشده‌ی درآمدهای نفت و گاز، به عنوان متغیر کنترل مؤثر در طرف عرضه نیز متأثر می‌شود. بر این اساس، الگو به صورت گسترده‌ی زیر تصریح می‌شود:

$$DLncdpr_t = b_\circ + b_1 \ E_{t-1}Lnor_t + b_2 Lnm2r + \sum_{j=\circ}^{n} b_3\, jPosLngr_{t-j} + \sum_{j=\circ}^{n} b_4\, jNegLngr_{t-j} + \sum_{j=\circ}^{m} b_5\, jsLnor_{t-j} + b_6 t + e_t \quad (4)$$

در رابطه‌ی فوق Ln نماد لگاریتم طبیعی و $\sum$ نماد توزیع تأخیری متغیرها، β پارامتر و e_t جمله اختلال است. نظر به اینکه متغیرهای الگو به صورت رشد تعریف شده است و ارزش بلند مدت تا زمان $t\text{-}1$ محاسبه می‌شود، نماد لگاریتمی $E_{t-1}DLnort$ به مفهوم ارزش انتظاری (E) لگاریتم (Ln) درآمدهای نفتی (or) استفاده شده است. نماد $DSLnor_{t-j}$ نمایشگر تکانه‌های تأخیری درآمد نفت و گاز، $PosLngr_{t-j}$ و $NegLngr_{t-j}$ به ترتیب نشان دهنده‌ی تکانه‌های تأخیری انبساطی یا مثبت (Pos) و انقباضی یا منفی (Neg) مخارج دولت هستند و عرضه‌ی پول با نماد $Lnm2r$ مشخص شده است.

4- روش تحقیق

4-1- تعریف متغیرها و داده‌ها

آمار و اطلاعات متغیرهای تحقیق به صورت سالیانه، به قیمت ثابت 1376 و برای دوره‌ی زمانی 1342 تا 1386 است. متغیر تولید کل به مفهوم تولید ناخالص داخلی واقعی $gdpr$ است، عرضه‌ی واقعی پول یا نقدینگی $m2$ است، درآمدهای واقعی نفت و گاز، or و مخارج واقعی دولت به مفهوم مجموع مخارج جاری و عمرانی دولت، gr است. اطلاعات سری زمانی اسمی و واقعی این متغیرها از مجموعه آماری بانک مرکزی و سازمان مدیریت و برنامه ریزی (سابق) استخراج شده‌است. نظر به اینکه مخارج دولت و درآمدهای نفت و گاز دولت در بودجه‌های سالیانه به قیمت ثابت در دسترس نیست، با استفاده از شاخص ضمنی تعدیل کننده‌ی تولید ناخالص داخلی $(gnpd)$ به قیمت‌های ثابت سال 1376 محاسبه

شده‌اند. متغیرهای انتظاری براساس تئوری انتظارات عقلایی و روش EVM،[28] یعنی استفاده از متوسط مقادیر محاسبه شده است و متغیرهای تکانه، بر اساس روش کاور[29] اندازه‌گیری شده اند.

4-2- روش برآورد الگو

اغلب متغیرهای سری زمانی اقتصادی روند مشترک دارند، از این رو ممکن است خصوصیات آماری آنها تابعی از زمان باشد و رگرسیون را کاذب سازد. اگر چه گاهی به منظور جلوگیری از نتایج گمراه کننده‌ی این الگوها، متغیرهای مدل را تفاضل‌گیری می‌کنند ولی این روش ویژگی بلندمدت سری زمانی را از بین می‌برد و رابطه‌ی بلندمدت بین متغیرها را مشخص نمی‌کند. پذیرفته شده است که بسیاری از سری‌های زمانی اقتصادی ناپایا بوده و روند افزایشی یا کاهشی دارند. همچنین، پذیرفته شده است که این متغیرهای روند پذیر، ممکن است در بلندمدت در یک ترکیب خطی با یکدیگر هم انباشته باشند. در مطالعات تجربی برای بررسی این گونه از هم انباشتگی، گاهی از آزمون هم‌جمعی انگل گرنجر[30](1986) استفاده می‌شود. ماه[31] (2000) معتقد است که در روش هم‌جمعی انگل گرنجر، توزیع حدی برآوردگرهای حداقل مربعات، غیر نرمال و در نمونه‌های کوچک تورش‌دار است و روش یوهانسون و یوسیلیوس[32] (1990) در نمونه‌هایی با حجم کم قابل اتکا نیست. روش دیگر بررسی رابطه همجمعی، استفاده از روش جدید پسران[33] و دیگران (1997) است که در آن رابطه‌ی بلندمدت بین متغیرها با استفاده از آماره‌ی F در فرم تصحیح خطا انجام می‌شود. بدین منظور، پسران مقادیر بحرانی

---

[28] Errors in Variable Method

[29] اجزاء مثبت و منفی تکانه‌های تقاضای جمعی با استفاده از روش کاور (1992) به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$Negd_t = \frac{1}{2}(abs(Dd_t) - Dd_t)$$

$$Posdt = \frac{1}{2}(abs(Ddt) + Ddt)$$

[30] Granger

[31] Mah

[32] Johanson and Joselius

[33] Pesaran

متناظر با تعداد برآورد کننده، وجود یا عدم وجود عرض از مبدأ، روند و بر اساس پایایی در سطح و از درجه یک متغیرها را ارایه کرده است. اگر آماره‌ی F محاسباتی بین محدوده‌ی بحرانی قرار گیرد، در آن صورت نتایج آزمون به درجه‌ی پایایی متغیرها در محدوده‌ی سطح صفر، $I(0)$ و سطح یک، $I(1)$، بستگی دارد. از این رو لازم است آزمون‌های ریشه‌ی واحد روی متغیرها انجام شود (تشکینی، 1384). اگر آماره‌ی محاسباتی از حد بالایی مقدار بحرانی F جدول پسران بیشتر باشد، رابطه‌ی هم‌جمعی رد نمی‌شود و می‌توان ضرایب بلند مدت و کوتاه مدت الگوی خود توضیح برداری با وقفه‌های گسترده ($ARDL$) را با اطمینان برآورد کرد. الگوی عمومی خود رگرسیونی با وقفه‌های گسترده به صورت زیر است:

$$f(L,P)y_t = \sum_{i=1}^{n} b_i(L,q_i)X_{it} + aW_t + V_t \qquad (5)$$

فرض می‌شود روابط زیر برای رابطه‌ی (5) برقرار است:

$$f(L,P) = 1 - f_1 L - f_2 L^2 - \ldots - f_p L^p$$

$$b_i(L,q_i) = b_i + b_i L + \ldots + b_{iq} L^r \qquad i = 1,2,\ldots,k \qquad (6)$$

که L عملگر وقفه و W نماد بردار متغیرهای ثابت است. نرم افزار *Microfit* به تعداد $(m+1)^{k+1}$ بار الگوی فوق را برآورد می‌کند (در این رابطه نماد m حداکثر وقفه‌ی انتخابی و k تعداد رگرسورهای مدل است) و با استفاده از شاخص‌های آکاییک (AIC)، شوارتز- بیزین (SBI) و حنان کوییک (HIC) یکی از معادلات انتخاب می‌شود. در نمونه‌های کمتر از 100 مشاهده، از معیار شوارتز بیزین برای تعیین تعداد وقفه‌ی مناسب استفاده می‌شود.

در مرحله‌ی سوم، نرم افزار ضرایب مربوط به الگوی بلندمدت و انحراف معیار مجانبی مربوط به ضرایب بلندمدت را بر اساس الگوی $ARDL$ انتخاب شده محاسبه می‌کند. ضرایب بلندمدت متغیرهای توضیح دهنده بر اساس رابطه‌ی زیر محاسبه می‌شود:

$$f_i = \frac{\hat{b}_i(L,r_i)}{1-\hat{f}(L,P)} = \frac{\sum_{j=0}^{r} \hat{b}_{ij}}{1-\sum_{i=1}^{p} \hat{f}_i} \qquad i = 1,2,\ldots,k \qquad (7)$$

در رابطه‌ی فوق $\hat{p}$ و $\hat{q}_i$ برای $i = 1, 2, \ldots, k$، مقادیر انتخاب شده‌ی p و q_i بر اساس یکی از معیارهای تعیین وقفه‌ی بهینه است. در مرحله‌ی سوم با به کارگیری الگوی تصحیح خطا[34] (ECM) ضرایب کوتاه مدت برآورد می‌شود.

4-3- نتایج کمی برآورد الگو

نتایج کمی بررسی پایایی متغیرهای الگو با استفاده از آزمون دیکی فولر تعمیم یافته، برای دوره‌ی 86-1342 و به قیمت ثابت سال 1376 (جدول 1). نشان می‌دهد که متغیرها در سطح خطای 5 درصد، $I(1)$ و با یک بار تفاضل گیری پایا می‌شوند.

جدول 1: نتایج آزمون ریشه‌ی واحد دیکی فولر متغیرها

متغیر	C	T	آماره‌ی سطح5%	آماره‌ی دیکی فولر	سطح احتمال	نتیجه
gdprL	×	×	-3/53	-2/54	0/30	ناپایا
gdprDL	×	-	-2/94	-3/11	0/03	پایا
Lm2	×	×	-3/53	-2/42	0/35	ناپایا
LDm2	×	×	-2/94	-3/64	0/009	پایا
roL	×	×	-3/53	-1/69	0/73	ناپایا
orLD		×	-2/94	-5/73	0/000	پایا
rgL	×	×	-3/53	-1/79	0/68	ناپایا
grLD	×	-	-2/94	-6/67	0/000	پایا

مأخذ: یافته‌های تحقیق

نظر به اینکه متغیرها پایا نیستند، برای برآورد الگو از روش $ARDL$ استفاده می‌شود. برآورد مدل در دو مرحله صورت می‌گیرد. در مرحله‌ی اول، رابطه‌ی هم‌جمعی بین متغیرهای مدل به روش پسران بررسی می‌شود. بدین منظور، رگرسیون زیر با اعمال قید $b_0 = b_1 = b_2 = b_3 = 0$، بررسی می‌شود (پسران، 1997):

[34] Error Correction Model

$$DLncdpr_t = b_0 + b_1 \ E_{t-1}Lnor_t + b_2 Lnm2r + \sum_{j=0}^{n} b_{3j} PosLngr_{t-j} + \sum_{j=0}^{n} b_{4j} NegLngr_{t-j} + \sum_{j=0}^{m} b_{5j} sLnor_{t-j} + b_6 t + e_t \quad (8)$$

نتایج کمی برآورد الگو با استفاده از نرم افزار *Microfit*.4 نشان می‌دهد که آماره‌ی محاسباتی F به دست آمده 4/45 است. مقایسه‌ی این آماره با مقادیر بحرانی ارائه شده توسط پسران برای سه متغیر توضیحی و عرض از مبدأ در جدول (2) ارایه شده است. نتایج نشان می‌دهد که رابطه‌ی بلندمدت یا هم‌جمعی بین متغیرهای مدل در سطح خطای پنج درصد رد نمی‌شود.

جدول 2: مقادیر بحرانی جدول پسران با سه متغیر توضیحی و با عرض از مبدأ در سطوح مختلف

%90		%95	
I(۰)	I(۱)	I(۰)	I(۱)
2/71	3/80	3/22	4/38

مأخذ: پسران و پسران (1997)

با اطمینان یافتن از وجود رابطه‌ی بلندمدت بین متغیرها، می‌توان الگوی مناسب رشد را با استفاده از معیارهای مرسوم برای تعیین وقفه برآورد نمود. محققان برای بررسی معیارهای تعیین تعداد وقفه‌ی بهینه بر این باورند که معیار شوارتز بیزین[35] (*SBC*) به دلیل تصریح مختصرتر، به طور گسترده در کارهای تجربی با حجم نمونه‌ی کوچک مورد استفاده قرار می‌گیرد و پیشنهاد می‌شود. بر این اساس، برآورد با استفاده از روش *ARDL* و گزینش دو وقفه برای حداکثر وقفه با معیار شوارتز- بیزین انجام شد. نتایج کمی برآورد الگوی پویای کوتاه مدت رشد با استفاده از نرم افزار *Microfit* 4 در جدول (3) ارایه شده است.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

[35] Schwarz Bayesian Criterion

جدول 3: نتایج کمی برآورد الگوی پویای کوتاه مدت رشد حقیقی $ARDL(۱,۰,۰,۱)$

شرح / متغیرها	ضرایب	آماره t	انحراف معیار	سطح احتمال
$Lngnpr_{t-۱}$	0/4448	3/3384	0/1332	0/002
$Pos\ Lngr_t$	0/3448	3/1645	0/1089	0/003
$Neg\ Lngr_t$	0/1663	2/3263	0/0801	0/027
$Sho\ Lnor_t$	0/2306	7/0695	0/0326	0/000
$Sho\ Lnor_{t-۱}$	-0/1317	-2/8117	0/0468	0/008
$E_{t-۱}\ Lnor_t$	1/1517	4/2989	0/2679	0/000
$Lnm_۲r$	0/0150	0/3708	0/0404	0/713
C	-5/3538	-3/8198	1/4016	0/001

R^{-2}= 0/99 ، F=413/5646

P(Serial Correlation)= 0/367 P(Normality) = 0/348

P(Functional form) = 0/128 P(Heteroscedasticity)= 0/940

مأخذ: یافته‌های تحقیق

بررسی آماره‌های تشخیصی در سطح معنی دار بودن 5 درصد نشان می‌دهد که الگوی پویای کوتاه مدت رشد، فاقد مشکلات خود همبستگی، واریانس ناهمسانی، خطای تصریح و نرمال نبودن جمله‌ی اختلال است. بررسی آماره‌های متغیرهای این الگو نشان می‌دهد که رابطه‌ی نقدینگی $(Lnm_۲r)$ و رشد اقتصادی معنادار نیست. این نتیجه، با توجه به دولتی بودن بانک‌ها و عدم استقلال بانک مرکزی در اقتصاد ایران دور از انتظار نیست. به عبارتی دیگر، نشان می‌دهد که مقامات پولی نتوانسته‌اند به خوبی از ابزار حجم پول در اقتصاد، برای تحریک تولید استفاده نمایند. بر این اساس، نتایج کمی برآورد پارامترهای بلندمدت الگوی رشد اقتصادی در جدول (4) ارایه شده است.

پرتال جامع علوم انسانی

جدول 4: برآورد ضرایب بلندمدت تکانه‌های مالی بر رشد حقیقی اقتصاد $ARDL(۱,۰,۰,۱)$

شرح / متغیره	ضرایب	آماره‌ی t	انحراف معیار	سطح احتمال
Poslngr	0/6181	3/8095	0/1623	0/001
Neglngr	0/3242	2/2997	0/1409	0/028
Sholnor	0/1861	2/6595	0/0699	0/012
$E_{t-۱}$ *Lnor*	2/1415	20/2839	0/1056	0/000
C	-10/0238	-9/0600	1/1064	0/000

مأخذ: یافته‌های تحقیق

نتایج کمی برآورد پارامترهایی الگوی فوق نشان می‌دهد که تکانه‌های مثبت و منفی مخارج دولت، در بلندمدت تأثیر نامتقارن بر رشد اقتصادی دارند. به گونه‌ای که اثر تکانه‌های مثبت بر رشد اقتصادی بیشتر از تکانه‌های منفی است. همچنین، تأثیر تکانه های نفتی و درآمدهای انتظاری (پیش بینی شده) نفتی بر رشد اقتصادی کشور، در بلندمدت مثبت است. بررسی مقایسه‌ای نتایج نشان می دهد که تأثیر درآمدهای انتظاری نفت و گاز، که یک متغیر برونزای ملی در معرض خطر در طرف عرضه و تقاضای اقتصاد ایران است، بیشترین تأثیر را بر رشد اقتصادی داشته‌است، به طوری که 10 درصد افزایش در این متغیر، رشد اقتصادی در بلندمدت را حدود 21/4 درصد افزایش می‌دهد. اما این کشش نسبت به تکانه های مثبت مخارج دولت 6/1 درصد است. نظر به اینکه کشش رشد نسبت به تکانه های منفی مخارج دولت در بلندمدت حدود 3/2 درصد است، می‌توان گفت اثر تکانه‌های مالی (مخارج دولت) در ایران نامتقارن است، به طوری که تأثیر تکانه‌های مثبت بلندمدت، حدود دو برابر تکانه‌های منفی است. برای بررسی روابط کوتاه مدت این عوامل در کوتاه مدت، نتایج برآورد الگوی *ECM* رشد اقتصادی در جدول (5) ارایه شده‌است.

جدول 5: نتایج برآورد الگوی عدم تعادلی (*ECM*) رشد حقیقی اقتصاد

شرح / متغیرها	ضرایب	آماره‌ی t	انحراف معیار	سطح احتمال
D Poslngr	0/3288	3/3301	0/0987	0/002
D Neglngr	0/1725	2/4663	0/0699	0/019
D Sholnor	0/2328	7/3553	0/0316	0/000
$D\,E_{t-1}\,Lnor$	1/1393	4/3451	0/2622	0/000
ECM(-۱)	-0/5320	-4/5834	0/1161	0/000
Dc	-5/3326	-3/8602	1/3814	0/000
R^{-2}=0/84	*F*=40/171 *D.W* = 1/728			

مأخذ: یافته‌های تحقیق

نتایج برآورد الگوی عدم تعادلی یا کوتاه مدت نشان می‌دهد که ضریب *ECM* منفی است و در سطح خطای 5 درصد معنی دار است. سایر ضرایب برآورد شده مدل نیز در سطح معنی دار بودن 95 درصد رد نمی‌شوند. از این رو، برآورد ضریب تعدیل نشان می‌دهد که در هر سال، حدود 53 درصد از عدم تعادل، تعدیل می‌شود. این نرخ استهلاک، تأثیر کامل اثر متغیر سیاستی را در بلندمدت بر رشد اقتصادی تضمین می‌کند. همان طور که ملاحظه می‌شود تأثیر تکانه‌های مثبت و منفی سیاست مالی به مفهوم مخارج دولت، نامتقارن و معنی دار است.

5- نتیجه گیری

در این مطالعه تأثیر بلند مدت و کوتاه مدت و نامتقارن تکانه‌های مالی دولت، درآمدهای نفت و گاز و نقدینگی بر رشد اقتصادی در دوره‌ی 86-1342 با استفاده از الگوی خود توضیح برداری با وقفه‌های گسترده بررسی شد. نتایج به دست آمده نشان می‌دهد، تکانه‌های مالی، درآمدهای نفت و گاز و ارزش انتظاری آن بر رشد حقیقی اقتصاد در ایران در بلند مدت تأثیر دارد، ولی نقدینگی با رشد اقتصادی رابطه‌ای ندارد. معنی دار نبودن رابطه‌ی نقدینگی و رشد اقتصادی در ایران، این مفهوم را می‌رساند که تصمیم گیری بخشی در شورای پول و اعتبار موجب عدم

استقلال بانک مرکزی شده است. از این رو، سیاست‌های پولی بیش از آنکه کنترل کننده و هدایت کننده‌ی اقتصاد ملی در راستای سیاست‌های کلان باشد، حداکثر در راستای مشکلات بخشی عمل نموده است. همچنین، نتایج کمی نشان می‌دهد که تأثیر کوتاه مدت و بلندمدت تکانه‌های مثبت مالی (مخارج دولت) بر رشد حقیقی اقتصاد، طی دوره‌ی مورد بررسی (با فرض ثابت ماندن سایر شرایط)، بزرگتر از تکانه‌های منفی است. از این رو، به نظر می‌رسد که انعطاف پذیری به سمت بالا در اقتصاد ایران بیشتر است. این نتیجه با نتایج مطالعات تجربی واگنر، ماسگریو (1969)، رابینسون (1977)، راتی رام (1988)، گروسمن (1990)، هلمز و هاتلون (1990) و کاراس (1993) برای کشورهای در حال توسعه مطابقت دارد، در حالی که با نتایج مطالعات پیکاک و وایزمن (1961)، لاندا (1986)، بارو (1990) و رومر (1990) مطابقت ندارد.

بر اساس نتایج کمی پارامترهای بلندمدت و کوتاه‌مدت به دست آمده در الگو می‌توان نتیجه گرفت که افزایش 10 درصدی در تکانه‌ی مثبت مخارج دولت، در بلندمدت رشد اقتصادی را حدود 6/2 درصد افزایش می‌دهد، در حالی که در کوتاه‌مدت، رشد اقتصادی را حدود 3/3 درصد افزایش می‌دهد (جداول 4 و 5). بنابراین، تأثیر بلندمدت و کوتاه‌مدت سیاست مالی مخارج دولت بر رشد حقیقی اقتصاد ایران، در دوره‌ی مورد بررسی، کم کشش است. همچنین، افزایش 10 درصدی در درآمدهای انتظاری یا پیش بینی شده‌ی نفت و گاز، در کوتاه‌مدت 11/4 درصد و در بلندمدت 21/4 درصد تولید کل را رشد می‌دهد، در حالی که تأثیر تکانه یا پیش بینی نشده‌ی آن حدود 2/3 درصد است. این نتایج نشان می‌دهد که برای بررسی اثر سیاست‌های مالی یا بودجه‌ای دولت بر رشد اقتصادی لازم است اثر غیر کنترلی طرف منابع، یعنی درآمدهای نفت و گاز، از اثر مصارف یا مخارج دولت تفکیک شود. فقدان این تفکیک، اثر سیاست مالی را به صورت جمعی ارایه خواهد داد و موجب تورش در نتایج حاصل می‌شود. نتایج ضریب تعدیل ECM (0/532) نشان می‌دهد که تأثیر تکانه‌های مالی بر رشد حقیقی اقتصاد در ایران عدم تعادلی و نامتقارن است. بنابراین، اگر تکانه‌های مالی مثبت و منفی دولت ده درصد افزایش یابد، تأثیر آن بر رشد اقتصادی کشور، تاخیری و سرعت دوره‌ای یا استهلاک آن، حدود 53/2 درصد است. به‌عبارتی دیگر، 53/2

درصد از تأثیر تغییر تکانه‌های مثبت و منفی مخارج دولت بر رشد حقیقی اقتصاد، در سال اول بوقوع می‌پیوندد.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

فهرست منابع:

سلمانی، بهزاد و بهزاد امیری. (1388). توسعه‌ی مالی و رشد اقتصادی: مورد کشورهای در حال توسعه. اقتصاد مقداری، 6(4): 145- 125.

سوری، علی و رضا کیهانی حکمت. (1382). متغیرهای جمعیتی، اندازه دولت و رشد اقتصادی در ایران. پژوهشهای اقتصادی، 9 و 10: 75-53 .

مرکز آمار ایران، سالنامه‌های آماری. سال های مختلف.

Agell, J., T. Lindh & H. Ohisson. (1997). Growth and the Public Sector: A Critical Review Essay. European Journal of Political Economy, 13: 33-52.

Aly, H. & M. Kandil. (2001). Government Size and Monetary Policy: Interactions and Productivity in the Economies of GCC Countries. The 8th annual conference of ERF, in Manamah.

Aschapuer, D. A,. (2001). Optimal Financing by Money and Taxes of Productive and Unproductive Government Spending: Effects on Economic Growth, Inflation, and Walfare. Working Paper, No. 241.

Ball, L. & N. G. Mankiew. (1994). Asymmetric Price Adjustment and Economic Fluctuations. Economic journal, 104: 247-261.

Ball, L., N.G. Mankiew & D. Romer. (1988). The New Keynesian Economics and Output- Inflation Trade off. Brookings paper on Economic Activity, 1: 1-65.

Barro, R. J. (1990). Government Spending in a Simple Model of Endogennovs Growth. Journal of Political Economy, 16: 103-25.

Castro, D. & S. Cos. (2007).The Economic Effects of Fiscal Policy of Spain. Journal of macroeconomic, 30: 1005-1028.

Cover, J. P. (1992). Asymmetric Effects of Positive and Negative Money Supply Shocks. Quarterly Journal of Economics, 107: 1261-82.

Dar, A. & S. A. Khalkhali. (2002). Government Size, Factor Accumulation, and Economic Growth: Evidence from OECD Countries. Journal of Policy Modeling, 24: 679-692.

De Long, B.J. & L. Summers. (1988). How dose Macroeconomic Policy Affect Output? Brookings Papers on Economic Activity, 2 : 433-480.

Feldstein, M.S. (1976). Perceived Wealth in Bonds and Social Security, A Comment. Journal of political economy , 84: 331-336.

Granger, C.W.J. (1986). Developments in the Study of Cointegrated Economic Variables. Oxford Bulletin of Economics and Statistics, 48: 213-228.

Grier, K.B. & G. Tullock. (1989). An Empirical Analysis of Cross-National Economic Growth 1951-1980. Journal of Monetary Economics, 24: 259-76.

Grossman, P. J. (1988). Government and Economic Growth: A Non-Linear Relationship. Public Choice, 56: 193-200.

Holmes, J.M. & P.A. Hutton. (1990). On the Causal Relationship Between Government Expenditures and National Income. Review of Economics and Statistics, 27: 87-95.

Karras, G. (1993). Employment and Output Effects of Government Spending: Is Government Size Important?. Economic Inquiry, 31: 354-369.

Kormendi, R. C. & G. Meguire. (1985). Macroeconomic Determinants of Growth: Cross- Country Evidence. Journal of Monetary Economic, 16: 161-163.

Landau, D. (1986). Government and Economic Growth in the Less Developed Countries : An Empirical Study for 1960-1980. Economic Development and Cultural Chang, 98: 34-75.

Mah, J. (2000). An Empirical Examination of Disaggregated Import Demand of Korea: the Case Information Technology Products. Journal of Asian Studies, 11: 237-244.

Pesaran, M.H. & B. Pesaran. (1997). Working with Microfit 4.0: Interactive Econometric Analysis, Oxford University Press, Oxford.

Ram, R. (1986). Government Size and Economic Growth: A new Framwork and Some Evidence from Cross-Section and Time-Series Data. American Economic Review, 1:191-203.

Ravn, M. & M. Sola. (1996). A Reconsideration of the Empirical Evidence on the Asymmetric Effects of Money- Supply shock: Positive vs. Negative Big vs. Small? . Bribeck college WP, No. 6.

Romer, P.M. (1990). Capital, Labor, and Productivity. Brookings Papers on Economic Activity Microeconomic, 4: 337-367.

Rosen, S. & B.A. Weinberg. (1998). Incentives, Efficiency and Government Provision of Public Services. Annual World Bank Conference on Development Economics, The World Bank, 139-166.

Rubinson, R. (1977). Government Revenue and Economic Growth: 1955-1970. Studies in Comparative International Development, 12: 3-28.

Saunders, P. (1985). Public Expenditure and Economic Performance in OECD Countries. Journal of public policy, 5: 1-21.

Taylor, L. (1988). Varieties of Stabilization Experience: Towards Sensible Macro Economics in the Third World Oxford. Clarendon press.

پرتال جامع علوم انسانی