مدلسازی اقتصادی
Economic Modelling
دوره ۱۶. شماره ۶۰. زمستان ۱۴۰۱ صفحه‌های ۱ تا ۱۳.

علمی

تحلیل مقادیر وابسته به وضعیت ضریب فزاینده مالیاتی در اقتصاد ایران [۱]

نگین حیدری‌زاده*، سید یحیی ابطحی**، زهره طباطبایی‌نسب+، محمدعلی دهقان تفتی+

DOI: ECO.2023.1956569.2651

تاریخ دریافت:
۱۴۰۱/۰۱/۲۴

تاریخ پذیرش:
۱۴۰۱/۱۲/۱۸

طبقه‌بندی JEL:
C49, E63, H20.

واژگان کلیدی:
ضریب فزاینده مالیاتی، وابسته به وضعیت، مدل‌های آستانه‌ای، اقتصاد ایران.

چکیده

هدف مقاله بررسی مقادیر وابسته به وضعیت ضریب فزاینده مالیاتی در ایران براساس مدل آستانه‌ای رومر و رومر (۲۰۱۰) با استفاده از داده‌های فصلی ۱۳۹۸:۰۴ –۱۳۶۹:۰۲ است. بدین‌منظور، از مدل پویای آستانه‌ای سی. رومر و دی. اچ. رومر (۲۰۱۰) استفاده شد تا ضرایب وابسته به وضعیت درآمدهای مالیاتی برای بررسی آثار سیاست‌های مالی بر تولید در اقتصاد ایران به‌دست بیاید. نتایج نشان داد ضرایب فزاینده در رژیم‌های پایین و میانی رشد اقتصادی معنادار نیست؛ اما ضریب فزاینده مالیاتی در رژیم بالای رشد اقتصادی کاملاً معنادار است. همچنین، ضرایب فزاینده مالیاتی در دوره‌هایی با رشد پایین اقتصادی، کوچک‌تر می‌شوند و این ضرایب در زمان‌های رشد بالا نسبت به‌کل دوره نمونه بزرگ‌تر می‌شوند. بنابراین، اگرچه سیاست‌های مالیاتی در دوران رکود نقش مؤثری ایفا نمی‌کنند؛ اما در دوران رونق می‌توانند به ابزار کاملاً مؤثری برای تثبیت و ماندگاری رشد اقتصادی تبدیل شوند. بنابراین، بهتر است در دوره‌هایی با رشد پایین تولید سیاست‌گذاران از کاربرد محرک‌های مالیاتی به‌عنوان ابزاری برای افزایش تقاضا و رشد تولید بپرهیزند؛ اما با بالا رفتن رشد تولید، محرک‌های مالیاتی می‌تواند ابزار مناسبی برای ماندگاری رشد اقتصادی تلقی شود و به سیاست‌گذاران کمک کند با استفاده از این ابزار، تداوم رشد تولید را میسر کنند.

[۱] مقاله مستخرج از رساله دکتری نگین حیدری‌زاده به راهنمایی دکتر سید یحیی ابطحی و دکتر زهره طباطبایی‌نسب و مشاوره دکتر محمدعلی دهقان تفتی در دانشکده اقتصاد دانشگاه آزاد اسلامی واحد یزد است.

* دانشجوی دکتری، گروه اقتصاد، واحد یزد، دانشگاه آزاد اسلامی، یزد، ایران، پست الکترونیکی: nheconometrics@gmail.com

** استادیار اقتصاد، گروه اقتصاد، واحد یزد، دانشگاه آزاد اسلامی، یزد، ایران (نویسنده مسئول)، پست الکترونیکی: abtahi@iauyazd.ac.ir

+ استادیار اقتصاد، گروه اقتصاد، واحد یزد، دانشگاه آزاد اسلامی، یزد، ایران، پست الکترونیکی: tabatabaienasab@iauyazd.ac.ir, dehghantafti@iauyazd.ac.ir

۱. مقدمه

رکود بزرگ و همه‌گیری کرونا در سراسر جهان، بسیاری از دولت‌ها را به استفاده از سیاست‌های مالی و کاهش آثار رکود اقتصادی برانگیخته است و بنیان چنین اقدامی این باور رایج است که «محرک‌های مالی»[1] در شرایط نامناسب اقتصادی می‌تواند آثار مؤثر و ارزشمندی برای کاهش رکود باشد.

بلانچارد[2] (۲۰۱۹)، ایچنبام[3] (۲۰۱۹) و راچل و سامرز[4] (۲۰۱۹) در مطالعات خود، نقش برجسته سیاست مالی را در تثبیت اقتصاد در دوران رکود بررسی کرده‌اند. رویدادهای اخیر باعث توجه دوباره به آثارِ کلان اقتصادیِ سیاست‌های مالی شده است و این موضوع با تأثیر رکود بازارهای کار، بدهی‌های بزرگ عمومی و بی‌کفایتی سیاست‌های پولی سازگار در بسیاری از کشورها در پی رکود بزرگ تقویت شده است.

به‌طور کلی، تحلیل مطالعات پیشین در مورد سیاست‌های مالیاتی حاکی از تأثیرپذیری اقتصاد کلان از کاهش نرخ‌های مالیاتی، تأثیر سیاست‌های مالی بر چرخه‌های تجاری و اثر کاهش مالیات در تحریک تولید در دوره‌های رونق و رکود اقتصادی است.

با توجه به نقش سیاست‌های مالی و تغییر اندازه ضرایب فزاینده این سیاست‌ها طی ادوار تجاری، تعیین اندازه این ضرایب، به‌ویژه، پس از بحران جهانی سال‌های ۲۰۰۷ و ۲۰۰۸ به یکی از چالش‌برانگیزترین مسایل در حوزه سیاست مالی تبدیل شده است. در یک تقسیم‌بندی کلی، اندازه ضریب فزاینده سیاست مالی طبق دیدگاه کینزی، بزرگ‌تر از یک و برمبنای دیدگاه نئوکلاسیکی، کوچک‌تر از یک برآورد شده است. این تفاوت در اندازه ضریب فزاینده از آنجا نشأت می‌گیرد که اقتصاددانان معتقدند ضریب فزاینده سیاست مالی تحت تأثیر درجه باز بودن اقتصاد، رژیم نرخ ارز، نحوه اعمال سیاست پولی و ادوار تجاری قرار می‌گیرد؛ درحالی‌که شواهد تجربی کافی برای غیرخطی بودن و آثار وابسته به وضعیت سیاست‌های مالی وجود دارد، به‌طور نسبی، مدل‌های ساختاری اندکی وجود دارد که بتوانند کانال‌های مختلف انتقال سیاست‌های مالی را هم در زمان‌های عادی و هم در شرایط سخت اقتصادی روشن کنند. تغییرات مالیات‌ها در شرایط متفاوت رشد تولید می‌تواند آثار کلان اقتصادی کاملاً متفاوتی داشته باشد (آرسلند، فرانکوویچ، کانیک و سَکسِه‌گور[5]، ۲۰۲۰؛ سیمز و ولف[6]، ۲۰۱۸ و میتنیک و سملر[7]، ۲۰۱۲).

این مقاله به بررسی آثار تغییر درآمدهای مالیاتی بر رشد تولید در اقتصاد ایران می‌پردازد. از این‌رو، سوال اصلی مقاله این است که کاهش مالیات‌ها تا چه اندازه می‌تواند محرک تولید باشد. برای پاسخ به این پرسش، سوال‌های فرعی هم مطرح می‌شود که این مقاله به آنها نیز می‌پردازد: آیا کاهش مالیات‌ها در دوره‌هایی که تولید پایین است مطلوب است و آیا کاهش مالیات‌ها در تحریک تولید در دوره‌های رکود مؤثر است.

برای پاسخ به سوال‌های یادشده، از مدل پویای آستانه‌ای سی. رومر و دی. اچ. رومر[8] (۲۰۱۰) استفاده می‌شود تا ضرایب وابسته به وضعیت درآمدهای مالیاتی برای بررسی آثار سیاست‌های مالی بر تولید در اقتصاد ایران تحصیل

---

[1] Financial Incentives
[2] Blanchard
[3] Eichenbaum
[4] Rachel & Summers
[5] Aursland, Frankovic, Kanik & Saxegaard
[6] Sims & Wolff
[7] Mittnik & Semmler
[8] Romer, C., & Romer, D.H.

شود. برای دست‌یابی به این هدف، مقاله در پنج بخش تنظیم می‌شود: پس از مقدمه، در بخش دوم، مروری بر ادبیات بیان می‌شود؛ در بخش سوم، روش پژوهش تشریح می‌شود؛ در بخش چهارم، یافته‌ها عرضه می‌شود و بخش پنجم نیز به نتیجه‌گیری و پیشنهادها اختصاص می‌یابد.

۲. مروری بر ادبیات

«ضریب فزاینده مالی»[1] از مفاهیم بنیادی در نظریه اقتصاد کلان است که به‌صورت ساده، میزان تغییر در تولید (ΔY) به ازای تغییر اختیاری در ابزار سیاست مالی (ΔZ) (مخارج دولت یا درآمد مالیاتی) را نشان می‌دهد؛ برای مثال، $\frac{\Delta Y_t}{\Delta Z_t}$ ضریب فزاینده آنی را نشان می‌دهد که در آن، Yسطح تولید و Z یک ابزار سیاست مالی است. ازآنجاکه تأثیر ابزارهای سیاست مالی معمولاً با تأخیرهایی همراه است، ضریب فزاینده تجمعی یا ضریب فزاینده در افق زمانی j را می‌توان به‌صورت رابطه (۱) نوشت.

$$\frac{\sum_{j=0}^{n} \Delta Y_{t+j}}{\sum_{j=0}^{n} \Delta Z_{t+j}} \quad (۱)$$

برآورد و استفاده بهتر از ضرایب فزاینده می‌تواند نقش کلیدی در تضمین صحت پیش‌بینی‌های اقتصاد کلان داشته باشد. رشد تولید ناخالص داخلی ممکن است در درجه اول، توسط سیاست‌های مالی هدایت شود؛ بنابراین، اندازه‌گیری دقیق رابطه این دو متغیر برای برنامه‌ریزی و پیش‌بینی تأثیر اقدامات سیاست‌های اقتصادی ضروری است؛ به‌عنوان مثال، بلانچارد و لِیگ[2] (۲۰۱۳) دریافتند که برآورد کمتر از حد از ضریب‌های فزاینده مالی در اوایل بحران به‌طور قابل‌توجهی منجر به افزایش خطاهای پیش‌بینی رشد اقتصادی شده است.

درباره ضرایب فزاینده مالی و آثار کلان اقتصادی سیاست‌های مالی و نیز پیامدهای اقتصادی تغییرات مالیاتی ادبیات گسترده‌ای وجود دارد. بدنه گسترده‌ای از ادبیات پژوهشی اخیر، تجربی است و از آن میان، بخشی به اندازه‌گیری ضریب‌های فزاینده مالیاتی با استفاده از روش‌های تجربی با اشکالی کاهش‌یافته پرداخته است؛ برای مثال، بلانچارد و پروتی[3] (۲۰۰۲)، رومر و رومر (۲۰۱۰)، بارو و ردلیک[4] (۲۰۱۱) و مِرتِنز و راون[5] (۲۰۱۴) تلاش کرده‌اند ضرایب فزاینده مالیاتی را با استفاده از فرم‌های کاهش‌یافته مدل‌های (VAR) به‌دست آورند. این پژوهش‌ها به‌دلیل شناسایی‌های مبتنی‌بر روش‌های بازگشتی در مدل‌های خودرگرسیون برداری (VAR)[6]، طیف وسیعی از ضرایب فزاینده مالیاتی ایجاد کرده‌اند که به نتایج متفاوتی از آثار محرک‌های مالیاتی بر تولید منجرشده است. طی سال‌های اخیر، مرتنز و راون (۲۰۱۴)، لیپر، واکر و سوزان یانگ[7] (۲۰۱۳) و برخی دیگر از محققان تلاش کرده‌اند با استفاده از مطالعه کمّی مبتنی‌بر مدل‌های تعادل عمومی پویای تصادفی (DSGE)[8] آثار سیاست‌های مالی تغییراتِ نرخِ مالیات‌ها را بر تولید بررسی کنند.

---

[1] Fiscal Multipliers
[2] Blanchard & Leigh
[3] Blanchard & Perotti
[4] Barro & Redlick
[5] Mertens & Ravn
[6] Vector Autoregression Models (VAR)
[7] Leeper, Walker and Susan Yang
[8] Dynamic Stochastic General Equilibrium Modeling (abbreviated as DSGE, or DGE, or sometimes SDGE)

از طرف دیگر، ادبیات گسترده‌ای در مورد آثار وابسته به وضعیت شوک‌های مالی وجود دارد. این ادبیات اساساً ماهیت تجربی دارد و بر مدل‌های VAR با شکل کاهش‌یافته و مدل‌های سری زمانی متکی است. اکثر این ادبیات بر اندازه‌گیری ضرایب وابسته به رژیم سیاست‌های مالی متمرکز است که در این زمینه آئربک و گوردنیچنکو[1] (۲۰۱۲)، بکمن و سیمز[2] (۲۰۱۲) و رمی و زبیری[3] (۲۰۱۸) بر اندازه‌گیری ضرایب وابسته به رژیم مخارج دولت و کاندلون و لیب[4] (۲۰۱۳) و آرین، کوری و اسپَگنالو[5] (۲۰۱۵) ضرایب فزاینده وابسته به رژیم مالیات‌ها را در مدل‌های سری زمانی با فرم کاهش‌یافته مدل‌های VAR مطالعه کرده‌اند. نتایج مطالعه آرین و همکاران (۲۰۱۵) نشان می‌دهد ضریب فزاینده مالیات در دوره‌هایی که تولید بالاتر است، بیشتر است.

اورلند و همکاران (۲۰۲۰) در مطالعه خود با گسترش مدل جدید تعامل عمومی پویای تصادفی (DSGE) به بررسی ضرایب فزاینده مالی وابسته به وضعیت در نروژ پرداختند. نتایج نشان داد آثار وابسته به وضعیت سیاست‌های مالی کاملاً معنادار است و به منشأ رکود اقتصادی و طبیعت محرک‌های مالی وابسته است.

سیمز و ولف (۲۰۱۸) در مطالعه خود به بررسی تأثیر شوک‌های مالیات وابسته به دولت پرداختند. نتایج نشان داد کاهشِ نرخ مالیات برای تولید در دوره‌هایی که در آن، تولید نسبتاً بالاست، بسیار تحریک‌کننده است.

جونز و السون[6] (۲۰۱۴) با بسط نتایج مطالعه رومر و رومر (۲۰۱۰) از روابط غیرخطی بین شوک‌های سیاست مالی و تأثیر آن بر تولید در قالب یک مدل رگرسیون آستانه‌ای استفاده کردند. یافته‌های این پژوهش حاکی از آن است که اگر ضریب فزاینده مالیاتی با یک سیاست پولی سازگار همراه شود تقریباً برابر با ۴/۳ است و اگر تحت سیاست پولی شدید قرار گیرد برابر با ۱/۲ می‌شود.

میتنیک و سملر (۲۰۱۲) در مطالعه خود ضرایب فزاینده مالی وابسته به رژیم را در ایالات متحده بررسی کردند. آن‌ها برای ارزیابی تغییرپذیری ضریب فزاینده مالی، رویکرد خود رگرسیون برداری وابسته به رژیم را انتخاب کرده‌اند. نتایج با برآورد یک مدل خود رگرسیون برداری با رژیم دوگانه نشان می‌دهد ضریب فزاینده مالی با وضعیت چرخه تجاری تغییر می‌کند. به‌عنوان‌مثال، در ایالات‌متحده، ضریب سیاست مالی در رژیم با فعالیت اقتصادی پایین در مقایسه با رژیم همراه با فعالیت زیاد بسیار بیشتر است.

خداویسی و عزتی شورگلی (۱۳۹۸) ضریب فزاینده سیاست مالی را در اقتصاد ایران با کاربردی از مدل‌های خودرگرسیون برداری و مارکوف سوئیچینگ و بهره‌گیری از روش بلانچارد و پروتی (۲۰۰۲) در قالب مدل خودرگرسیون برداری ساختاری برآورد کردند. نتایج حاصل از مدل خودرگرسیون برداری ساختاری نشان داد ضریب فزاینده آنی و تجمعی تا ۱۰ فصل و تجمعی بلندمدت تا ۲۰ فصل برای مخارج دولت به‌ترتیب، برابر با ۰/۲۸۱، ۰/۳۰۴ و ۰/۴۴۵ است. همچنین، نتایج حاصل از مدل چرخشی مارکوف نشان داد ضریب فزاینده مالیات در دوره رونق (۰/۱۹۴-) بزرگ‌تر از دوره رکود (۰/۰۹۲-) است.

[1] Auerbach & Gorodnichenko
[2] Bachmann & Sims
[3] Ramey & Zubairy
[4] Candelon & Lieb
[5] Arin, Koray & Spagnolo
[6] Jones & Olson

حسین‌پور، هژبرکیانی، زندی، دهقانی و سعیدی (۱۳۹۸) در مطالعه خود – با هدف بررسی واکنش سیاست‌های مالی به بحران‌های مالی و نیز اثرگذاری شوک‌های سیاست مالی بر رشد اقتصادی– به برآورد ضرایب فزاینده مالی (مخارج دولت، مالیات و پرداخت‌های انتقالی) کشورهای منتخب منا با استفاده از رهیافت PVAR (برای دوره زمانی ۲۰۰۰ – ۲۰۱۶) و نیز ایران با استفاده از روش VAR (برای دوره زمانی ۱۹۸۰ – ۲۰۱۶) پرداختند. نتایج نشان داد، در کوتاه‌مدت (سال اول اجرای شوک) در کشورهای منتخب منا و ایران، شوک‌های پرداخت‌های انتقالی و مخارج دولت، بیشترین تأثیر را بر تولید دارند؛ در بلندمدت نیز دریافتند که شوک مخارج دولت بهترین گزینه تأثیرگذار بر تولید در کشورهای منتخب منا و ایران است.

مهدی‌زاده، موسوی جهرمی، غلامی و سرلک (۱۳۹۷) در مطالعه خود ضریب فزاینده مالی (به تفکیک مخارج مصرفی و سرمایه‌گذاری) را در ایران با استفاده از مدل تعادل عمومی پویای تصادفی برآورد کردند. نتایج نشان داد ضریب فزاینده مخارج مصرفی کوچک‌تر از ضریب فزاینده مخارج سرمایه‌ای است.

حیدری و سعیدپور (۱۳۹٤) در چارچوب الگوی تعامل عمومی پویای تصادفی (DSGE) کینزین‌های جدید با رویکرد بیزی، تأثیر شوک‌های سیاست مالی و ضرایب فزاینده مالی را در اقتصاد ایران بررسی کردند. نتایج نشان داد شوک افزایش مالیات بر مصرف به کاهش تولید در کوتاه‌مدت منجرمی‌شود. همچنین، شوک افزایش مخارج دولت باعث افزایش تولید در کوتاه‌مدت و افزایش تورم در بلندمدت می‌شود. بنابراین، تأمین مالی افزایش مخارج دولت با استفاده از مالیات بر فروش و دستمزد می‌تواند به‌عنوان یک سیاست مالی مؤثر برای افزایش تولید تلقی گردد.

در این مقاله ضرایب فزاینده مالیاتی در قالب یک مدل وابسته به وضعیت رشد اقتصادی در ایران برآورد می‌شود و در مقایسه‌با سایر مطالعات صورت‌گرفته در این حوزه در اقتصاد ایران، این مقاله می‌کوشد تا یک مدل پویای آستانه‌ای را برپایه مطالعه رومر و رومر (۲۰۱۰) بکار برد تا فرضیه معناداری ضرایب فزاینده در وضعیت‌های مختلف رشد اقتصادی در ایران بررسی شود.

۳. روش پژوهش

رومر و رومر (۲۰۱۰) در مطالعه خود از گزارش‌های مقامات اجرایی و قانون‌گذار ایالات متحده برای ایجاد یک سری زمانی از شوک‌های سیاست مالی بهره گرفته‌اند. آنها برای استانداردسازی شوک‌ها، هر شوک مالیاتی برون‌زا را به‌صورت درصدی از تولید ناخالص داخلی در هر فصلی که شوک در آن رخ داده‌است، بیان کرده‌اند. معادله رگرسیون اولیه‌ای که در مطالعه رومر و رومر برآورد شده است، به‌صورت معادله (۲) بیان می‌شود.

$$\Delta Y_t = a + \sum_{i=1}^{m} b_i \, \Delta T_{t-i} + \sum_{j=1}^{n} c_j \, \Delta Y_{t-j} + \varepsilon_t \qquad (۲)$$

که در آن، Y لگاریتم تولید ناخالص داخلی، حقیقی است و ΔT نیز تغییرات مالیات برون‌زاست. رومر و رومر از مجموع ضرایب b_i برای تحصیل ضریب فزاینده مالیاتی استفاده کرده‌اند. بسط مدل رومر و رومر برمبنای مطالعه جونز و اولسون (۲۰۱٤) بوده است تا قادر باشند در آن، فرایندی آستانه‌ای را پیگیری کنند.

یک راهکار برای مدل‌سازی سری‌های زمانی با مدل‌های غیرخطی، تعریف وضعیت‌ها[1] یا رژیم‌های[2] مختلف و اجازه امکان وابستگی رفتار پویای متغیرهای اقتصادی به وضعیت یا رژیمی است که در هر نقطه مشخص از زمان اتفاق میفتد. این موضوع این امکان را فراهم می‌کند تا مقادیر وابسته به وضعیت ضرایب فزاینده مالی بررسی شود. برای این منظور، معادله آستانه‌ای زیر را در نظر می‌گیریم:

$$\Delta Y_t = \begin{cases} \mu_1 + \sum_{i=1}^{m} \alpha_i \Delta T_{t-i} + \sum_{j=1}^{n} a_j \Delta Y_{t-j} + \varepsilon_{1t} & if \quad z_{t-d} < \tau_1 \\ \mu_2 + \sum_{i=1}^{m} \beta_i \Delta T_{t-i} + \sum_{j=1}^{n} b_j \Delta Y_{t-j} + \varepsilon_{2t} & if \quad \tau_1 \le z_{t-d} < \tau_2 \\ \mu_3 + \sum_{i=1}^{m} \theta_i \Delta T_{t-i} + \sum_{j=1}^{n} c_j \Delta Y_{t-j} + \varepsilon_{3t} & if \quad z_{t-d} \ge \tau_3 \end{cases} \quad (۳)$$

که در آن، z_t متغیر آستانه، τ مقدار آستانه و d پارامتر تأخیر است. این احتمال وجود دارد که ضرایب با یکدیگر برابر شوند؛ در چنین حالتی مدل، خطی خواهد بود و ضریب فزاینده مالی در دو رژیم یکسان خواهد بود؛ یعنی، $\sum_{i=0}^{M} \beta_i = \sum_{i=0}^{M} b_i$.

در اینجا، همان تصحیح ارائه‌شده توسط رومر و رومر به‌کار برده شده با این تفاوت که متغیر آستانه و سطح آستانه بین رژیم‌ها از قبل تعیین نمی‌شود؛ بلکه فرایند هنسن[3] (۱۹۹۷) به‌کار می‌رود تا بهترین برآورد از متغیر آستانه ارائه شود. بر این اساس، مشاهدات متغیرهای آستانه بالقوه همانند $z^1 < z^2 < z^3 \ldots < z^t$ مرتب می‌شوند. هر مقدار از z^i می‌تواند به‌عنوان برآوردی از پارامتر آستانه لحاظ شود و سپس، آستانه با استفاده از فرایند جستجوی شبکه‌ای بر مقادیر بالقوه متغیر آستانه حاصل می‌شود.

در اینجا، براساس توضیح اندرز (۲۰۱۰) ۱۵ درصد از بالاترین و پایین‌ترین مقادیر مرتب‌شده آستانه را حذف می‌کنیم تا از وجود تعداد مشاهدات کافی در دو طرف آستانه اطمینان حاصل شود. آن سطحی از آستانه که مجموع مربعات پسماندها را حداقل کند، به‌عنوان «برآورد سازگاری از آستانه» معرفی می‌شود. تحت فرضیه صفر خطی بودن، متغیر آستانه یک پارامتر مزاحم نامشخص است. بنابراین، آماره آزمون خطی بودن را نمی‌توان با استفاده از یک آزمون استاندارد محاسبه کرد و همانند فرایند هنسن (۱۹۹۷) باید از طریق بوت استراپ حاصل شود (ابطحی، ۱۴۰۱).

٤. برآورد مدل و تجزیه و تحلیل یافته‌ها

در این مقاله برای برآورد ضرایب فزاینده مالیات‌ها در چارچوب وابسته به وضعیت رشد تولید در ایران از داده‌های فصلی لگاریتم تولید ناخالص داخلی حقیقی (Y) و لگاریتم درآمدهای مالیاتی (T) طی دوره ۱۳۶۹:۰۲– ۱۳۹۸:۰٤ استفاده شده است. قبل از برآورد مدل، آزمون ریشه واحد بر متغیرهای مدل صورت گرفته تا از وجود مانایی در متغیرهای مورداستفاده در مدل اطمینان حاصل شود.

[1] States
[2] Regimes
[3] Hansen

نتایج آزمون‌های ریشه واحد دیکی فولر تعمیم‌یافته (ADF)، فیلیپس پرون (PP) و کوواتساکی- فیلیپس- اسمیت و شین (KPSS) و همچنین، با توجه به تواتر فصلی داده‌ها، آزمون ریشه واحد فصلی هگی ($HEGY$) نشان می‌دهد که تمامی سری‌های مورد استفاده در مدل ایستا هستند.[1]

جدول ۱. آزمون‌های ریشه واحد

		ΔY	ΔT
ADF		-۱۴/۴۵ (-۲/۸۹)	-۴/۳۸ (-۲/۸۹)
PP		-۴۳/۰۳ (-۲/۸۹)	-۱۵/۱۹ (-۲/۸۹)
KPSS		۰/۲۳ (۰/۴۶)	۰/۱۳ (۰/۴۶)
HEGY	وجود ریشه واحد غیر فصلی	-۷/۷۰۹ [۰/۰۰۵۶]	-۴/۳۹ [۰/۰۱]
	وجود ریشه واحد فصلی	۱۳/۱۶ [۰]	۱۸/۱۲ [۰]

- مقادیر داخل () معرف مقدار بحرانی و مقادیر داخل [] معرف سطح احتمال آزمون است.

منبع: یافته‌های پژوهش

جدول (۱) نتایج مربوط به انتخاب مدل و پارامترهای آستانه‌ای برآوردشده را گزارش می‌دهد. در این جدول، متغیر آستانه، مقادیر آستانه، مقدار آماره F برای فرضیه صفر خط بودن و مقادیر بوت استراپ بحرانی مربوط به آزمون هنسن (۱۹۹۷) در هرسطحی از متغیر آستانه ارائه شده است. براساس نتایج این جدول، باوجود متغیر آستانه ΔY_{t-1}، وجود دو آستانه مورد تائید قرار می‌گیرد. اما با متغیر آستانه ΔY_{t-2} ، تنها وجود یک آستانه تائید می‌شود. از طرف دیگر، با توجه به معیار اطلاعاتی AIC، متغیر آستانه ΔY_{t-1} انتخاب‌شده و مدل با وجود دو آستانه برآورد می‌شود.

جدول ۲. آزمون هنسن (۱۹۹۷) برای فرایندهای آستانه‌ای

متغیر آستانه	تعداد آستانه	F آزمون	P-value	AIC
ΔY_{t-1}	۱	۳/۵	۰	-۲/۹۱
	۲	۲/۶	۰/۰۰۳	-۳/۸۵
ΔY_{t-2}	۱	۳/۶	۰	-۲/۹۵
	۲	۱/۰۴	۰/۴۵	-۳/۶۶

منبع: یافته‌های پژوهش

[1] به‌دلیل رعایت اختصار، برخی از جداول آزمون‌ها حذف شده است.

جدول (۲) نتایج آماره Q یونگ باکس از پسماندها و مربع پسماندها را در مدل آستانه‌ای برآوردشده نشان می‌دهد. معنادار نبودن مقادیر آماره برای پسماندها و مربع پسماندها تا ۱۲وقفه در اینجا نشان می‌دهد که مدل از تصریح مناسبی برخوردار است.

جدول ۳. آماره‌های Q یونگ- باکس از مقادیر پسماندها و مربع پسماندهای مدل برآوردشده

وقفه	پسماندها	مربع پسماندها
۲	۳/۱۵ (۰/۹۷)	۲/۲۹ (۰/۳۲)
٤	٤/۰۹ (۰/۳۹)	۷ (۰/۱٤)
۸	٤/۷۷ (۰/۵۷)	۱۱/٦۵ (۰/۹۷)
۱۲	۹/۷۰ (۰/۲۸)	۱٤/۹۵ (۰/۹۷)

- مقادیر داخل پرانتز معرف P-value است.

منبع: یافته‌های پژوهش

نتایج برآورد مدل در جدول (۳) آمده است. با توجه به مقادیر آستانه‌های برآوردی $\tau_2 = 0.045$ و $\tau_1 = -0.26$، نمونه مورد بررسی در این مقاله به سه رژیم رشد اقتصادی تفکیک شده است. این رژیم‌ها را می‌توان به سه رژیم ۱. پایین رشد $(\Delta Y_{t-1} < -0.26)$؛ ۲. میانی رشد $(-0.26 \leq \Delta Y_{t-1} < 0.045)$ و ۳. بالای رشد اقتصادی $(\Delta Y_{t-1} \geq 0.045)$ دسته‌بندی کرد. با توجه به آستانه‌های برآوردشده، زمانی که $\Delta Y_{t-1} < -0.26$، ضریب فزاینده مالیاتی $\sum_{i=0}^{p} \alpha_i$ خواهد بود. همچنین، در رژیم‌های رشد میانی $(-0.26 \leq \Delta Y_{t-1} < 0.045)$ و رشد بالا $(0.045 \leq \Delta Y_{t-1})$ نیز، ضریب فزاینده مالیاتی به‌ترتیب، برابر با $\sum_{i=0}^{p} \beta_i$ و $\sum_{i=0}^{p} \theta_i$ خواهد بود. در اینجا، به پیروی از رومر رومر (۲۰۱۰) ضرایب فزاینده مالیاتی با جمع ضرایب α_i، β_i و θ_i، در رژیم‌های سه‌گانه، استخراج‌شده و در نمودار (۱) ترسیم شده است. با توجه به مقادیر آستانه‌های حاصل‌شده برای ΔY_{t-1}، نمودار (۱) تأثیر یک درصد افزایش مالیات بر رشد تولید حقیقی را در هر رژیم نشان می‌دهد.

جدول ٤. برآورد مدل آستانه‌ای از ضرایب فزاینده مالیاتی در اقتصاد ایران

پارامترها	برآورد (P-Value)	پارامترها	برآورد (P-Value)	پارامترها	برآورد (P-Value)
μ_1	۰/۰۰۸ (۰/۸۰)	μ_2	-۰/۰۰۱ (۰/۹۳)	μ_3	۰/۳۰۳ (۰/۰)
α_0	-۰/۰۹۲ (۰/۳٦)	β_0	۰/۰۰۱ (۰/۹٦)	θ_0	۰/٤۳۳ (۰/۰)
α_1	-۰/۱۸۱ (۰/۰۷)	β_1	۰/۰٤۰ (۰/۱۷)	θ_1	-۰/۲٦٦ (۰/۰۲)

برآورد (P-Value)	پارامترها	برآورد (P-Value)	پارامترها	برآورد (P-Value)	پارامترها
−۰/۷۲۶ (۰/۰)	θ_2	−۰/۰۰۵ (۰/۸۶)	β_2	−۰/۳۰۷ (۰/۰۱)	α_2
−۱/۳۸۸ (۰/۰)	θ_3	−۰/۰۳۸ (۰/۱۸)	β_3	۰/۳۵۶ (۰/۰)	α_3
−۰/۸۹۴ (۰/۰)	θ_4	−۰/۰۱ (−۰/۷۷)	β_4	۰/۰۱۷ (۰/۸۷)	α_4
−۰/۸۳۹ (۰/۰)	θ_5	۰/۰۱۲ (۰/۷۰)	β_5	۰/۱۶۶ (۰/۰۸)	α_5
۰/۴۹۳ (۰/۰۷)	θ_6	۰/۰۳۵ (۰/۲۵)	β_6	−۰/۲۰۸ (۰/۰۶)	α_6
−۰/۳۵۰ (۰/۰۶)	θ_7	۰/۰۳۶ (۰/۲۳)	β_7	−۰/۴۴۳ (۰/۰)	α_7
−۰/۹۸۶ (۰/۰)	θ_8	۰/۰۷۹ (۰/۰۱)	β_8	۰/۱۳۶ (۰/۰۷)	α_8
۰/۱۴۸ (۰/۰۸)	θ_9	۰/۰۱۹ (۰/۵۴)	β_9	−۰/۱۴۷ (۰/۱۷)	α_9
−۰/۵۴۶ (۰/۰۴)	θ_{10}	۰/۰۰۷ (۰/۸۱)	β_{10}	۰/۰۸۳ (۰/۲۹)	α_{10}
−۰/۹۹۰ (۰/۰۳)	c_1	−۰/۰۱۷ (۰/۹۴)	b_1	−۱/۰۰۸ (۰/۰۲)	a_1
−۱/۰۵۵ (۰/۰۲)	c_2	۰/۰۹۰ (۰/۴۱)	b_2	−۰/۱۳۰ (۰/۳۳)	a_2
۳/۲۸(۰/۰۸) $H_0: \sum_{i=0}^{p} \alpha_i = \sum_{i=0}^{p} \beta_i$ ۱۰/۹۴(۰/۰۰۲) $H_0: \sum_{i=0}^{p} \beta_i = \sum_{i=0}^{p} \theta_i$ ۷/۳۰(۰/۰۰۹) $H_0: \sum_{i=0}^{p} \alpha_i = \sum_{i=0}^{p} \theta_i$				۲/۲۸(۰/۱۴) $H_0: \sum_{i=0}^{p} \alpha_i = 0$ ۱/۲۶(۰/۲۷) $H_0: \sum_{i=0}^{p} \beta_i = 0$ ۱۰/۳(۰/۰۰۲) $H_0: \sum_{i=0}^{p} \theta_i = 0$	

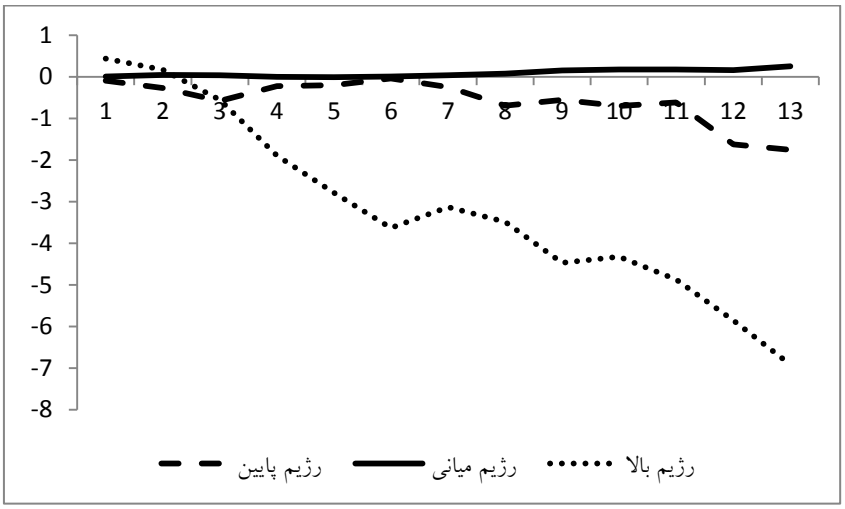
– مقادیر داخل پرانتز معرف P-value است.

منبع: یافته‌های پژوهش

ضرایب فزاینده در رژیم میانی رشد اقتصادی، درمجموع، مثبت است؛ اما، بررسی آزمون معناداری این ضرایب با استفاده از آزمون محدودیت‌های والد نشان می‌دهد این ضرایب معنادار و درمجموع، ضریب فزاینده مالیاتی نیز در چنین رژیمی معنادار نیست. اما ضرایب فزاینده در رژیم پایین رشد اقتصادی مقادیری منفی و درمجموع، ضریب فزاینده کل($\sum_{i=0}^{p} \beta_i$) نشان‌دهنده تأثیر منفی و فزاینده مالیات‌ها بر رشد اقتصادی است و در پایان فصل دهم، مقداری برابر با ۰/۶۲− خواهد داشت. اما همان‌گونه که براساس نتایج آزمون‌ها در این رژیم نیز فرضیه $\sum_{i=0}^{p} \alpha_i = 0$ رد

نمی‌شود و بنابراین، ضریب فزاینده مالیاتی در رژیم رشد پایین اقتصادی نیز معنادار نیست. اما در رژیم بالای رشد اقتصادی مقدار ضریب فزاینده به‌صورت مستمر درحال کاهش بوده و در پایان فصل دهم نیز مقداری برابر با ٤/٨٧- خواهد داشت. نتایج آزمون محدودیت‌ها نیز نشان می‌دهد بیشتر ضرایب مدل در بخش رژیم بالای رشد اقتصادی معنادار است و فرضیه صفر $\sum_{i=0}^{p}\theta_i = 0$ نیز در سطح معناداری یک درصد رد می‌شود. حتی در اینجا رد فرضیه‌های زیر نشان می‌دهد ضرایب فزاینده رژیم بالای رشد اقتصادی از رژیم‌های پایین و میانی کاملاً متفاوت است و تأثیر افزایش یک درصد درآمدهای مالیاتی بر رشد اقتصادی زمانی که اقتصاد در رژیم بالای رشد اقتصادی است، کاملاً معنادار و متفاوت از رژیم‌های پایین و میانی رشد اقتصادی است.

$$H_0: \sum_{i=0}^{p}\alpha_i = \sum_{i=0}^{p}\theta_i \quad , \quad H_0: \sum_{i=0}^{p}\beta_i = \sum_{i=0}^{p}\theta_i$$



نمودار ۱. ضریب فزاینده مالیاتی در رژیم‌های رشد اقتصادی

منبع: یافته‌های پژوهش

۵. نتیجه‌گیری و پیشنهادها

در این مقاله به بررسی آثار وابسته به وضعیت ضریب فزاینده مالیاتی در ایران پرداخته شد. در این راستا، مساله پژوهشی ناظر به اقتصاد ایران این بوده است که کاهش مالیات‌ها تا چه اندازه می‌تواند محرک تولید باشد و میزان تحریک‌پذیری تولید از تغییرات مالیات‌ها در دوره‌های مختلف رشد تولید چگونه بوده است. برای این منظور مقدار ضریب فزاینده مالیاتی در یک چارچوب غیرخطی برآورد شد. بدین‌منظور، مدل آستانه‌ای مصرّح رومر و رومر (۲۰۱۰) به‌کار برده شد تا ضرایب وابسته به وضعیت درآمدهای مالیاتی برای بررسی آثار سیاست‌های مالی بر رشد تولید در اقتصاد ایران اجرا شود. در برآورد مدل با توجه به مقادیر آستانه‌های برآوردشده، نمونه مورد بررسی به سه رژیم پایین رشد، میانی رشد و بالای رشد اقتصادی تعریف و مفهوم‌سازی شد.

نتایج برآورد مدل آستانه‌ای نشان داد ضرایب فزاینده در رژیم میانی رشد اقتصادی درمجموع مثبت و غیرمعنادار است و ضریب فزاینده مالیاتی در چنین رژیمی، معنادار نبوده است. همچنین، ضرایب فزاینده در رژیم پایین رشد

اقتصادی نیز مقادیری منفی و نشان‌دهنده تأثیر منفی و فزاینده مالیات‌ها بر رشد اقتصادی بوده است. اما فرضیه برابری صفر مجموع این ضرایب نیز رد نشد و ضریب فزاینده مالیاتی در رژیم رشد پائین اقتصادی نیز معنادار نبوده است. در رژیم بالای رشد اقتصادی بیشتر ضرایب معنادار بوده و مقدار ضریب فزاینده به‌صورت تقریبی درحال کاهش بوده است.

نتایج آزمون محدودیت‌ها نشان داد فرضیه برابری صفر ضرایب فزاینده در این رژیم در سطح معناداری یک درصد رد شده است. همچنین، ضرایب فزاینده رژیم بالای رشد اقتصادی از رژیم‌های پایین و میانی کاملاً متفاوت بوده و تأثیر افزایش یک درصد درآمدهای مالیاتی بر رشد اقتصادی زمانی که اقتصاد در رژیم بالای رشد اقتصادی است کاملاً معنادار و متفاوت از رژیم‌های پایین و میانی رشد اقتصادی است.

سرانجام، مقایسه ضرایب به‌دست‌آمده در رژیم‌های مختلف رشد اقتصادی نشان داد ضرایب فزاینده مالیاتی در دوره‌هایی با رشد پایین اقتصادی، کوچک‌تر می‌شوند و این ضرایب در زمان‌های رشد بالا نسبت به‌کل دوره نمونه بزرگ‌تر می‌شوند. بنابراین، اگرچه در رژیم‌های پایین و میانی رشد، مالیات‌ها ابزار مناسبی برای تحریک تولید به شمار نمی‌روند؛ اما در رژیم بالای رشد اقتصادی در ایران مالیات‌های ابزار سیاستی مؤثری به شمار می‌روند. درواقع، چنانچه براساس مطالعه آرین و همکاران (۲۰۱۵) رژیم‌های رشد اقتصادی بالا را به‌عنوان زمان‌های خوب در اقتصاد تعبیر کنیم، نتایج نشان می‌دهد که سیاست‌های مالیاتی در زمان‌های خوب ابزارهای کاملاً مؤثری هستند و این موضوع با نتایج مطالعات آرین و همکاران (۲۰۱۵) و سیمز و ولف (۲۰۱۸) مطابقت دارد.

براین‌اساس، نتیجه این مقاله همانند مطالعات پیشین بر نقش سیاست مالی (منظور، سیاست‌های مالیاتی) به‌عنوان یک ابزار تثبیت‌کننده با استفاده از «ابزار مناسب» در «زمان مناسب» تأکید می‌کند. بنابراین، برآورد ضرایب فزاینده مالی در وضعیت‌های مختلف رشد اقتصادی نشان داد در دوره‌هایی که رشد تولید پایین است، کاهش مالیات‌ها نمی‌تواند تأثیر معناداری بر رشد تولید داشته باشد و براین‌اساس، سیاست‌های مالیاتی در دوران رکود (در رژیم پایین رشد اقتصادی) نقش مؤثری ایفا نمی‌کنند و اما در دوران رونق می‌توانند به ابزار کاملاً مؤثری برای تثبیت و ماندگاری رشد اقتصادی تبدیل شوند.

چنین نتایجی می‌تواند پیشنهادهای سیاستی مشخصی در برداشته باشد. در دوره‌هایی با رشد پایین تولید سیاست‌گذاران بهتر است از کاربرد محرک‌های مالیاتی به‌عنوان ابزاری برای افزایش تقاضا و رشد تولید بپرهیزند؛ زیرا استفاده از چنین ابزاری در زمان‌های رشد پایین تولید، اثربخشی چندانی ندارد؛ اما با بالا رفتن رشد تولید، محرک‌های مالیاتی می‌تواند ابزار مناسبی برای ماندگاری رشد اقتصادی تلقی شود و به سیاست‌گذاران کمک کند با استفاده از این ابزار، تداوم رشد تولید را میسر کنند و مانع از چرخش تولید به وضعیت‌های رکوردی شوند.

منابع

- ابطحی، سیدیحیی (۱۴۰۱). *اقتصادسنجی مدل‌های چرخش رژیم (نظریه و کاربرد): مدل‌های آستانه‌ای*. انتشارات نور علم: تهران، چاپ اول.
- حسین‌پور، مهناز، هژبرکیانی، کامبیز، زندی، فاطمه، دهقانی، علی و سعیدی، خلیل (۱۳۹۸). برآورد ضرایب فزاینده مالی ایران در مقایسه تطبیقی با کشورهای منتخب منا. *مجله اقتصاد مالی*، ۱۳(۴۸)، ۱۴۶-۱۱۱.

- حیدری، حسن و سعیدپور، لسیان (۱۳۹٤). تجزیه‌وتحلیل تأثیر شوک‌های سیاست مالی و ضرایب فزاینده مالی اقتصاد ایران در چارچوب مدل کینزین‌های جدید. *فصلنامه علمی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، ۵(۲۰(۲۰))، ٦۱-۷۸.
- خداویسی، حسن و عزتی‌شورگلی، احمد (۱۳۹۸). برآورد ضریب فزاینده سیاست مالی در اقتصاد ایران: کاربردی از مدل‌های خودرگرسیون‌برداری ساختاری و مارکوف سوئیچینگ. *مجله پژوهش‌های اقتصادی (رشد و توسعه پایدار)*، ۱۹(٤)، ۱۱۰-۷۷.
- مهدی‌زاده، مریم، موسوی جهرمی، یگانه، غلامی، الهام و سرلک، احمد (۱۳۹۷). برآورد ضریب فزاینده مالی در ایران با تأکید بر نحوه خرج‌کرد درآمدهای نفتی. *مجله اقتصاد مالی*، ۲۱(٤۳)، ٤۸-۲۱.
- Arin, P., Koray, F., & Spagnolo, N. (2015). Fiscal multipliers in good times and bad times. *Journal of Macroeconomics*, *44*, 303– 311.
- Auerbach, A., & Gorodnichenko, Y.(2012). *Fiscal multipliers in recession and expansion*, NBER Chapters, in: Fiscal policy after the financial crisis, national bureau of economic research, Inc. 63-98.
- Aursland, T., Frankovic, I., Kanik, B., & Saxegaard, M. (2020). State-dependent fiscal multipliers in NORA - A DSGE model for fiscal policy analysis in Norway. *Economic Modelling*, *Elsevier*, *93*(C), 321-353.
- Barro, R., & Redlick, C., (2011). Macroeconomic effects from government purchases and taxes. *Quarterly Journal of Economics*, *126* (1), 51–102.
- Bachmann, R., & Sims, E. (2012). Confidence and the transmission of government spending shocks. *Journal of Monetary Economics*, *Elsevier*, *59*(3), 235-249.
- Blanchard, O. (2019). Public debt and low interest rates. *American Economic Review*, *109* (4), 1197-1229.
- Blanchard, O., & Leigh, D. (2013). *Growth Forecast Errors and Fiscal Multipliers*. International Monetary Fund (IMF) working paper.
- Blanchard, O., & Perotti, R. (2002). An empirical characterization of the dynamic effects of changes in government spending and taxes on output. *Quarterly Journal of Economics*, *117*, 1329–1368.
- Eichenbaum, M. S. (2019). Rethinking fiscal policy in an era of low interest rates. *Macroeconomic Review*, *18* (1), 90-99.
- Hansen, B. (1997). Inference in TAR models. *Studies in Nonlinear Dynamics and Econometrics*, *2*(1), 1–14.
- Jones, P., & Olson, E. (2014). Tax multipliers and monetary policy: Evidence from a threshold model. *Economics Letters*, *Elsevier*, *122*(2), 116-118.
- Leeper, E. M., Walker, T. B. & Susan Yung, S-C. (2013). Fiscal foresight and information flows. *Econometrica*, *81*(3), 1115-1145.
- Mertens, K., & Ravn, M. (2014). A reconciliation of SVAR and narrative estimates of tax multipliers. *Journal of Monetary Economics*, *Elsevier*, *68*(S), 1-19.
- Mittnik, S., & Semmler, W. (2012). Regime dependence of the fiscal multiplier. *Journal of Economic Behavior & Organization*, *Elsevier*, *83*(3), 502-522.
- Rachel, L., & Summers, L. H. (2019). *On falling neutral real rates, fiscal policy, and the risk of secular stagnation*. Brookings papers.
- Romer, C., & Romer, D.H. (2010). The macroeconomic effects of tax changes: Estimates based on a new measure of fiscal shocks. *American Economic Review*, *100*, 763–801.
- Ramey, V., & Zubairy, S. (2018). Government spending multipliers in good times and in bad: Evidence from US historical data. *Journal of Political Economy*, *126*(2), 850-901.
- Sims, E., & Wolff, J. (2018). The state-dependent effects of tax shocks. *European Economic Review*, *Elsevier*, *107*(C), 57-85.