بررسی اثربخشی مخارج دولت و مالیات طی ادوار تجاری: کاربرد مدل خودرگرسیون برداری آستانه‌ای

احمد عزتی شورگلی[1]
تیرداد احمدی[2]
پریسا صحرایی[3]
رامین رحیمی[4]

چکیده

یکی از مهم‌ترین فاکتورها که دولت‌ها و سیاست‌گذاران اقتصادی با اتکا به آن دست به اعمال سیاست مالی می‌زنند، ضریب فزاینده سیاست مالی است. این ضریب که میزان اثربخشی سیاست مالی در تحریک تولید و تثبیت اقتصادی را نشان می‌دهد همواره جزء مباحث پرمناقشه بین اقتصاددانان و پژوهشگران بوده است، زیرا هیچ توافق نظری در مورد اندازه این ضریب وجود ندارد، لذا پژوهشگران متعددی سعی در برآورد تجربی ضریب فزاینده سیاست مالی پرداخته‌اند، این تلاش که بعد از بحران جهانی ۲۰۰۸-۲۰۰۷ به علت نقش به‌سزای این ابزار سیاستی در کاهش بحران‌ها دوچندان شده است، موضوع و هدف اصلی مطالعه حاضر است؛ لذا این مقاله در همین راستا با استفاده از داده‌های فصلی اقتصاد ایران طی دوره زمانی۱: ۱۳۶۹-۴: ۱۳۹۶، با به‌کارگیری مدل غیرخطی خودرگرسیون برداری آستانه‌ای به برآورد ضریب فزاینده آنی وتجمعی (۱۰ و ۲۰ فصل) سیاست مالی پرداخته است. نتایج حاصل از آزمون ریشه واحد غیرخطی TAR و آزمون هم‌انباشتگی غیرخطی $TVECM$ نشان داد که درجه انباشتگی بعضی از متغیرهای مورد استفاده در تحقیق غیرخطی است، همچنین رابطه هم‌انباشتگی بین متغیرهای مورد استفاده از یک رابطه غیرخطی تبعیت می‌کند، همچنین تخمین مدل خودرگرسیون برداری آستانه‌ای و برآورد توابع واکنش ضربه غیرخطی شبیه‌سازی و بوت‌استراپ شده نشان داد که ضریب فزاینده مخارج عمرانی و جاری دولت در دوره رکود بزرگتر از دوره رونق است این موضوع برای مالیات برعکس می‌باشد، همچنین بزرگترین ضریب فزاینده در بین سه ابزار سیاست مالی مربوط به مخارج جاری دولت است.

واژه‌های کلیدی: ضریب فزاینده سیاست مالی، ادوار تجاری، مدل خودرگرسیون برداری آستانه‌ای

تاریخ دریافت: ۱۳۹۸/۰۲/۰۹، تاریخ پذیرش: ۱۴۰۰/۰۴/۲۲

۱. دانش آموخته دکتری اقتصاد بین الملل، دانشکده اقتصاد، دانشگاه ارومیه، ارومیه، ایران، ahmetezzati@gmail.com
۲. استادیار، دانشگاه آزاد اسلامی، واحد تهران مرکز،تهران، ایران (نویسنده مسئول)، tirdadahmadi@yahoo.com
۳. دانش آموخته کارشناسی ارشد اقتصاد نظری، دانشگاه تهران، تهران، ایران، parisahrayi69@gmail.com
۴. دانش آموخته دکتری، دانشکده اقتصاد و مدیریت دانشگاه ارومیه، ارمیه، ایران، rahimi_ramin57@gmail.com

[Downloaded from taxjournal.ir on 2026-10-05]

[DOI: 10.52547/taxjournal.29.50.27]

۱- مقدمه

بحث نسبتاً تازه‌ای که در ادبیات اقتصاد کلان و کارهای تجربی در رابطه با ضریب فزاینده سیاست مالی مطرح‌شده است به بزرگتر شدن ضریب فزاینده سیاست مالی در دوره رکود برمی‌گردد که پس از بحران جهانی سال ۲۰۰۸-۲۰۰۷ توسط محققان متعددی به‌طورجدی مورد بررسی قرارگرفته شده است، به‌نحوی‌که اورباج و قورودنیچنکو (۲۰۱۲)، با استفاده از داده‌های کشور آمریکا به این نتیجه رسیدند که ضریب فزاینده سیاست مالی طی دوره رکود بزرگتر از دوره رونق است، از سویی دیگر بلنچارد و لیق (۲۰۱۳) با بررسی ضریب فزاینده سیاست مالی ۲۷ کشور اروپایی به این نتیجه رسیدند که ضریب فزاینده سیاست مالی که توسط بانک جهانی برای کشورهای مذکور جهت سیاست‌گذاری توصیه شده است، کمتر از حد واقعی برآورد شده است، زیرا بانک جهانی در برآوردهای خود بزرگتر شدن ضریب فزاینده سیاست مالی طی دوره رکود نسبت به دوره رونق را نادیده گرفته است.

بنابراین اختلاف‌نظر در مورد ضریب فزاینده کینزی از بعد نظری به مطالعات تجربی نیز کشیده شد و جریان اصلی سعی در آن دارد که نشان دهد ضریب فزاینده سیاست مالی کوچک و ضعیف است، به‌نحوی‌که بعد از بحران جهانی ۲۰۰۸-۲۰۰۷ که توجه اکثر اقتصاددانان به سمت سیاست‌های مالی معطوف شد، اندازه‌گیری ضریب فزاینده سیاست مالی به یکی از مهم‌ترین موضوعات ادبیات تجربی تبدیل شد (Çebi, 2107: 1184)، زیرا اولاً، تعیین مقدار ضریب فزاینده سیاست مالی نشان‌دهنده میزان اثربخشی سیاست مالی در تحریک تولید است، دوما؛ ضریب فزاینده سیاست مالی تحت تأثیر عوامل مختلفی ازجمله؛ درجه توسعه‌یافتگی، درجه باز بودن اقتصاد، درجه انعطاف‌پذیری نرخ ارز، بدهی دولت و ادوار تجاری است (Deskar-Škrbić et al., 2017: 337). حال با توجه به اختلاف فکری مکاتب اقتصادی در مورد میزان ضریب فزاینده، موضوعیت یافتن نقش سیاست مالی در خروج از بحران‌ها و رکودها (اثربخشی بیشتر سیاست مالی نسبت به سیاست پولی در دوران رکود) و تغییر یافتن اندازه ضریب فزاینده سیاست مالی متناسب با شرایط اقتصادی، محققان زیادی را در سرتاسر جهان با چالشی دوباره مواجه کرد که به برآورد دوباره ضریب فزاینده سیاست مالی بپردازند.

سیاست‌های مالی در قالب ابزارهای بودجه‌ای دولت، یعنی مخارج دولت و مالیات در اقتصاد اعمال می‌شود، این در حالی است که در اقتصاد ایران، به عنوان یک کشور صادرکننده نفت، سیاست مالی با درآمدهای نفتی گره خورده است، به نحوی که شوک‌های وارد شده از سمت مخارج دولت و مالیات بر اقتصاد، بیشتر تحت تاثیر درآمدهای نفتی کشور است. البته قابل ذکر است که مخارج عمرانی وابستگی بیشتری نسبت به مخارج جاری دولت (به علت ویژگی چسبندگی و انعطاف‌ناپذیری این مخارج نسبت به مخارج عمرانی) دارد و با نوسانات نفتی، بیشتر تحت تاثیر قرار می‌گیرد. درآمدهای نفتی، درآمدهای مالیاتی را نیز در اقتصاد ایران تحت تاثیر قرار می‌دهد، زیرا با افزایش درآمدهای نفتی و رونق اقتصادی حاصل از آن، درآمد اشخاص حقیقی و حقوقی نیز افزایش می‌یابد

[Downloaded from taxjournal.ir on 2026-10-05]

[DOI: 10.52547/taxjournal.29.50.27]

که نتیجه آن افزایش درآمدهای مالیاتی دولت خواهد بود. از سویی تحریم‌های اقتصادی اخیر نیز منجر به کاهش شدید درآمدهای نفتی و تمرکز دولت به افزایش دومین منبع مهم درآمدی خود یعنی مالیات جهت پوشش کسری بودجه می‌باشد، از این منظر اهمیت مالیات در اقتصاد ایران بیش از اندازه مهم است، زیرا با افزایش درآمدهای نفتی، افزایش (به علت رونق اقتصادی) و با کاهش درآمدهای نفتی (جهت پوشش کسری بودجه و پر کردن جای خالی درآمدهای نفتی در اقتصاد) نیز می‌تواند افزایش یابد.

با این حال طی سال‌های اخیر افزایش چشمگیر درآمدهای مالیاتی و جایگزین شدن هرچه بیشتر درآمدهای مالیاتی به جای درآمدهای نفتی در بودجه دولت، نقش به سزای این ابزار سیاست مالی را در اقتصاد پررنگ‌تر می‌کند. از سویی دیگر بیشترین وزن در ترکیب مخارج دولت در اقتصاد ایران مربوط به مخارج جاری است. لذا در سال‌های اخیر افزایش درآمدهای مالیاتی بیشتر معطوف به پوشش هزینه‌های جاری دولت بوده است، با این حال اقتصاد ایران یک اقتصاد نفتی است که شوک‌های نفتی هم منابع درآمدی و هم هزینه‌های دولت را شدیدا تحت تاثیر قرار می‌دهد، یقینا مهم‌ترین هدف دولت در هر اقتصادی نیل به رشد اقتصادی مطلوب است. دولت‌ها نیز در اقتصاد ایران همواره به دنبال افزایش مخارج دولت جهت تحریک طرف تقاضای اقتصاد و افزایش تولید از طریق کانال ضریب فزاینده سیاست مالی بوده‌اند. اما بایستی دقت شود که اقتصاد ایران به مانند هر اقتصاد دیگری دارای رکود و رونق بوده است و شوک‌های ایجاد شده در مخارج دولت و درآمدهای مالیاتی بیشتر تحت تاثیر درآمدهای نفتی در اقتصاد بوده است، حال سوال اصلی تحقیق حاضر این است که شوک‌های سیاست مالی طی دوره‌های رکود و رونق اقتصادی چه تاثیری بر رشد اقتصادی داشته است و ضریب فزاینده سیاست مالی به عنوان یک ابزار قدرتمند تثبیت کننده که قادر به تحریک تولید و کاهش نوسانات طی ادوار تجاری است، چگونه تغییر اندازه داده است.

در ادامه این مقاله و در بخش دوم، مبانی نظری، بخش سوم، بررسی روند مالیات و مخارج دولت در اقتصاد ایران، بخش چهارم، پیشینه مطالعات انجام‌شده، بخش پنجم، معرفی مدل و متغیرها و روش انجام تحقیق، بخش ششم، یافته‌های تجربی تحقیق و در قسمت آخر تحقیق، نتیجه‌گیری ارائه‌شده است.

۲- مبانی نظری

۲-۱- ضریب فزاینده کینزی و انتقادات وارده بر آن (دیدگاه‌های مختلف در رابطه با مقدار ضریب فزاینده)

ضریب فزاینده سیاست مالی، مهم‌ترین فاکتوری است که دولت‌ها به پشتوانه آن از سیاست‌های اجرای شده خود در شرایط مختلف اقتصادی حمایت و دفاع می‌کنند. به‌طور مثال، در طول رکود اقتصادی که مصرف و سرمایه‌گذاری بخش خصوصی کاهش می‌یابد، دولت‌ها با متوسل شدن به مفهوم ضریب فزاینده کینزی از

[Downloaded from taxjournal.ir on 2026-10-05]

[DOI: 10.52547/taxjournal.29.50.27]

سیاست مالی می‌توانند به منظور حفظ تقاضای مؤثر، هزینه‌ها و مخارج خود را افزایش دهند، اما با افزایش مصرف و سرمایه‌گذاری بخش خصوصی در دوره رونق، دولت‌ها می‌تواند میزان مخارج خود را به‌منظور حفظ تعادل بودجه کاهش دهند. ایده کینزگرایان مبنی بر این‌که کسری بودجه دولت یک ابزار قدرتمند و مؤثر برای خروج از دوره رکود است به چالش کشیده شد. قابل ذکر است که ضریب فزاینده سیاست مالی در مکتب کینزی نیز همیشه بزرگتر از یک نیست و متناسب با شرایط و عوامل مختلفی (ازجمله: درجه اشتراک و ماندگاری سیاست پولی، وضعیت بازار مالی، وضعیت نظام نرخ ارز و درجه باز بودن اقتصاد) تغییر می‌کند. به‌عنوان مثال، در یک نظام نرخ ارز شناور ضریب فزاینده مخارج دولت کوچکتر از یک است، به‌نحوی‌که درنتیجه افزایش شدید مخارج دولت، نرخ بهره افزایش می‌یابد و از سویی ارزش پول ملی نیز تقویت شود و همین موضوع باعث می‌شود که واردات افزایش و صادرات کاهش یابد. به‌طور مشابه نیز در یک اقتصاد باز، اثرات افزایش مخارج دولت از طریق واردات نشت می‌یابد و ضریب فزاینده نیز کوچکتر می‌شود (Tang et al., 2013: 104).

اولین انتقاد توسط اقتصاددانانی انجام گرفت که سنتز نئوکلاسیک را توسعه دادند که بیشتر تحت عنوان اقتصاددانان در چارچوب مدل IS − LM نیز شناخته می‌شوند. به نحوی که در تحلیل این اقتصاددانان، ضریب فزاینده سیاست مالی صرفاً در کوتاه‌مدت مثبت است، این ایده که توسط فریدمن و فلپس (۱۹۶۰) مطرح شد، بدین صورت است که در دوره کوتاه‌مدت چسبندگی قیمت‌ها و دستمزدها وجود دارد و اقتصاد پایین‌تر از نرخ بیکاری طبیعی فعالیت می‌کند (منحنی IS نزولی)، اما در بلندمدت که چسبندگی قیمت‌ها و دستمزدها ناپدید می‌شود و اقتصاد در ظرفیت کامل فعالیت می‌کند، ضریب فزاینده سیاست تقریباً برابر با صفر می‌شود. بنابراین مطابق با دیدگاه نئوکلاسیک‌ها، ضریب فزاینده سیاست مالی صرفاً در کوتاه‌مدت مثبت و کوچکتر از یک است و در بلندمدت به سمت صفر میل می‌کند، این بدان علت است که با اضافه شدن فرض مصرف‌کنندگان و بنگاه‌های آینده‌نگر و حداکثرسازی مطلوبیت بین دوره‌ای در مدل‌های نئوکلاسیک، منجر به این می‌شود که با افزایش مخارج دولت، مصرف‌کنندگان پیش‌بینی می‌کنند که دولت به‌منظور تأمین این افزایش مخارج در آینده مالیات‌ها را افزایش خواهد داد و درنتیجه نرخ بهره افزایش خواهد یافت و این موضوع باعث می‌شود که مصرف‌کنندگان مقداری از درآمد خود را پس‌انداز کنند و کمتر مصرف کنند و از سویی افزایش نرخ بهره تاثیر منفی بر سرمایه‌گذاری خواهد داشت این موضوع که در ادبیات اقتصاد کلان به اثر جایگزینی[1] معروف است، منجر به کوچکتر شدن ضریب فزاینده سیاست مالی نسبت به ضریب فزاینده استاندارد کینزی می‌شود (Hall, 2009: 187).

این در حالی است که با اضافه شدن مواردی دیگر به مباحث نئوکلاسیک دو حالت افراطی قابل تصور است و این مربوط به حالتی است که یا ضریب فزاینده صفر و یا منفی است، دومین انتقاد به ایده‌های استاندارد کینزی

1. Crowding Out

[Downloaded from taxjournal.ir on 2026-10-05]

[DOI: 10.52547/taxjournal.29.50.27]

که رادیکال‌تر از انتقاد قبلی است با اضافه شدن فرضیه انتظارات عقلایی[1] و تئوری برابری ریکاردویی[2] در دهه ۱۹۷۰ میلادی به مدل‌های کلان اقتصاد نئوکلاسیک صورت گرفت، به نحوی که در این تحلیل، ضریب فزاینده سیاست مالی در کوتاه‌مدت نیز صفر است.

این در حالی است که هر دو گروه منتقد به ضریب فزاینده کینزی ذکر شده در بالا، معتقد به ضریب فزاینده پایین یا صفر هستند، اما در دهه ۱۹۹۰ میلادی گروه جدیدی از منتقدین به ضریب فزاینده کینزی ظهور کرد که معتقد به این بودند که ضریب فزاینده سیاست مالی نه‌تنها به گفته کینز بزرگ و مثبت نیست، بلکه این ضریب فزاینده منفی نیز است. پشتوانه نظری این نتایج مبتنی بر نظریه چرخه زندگی آند مودیکلیانی، نظریه درآمد دائمی فریدمن و تئوری برابری ریکاردویی می‌باشد (Charles and et al., 2015: 452-453). ادبیات نظری مربوط به ضریب فزاینده منفی سیاست مالی با مطالعات قیاوازانی و پاقانو (۱۹۹۰)، آلسینا و آرداقانا (۱۹۹۸) و (۲۰۰۹) و آلسینا و پروتی (۱۹۹۷) شکل گرفت به‌نحوی که محققین با مطرح کردن چندین ایده اصلی؛ همانند، اعتبار سیاست مالی، عدم اطمینان، پایداری بدهی دولت نشان دادند که ضریب فزاینده سیاست مالی می‌تواند منفی نیز باشد (Tang et al., 2013: 104).

۲-۲- عوامل مؤثر بر ضریب فزاینده سیاست مالی

چهار عامل اصلی که منجر به افزایش ضریب فزاینده سیاست مالی می‌شود عبارتند از: الف) نشتی از جریان درآمد (مانند واردات یا پس‌انداز) کم باشد. ب) هر چه میل نهایی به مصرف بزرگتر باشد (و یا هر چه میل نهایی به واردات کوچکتر باشد) به‌عبارت‌دیگر به عدد یک نزدیکتر باشد. ج) هرچه شکاف بین تولید بالفعل و تولید بالقوه بزرگتر باشد، سیاست انبساطی پولی که هماهنگ با سیاست مالی است، تأثیر بیشتری بر تولید خواهد داشت و ضریب فزاینده هم بزرگتر خواهد شد (Spilimbergo et al., 2009: 2-3). د) وضعیت مالی دولت بعد از اعمال سیاست مالی از نظر کسری یا مازاد بودجه پایدار باشد و زیاد نوسان نکند. به عبارت دیگر وضع مالی دولت تابع نوسانات تجاری نباشد. درنتیجه هرچه وضع مالی دولت پایدارتر باشد، ضریب فزاینده هم بزرگتر خواهد بود.

اورباج و قورودنیچنکو (۲۰۱۲) دو تعریف ممکن را از مشخصه‌های غیرخطی قاعده تیلور در رابطه با ضریب فزاینده (یا ضریب تکاثر) ارائه داده‌اند به نحوی که طبق مطالعه مذکور اگر ضریب تکاثر در طول رکود اقتصادی بزرگتر از زمان رونق اقتصادی باشد، می‌توان این موضوع را در دو علت جستجو کرد. ۱- واکنش نرخ بهره به شکاف تولید در طول دوره رکود یا زمانی که بیکاری بالاست، کوچکتر است و همین علت منجر به افزایش ضریب فزاینده مخارج دولت طی دوره رکود می‌شود. ۲- مطابق با قاعده تیلور، نرخ بهره نسبت به انحرافات تورم و شکاف

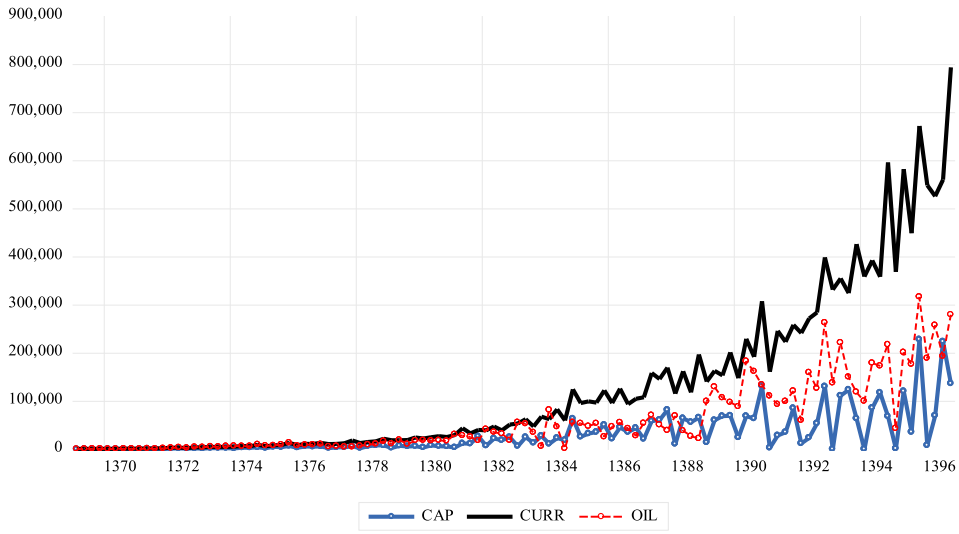
1. Rational Expectations Hypothesis
2. Ricardian Equivalence Theories

[Downloaded from taxjournal.ir on 2026-10-05]
[DOI: 10.52547/taxjournal.29.50.27]

تولید واکنش نشان می‌دهد و این در حالی است که افزایش تورم در دوره رکود نسبت به دوره رونق کمتر است. این دو گفته بیان می‌کند که قاعده تیلور در دوره رکود مؤثر نیست اما در دوره‌های رونق اثرگذار است، همچنین رابطه بین نرخ بهره و مخارج دولت که به‌نوبه خود تورم و تولید را تحت تأثیر قرار می‌دهد، در دوره‌های رونق قویتر از دوره‌های رکود است، لذا به علت تاثیرگذاری کمتر مخارج دولت بر نرخ بهره، اثر جایگزینی در دوره رکود کم‌تر و ضریب فزاینده سیاست مالی بزرگ‌تر از دوره رونق است (López-Villavicencio, 2013: 383).

۳- بررسی روند مخارج دولت و درآمدهای مالیاتی در اقتصاد ایران (طی دوره ۱۳۶۹ تا ۱۳۹۶)

نمودار شماره ۱، روند درآمدهای نفتی، مخارج جاری و عمرانی دولت در اقتصاد ایران طی دوره ۱۳۶۹ تا ۱۳۹۶ را نشان می‌دهد. مطابق با شکل مذکور مخارج جاری دولت بیشترین وزن را در سبد مخارج دولت به خود اختصاص داده است. از سویی با نوسانات درآمدهای نفتی، مخارج عمرانی دولت نیز با این نوسانات تغییر یافته است و وابستگی شدید مخارج عمرانی به درآمدهای نفتی کاملا مشهود است، البته مخارج جاری در یک شیب نسبتا تند در بیشتر فصل‌ها افزایشی بوده است به نحوی که این افزایشدر دهه ۹۰ شمسی با شیب تندتری نسبت به دهه ۶۰، ۷۰ و ۸۰ شمسی همراه بوده است.



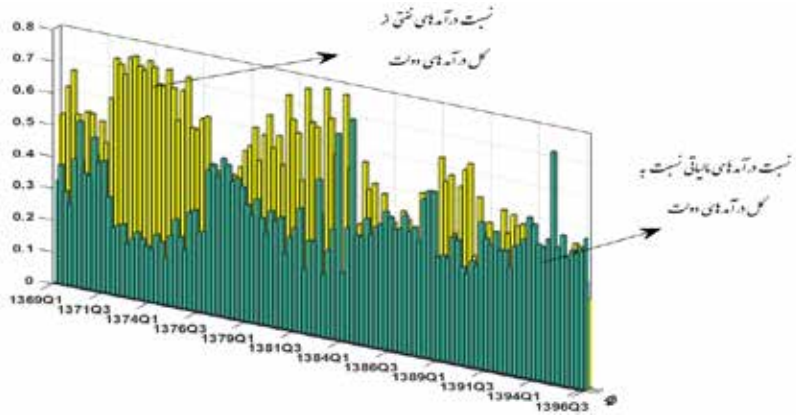
نمودار (۱)- روند درآمدهای نفتی، مخارج جاری و عمرانی دولت طی دوره مورد بررسی

منبع: یافته‌های تحقیق؛ خطوط سیاه، آبی و قرمز به ترتیب روند مخارج جاری، درآمدهای نفتی و مخارج عمرانی دولت طی دوره مرود بررسی است.

[Downloaded from taxjournal.ir on 2026-10-05]

[DOI: 10.52547/taxjournal.29.50.27]

نمودار شماره ۲ درصد نسبت هر یک از درآمدهای نفتی و مالیاتی را از کل درآمدهای دولت نشان می‌دهد. مطابق با این نمودار، در اکثر فصل‌های مورد بررسی درآمدهای نفتی بزرگترین منبع درآمدی دولت بوده است. به نحوی که از دهه ۶۰ شمسی تا دهه ۹۰ شمسی به طور متوسط درآمدهای نفتی و مالیاتی به ترتیب کاهش و افزایش یافته‌اند. البته قابل ذکر است که اختلاف درآمدهای نفتی و مالیاتی در دهه ۶۰ و ۷۰ شمسی در اوج خود بوده است اما در دهه ۸۰ کاهش یافته و در دهه ۹۰ اختلاف این دو منبع درآمد اصلی دولت به حداقل خود رسیده به نحوی که بعد از سال ۱۳۹۳ درآمدهای مالیاتی تقریبا بیشتر از درآمدهای نفتی شده است.



نمودار (۲)- نسبت درآمدهای مالیاتی و نفتی از کل درآمدهای دولت

منبع: یافته‌های تحقیق

یکی از مهم‌ترین مولفه‌ها در خصوص سنجش وضعیت درآمدهای مالیاتی هر اقتصاد نسبت درآمدهای مالیاتی به تولید ناخالص داخلی است. زیرا این شاخص به نوعی قدرت تولیدی آن اقتصاد را نشان می‌دهد. از آنجا که مالیات تابعی مستقیم از تولید ناخالص است لذا ارتباط مستقیم بین افزایش تولیدات هر اقتصاد و افزایش مالیات آن اقتصاد وجود دارد. به طور مثال این نسبت در کشورهای هلند، فرانسه، جمهوری چک، انگلستان و استرالیا به ترتیب برابر با ۴۳، ۳۸، ۳۷، ۳۴ و ۲۲ درصد است. این در حالی است که این نسبت طی دوره مورد بررسی تقریبا برابر با ۶ درصد می‌باشد و در اکثر فصل‌ها به جز چند فصل محدود این نسبت زیر ۱۰ درصد می‌باشد.

[Downloaded from taxjournal.ir on 2026-10-05]

[DOI: 10.52547/taxjournal.29.50.27]

ماخذ: بانک مرکزی

نمودار (۳)- نسبت درآمدهای مالیاتی به تولید ناخالص داخلی

منبع: یافته‌های تحقیق

۴-پیشینه پژوهش

مطالعات مختلفی در حوزه نحوه اثرگذاری سیاست مالی بر رشد اقتصادی با هدف برآورد ضریب فزاینده سیاست مالی انجام گرفته است. مطالعات انجام شده در این حوزه به دو دسته قابل تفکیک است، به نحوی که در نسل اولیه مطالعات مذکور، محققان بدون لحاظ وضعیت‌های مختلف اقتصادی به برآورد ضریب فزاینده سیاست مالی پرداخته‌اند، به طور مثال؛ صمیمی و همکاران (۱۳۹۲) با استفاده از داده‌های استانی ایران طی دوره زمانی ۱۳۷۹-۱۳۸۷ و با به‌کارگیری مدل پویای پانلی (گشتاورهای تعمیم‌یافته) به برآورد ضریب فزاینده سیاست مالی در کوتاه‌مدت و بلندمدت اقتصاد ایران پرداخته‌اند، محققین به این نتیجه دست یافتند که در اقتصاد ایران ضریب فزاینده مخارج دولت در کوتاه‌مدت و بلندمدت تقریباً برابر با ۰/۶۳ و ۲/۱۱ است، همچنین این مقدار برای مالیات در کوتاه‌مدت و بلندمدت برابر با ۰/۴۴ و ۱/۴۸ است. حیدری و سعیدپور (۱۳۹۳) با استفاده از داده‌های ایران طی دوره زمانی ۱۳۸۹-۱۳۷۰ و با استفاده از الگوی تعادل عمومی پویای تصادفی (DSGE) کینزین‌های جدید نحوه تأثیر سیاست‌های مالی دولت بر متغیرهای کلان اقتصادی را موردبررسی قرار داده‌اند، نتایج مطالعه مذکور نشان داد که ضریب فزاینده مخارج دولت در بلندمدت برابر با ۰/۰۹ است.

بهرامی و رافعی (۱۳۹۳) با استفاده از داده‌های ایران طی دوره زمانی ۱۳۸۹-۱۳۶۹ و با استفاده از الگوی تعادل عمومی پویای تصادفی(DSGE) کینزین‌های جدید نحوه عکس العمل مالی مناسب در برابر تکانه‌های مخارج دولت، نفتی، پولی و بهره‌وری را موردبررسی قرار داده‌اند، نتایج مطالعه مذکور نشان داد که چنان‌چه دولت یک قاعده مالی مشخص را در اجرای سیاست مالی ضد ادواری گذشته‌نگر دنبال کند، شدت تکانه مخارج دولت

[Downloaded from taxjournal.ir on 2026-10-05]

[DOI: 10.52547/taxjournal.29.50.27]

بر متغیرهای مورد بررسی کمتر خواهد شد.

اما در مطالعات اخیری که در حوزه برآورد ضریب فرایند سیاست مالی انجام شده است، تاکید اصلی بر نقش ادوار تجاری و مالی در نحوه اثرگذاری سیاست مالی بر رشد اقتصادی و تغییر اندازه ضریب فزاینده سیاست مالی در شرایط مختلف اقتصادی است، به نحوی که در این زمینه می‌توان به مطالعات زیر اشاره کرد.

عزتی شورگلی و صحرایی (۱۳۹۷) با استفاده از داده‌های فصلی اقتصاد ایران طی دوره زمانی ۱۳۶۹ تا ۱۳۹۷ و با به‌کارگیری مدل مدل خودرگرسیون برداری آستانه‌ای به برآورد ضریب فزاینده سیاست مالی طی ادوار اعتباری در اقتصاد ایران پرادخته‌اند، محققین به این نتیجه دست یافتند که شوک مثبت مخارج دولت طی دوره رکود اعتبارات بانکی و شوک منفی مخارج دولت در دوره رونق اعتبارات بانکی مؤثرتر است، همچنین شوک مثبت و منفی مالیات نیز به ترتیب در دوره رونق و رکود اعتبارات بانکی بر تولید ناخالص داخلی اثرگذارتر هستند.

خداویسی و عزتی شورگلی (۱۳۹۸)، با استفاده از دادههای فصلی اقتصاد ایران طی دوره زمانی ۱۳۶۹ تا ۱۳۹۶ و با به‌کارگیری مدل چرخشی مارکوف و مدل خودرگرسیون برداری ساختاری به برآورد ضریب فزاینده سیاست مالی طی ادوار تجاری در اقتصاد ایران پرادخته‌اند، محققین به این نتیجه دست یافتند که ضریب فزاینده مخارج کل دولت طی دوره رکود بزرگتر از دوره رونق است و ضریب فزاینده مالیات طی دوره رونق بزرگتر از دوره رکود است.

بااوم و همکاران[1] (۲۰۱۲) با استفاده از داده‌های کشور کانادا، فرانسه، آلمان، ژاپن، انگلستان و آمریکا با به‌کارگیری مدل خود رگرسیون برداری آستانه‌ای و با استفاده از شوک‌های مالی به بررسی ضریب فزاینده سیاست مالی در دوران رکود و رونق پرداخته‌اند، آنها در مطالعه خود به این نتیجه دست یافتند که به‌جز کشور فرانسه ضریب فزاینده سیاست مالی در بقیه کشورها در دوران رکود نسبت به دوران رونق اقتصادی ازلحاظ قدر مطلق بزرگتر است. هم‌چنین شوك مثبت مخارج دولت در کشور کانادا در هردو دوره رکود و رونق تأثیر منفی بر رشد اقتصادی این کشور دارد، اما در کشورهای آلمان، ژاپن و آمریکا تأثیر شوك مثبت مخارج دولت بر رشد اقتصادی در هر دو دوره مثبت است و در کشورهای فرانسه و انگلستان تأثیر شوك مثبت مخارج دولت بر رشد اقتصادی در دوران رونق مثبت و در رکود اقتصادی منفی است.

اورباج و قورودنیجنکو (۲۰۱۲) با استفاده از داده‌های فصلی آمریکا طی دوره زمانی ۱۹۴۷-۲۰۰۸ به برآورد ضریب فزاینده سیاست مالی پرداخته‌اند، محققین در مطالعه خود با استفاده از مدل خودرگرسیون برداری انتقال ملایم به این نتیجه دست یافتند که ضریب فزاینده سیاست مالی در دوره رونق نزدیک به صفر است، اما با وارد شدن به دوره رکود ضریب فزاینده سیاست مالی افزایش می‌یابد.

ریرا گریچتون و همکاران[2] (۲۰۱۵) با استفاده از داده‌های ۲۹ کشور عضو سازمان همکاری اقتصادی و

1. Baum and et al (2012)
2. Riera-Crichton et al (2015)

[Downloaded from taxjournal.ir on 2026-10-05]
[DOI: 10.52547/taxjournal.29.50.27]

توسعه[1] طی دوره زمانی ۱۹۸۶-۲۰۰۸ و با به‌کارگیری مدل آستانه‌ای خودرگرسیون برداری پانلی به برآورد ضریب فزاینده سیاست مالی طی ادوار تجاری پرداخته‌اند، محققین در این مطالعه به این نتیجه دست یافتند که ضریب فزاینده سیاست مالی در کشورهای مذکور در دوره رکود تقریباً برابر با ۲/۳ و در دوره رونق برابر با ۱/۳ است.

آرین و همکاران[2] (۲۰۱۵) با استفاده از داده‌های فصلی کشور آمریکا طی دوره زمانی ۱۹۴۹ تا ۲۰۰۶ و با به‌کارگیری مدل چرخشی مارکوف به برآورد ضریب فزاینده سیاست مالی طی ادوار تجاری پرداخته‌اند، نتایج مطالعه مذکور نشان داد که ضریب فزاینده مخارج دولت و مالیات به ترتیب در رکود و رونق بزرگتر است.

بیولسی (۲۰۱۷)، با استفاده از داده‌های فصلی آمریکا و کانادا طی دوره زمانی ۱۹۴۷-۲۰۱۳ و با به‌کارگیری مدل خودرگرسیون برداری آستانه‌ای به برآورد ضریب فزاینده سیاست مالی پرداخته است، نتایج مطالعه مذکور نشان داد که با در نظر گرفتن نرخ بیکاری به‌عنوان متغیر آستانه، ضریب فزاینده سیاست مالی طی دوره رکود بزرگتر از دوره رونق است.

پراقیدیس و همکاران[3] (۲۰۱۸) با استفاده از داده‌های فصلی کشورهای آمریکا طی دوره ۱۹۷۳ تا ۲۰۱۴ و با به‌کارگیری مدل خودرگرسیون برداری آستانه‌ای به برآورد ضریب فزاینده سیاست مالی طی ادوار تجاری و مالی پرداخته‌اند، محققین در مطالعه خود به این نتیجه دست یافتند که حداکثر ضریب فزاینده شوک مثبت مخارج دولت طی رکود و رونق به ترتیب برابر با ۲/۲۹ و ۰/۸۵ است، همچنین زمانی که وضعیت مالی بخش خصوصی (نسبت بدهی بخش خصوصی از تولید ناخالص داخلی) زیاد (بحران مالی) و زمانی که این نسبت کم باشد، ضریب فزاینده سیاست مالی به ترتیب برابر با ۱/۱۹ و ۰/۵ است.

مطالعه صمیمی و همکاران ۱۳۹۲ نشان داد که ضریب فزاینده مخارج دولت در کوتاه‌مدت و بلندمدت تقریباً برابر با ۰/۶۳ و ۲/۱۱ و این مقدار برای مالیات در کوتاه‌مدت و بلندمدت برابر با ۰/۴۴ و ۱/۴۸ است. همچنین حیدری و سعیدپور ۱۳۹۳ نیز در مطالعه خود به این نتیجه دست یافتند که ضریب فزاینده مخارج دولت در بلندمدت برابر با ۰/۰۹ است. لذا هر دو مطالعه مذکور به برآورد ضریب فزاینده سیاست مالی در اقتصاد ایران بدون لحاظ شرایط مختلف اقتصاد ایران پرداخته‌اند. اما آنچه بهتازگی در ادبیات اقتصاد کلان مطرحشده است به نامتقارن بودن تأثیر سیاست مالی طی ادوار تجاری اشاره دارد که در مطالعات خارجی نیز به وفور مورد کنکاش قرارگرفته شده است. همچنین عزتی شورگلی و صحرایی ۱۳۹۷ و خداویسی و عزتی شورگلی ۱۳۹۸ نیز به برآورد ضریب فزاینده سیاست مالی در اقتصاد ایران به ترتیب طی ادوار اعتباری و تجاری پرداخته‌اند. این در حالی است که مطالعه حاضر دو تفاوت اصلی با دو مطالعه مذکور بالاخص مطالعه خداویسی و عزتی شورگلی ۱۳۹۸ دارد. الف؛

1.OECD Countries
2.Arin et al. (2015)
3. Pragidis et al (2018)

[Downloaded from taxjournal.ir on 2026-10-05]
[DOI: 10.52547/taxjournal.29.50.27]

در مطالعه حاضر با تقسیم مخارج دولت به مخارج جاری و عمرانی به برآورد ضریب فزاینده هر دو مخارج مذکور در کنار مالیات پرداخته خواهد شد (در حالی که در مطالعه خداویسی و عزتی شورگلی ۱۳۹۸ ضریب فزاینده کل مخارج دولت محاسبه شده است)، ب؛ با به‌کارگیری مدل خودرگرسیون برداری آستانه‌ای به برآورد ضریب مذکور طی ادوار تجاری پرداخته خواهد شد (خداویسی و عزتی شورگلی ۱۳۹۸ در مطالعه خود با استفاده از روش چرخشی مارکوف بدین منظور دست یافته‌اند).

۵- روش انجام تحقیق، معرفی مدل و داده‌ها

۵-۱- معرفی مدل و روش انجام تحقیق

مدل مورداستفاده در این مطالعه در قالب یک معادله خود رگرسیون برداری آستانه‌ای به‌صورت زیر تصریح می‌شود.

$$Y_t = \alpha_0 + \theta_1[Y_{t-i}] + \theta_2[Y_{t-i}]I(EXPANSION: if\ (growth_{t-i} > Z)) + \varepsilon_{1t} \quad (۱)$$

$$Y_t = \alpha_1 + \theta_3[Y_{t-i}] + \theta_4[Y_{t-i}]I(RECESSION: if\ (growth_{t-i} < Z)) + \varepsilon_{2t} \quad (۲)$$

که در معادله بالا، ماتریس متغیرهای وابسته مدل (شامل؛ $lgdp$، $ljar$، $lomr$ و $ltax$ که به ترتیب لگاریتم تولید ناخالص داخلی، لگاریتم مخارج جاری، لگاریتم مخارج عمرانی و لگاریتم مالیات‌ها است) و ماتریس Y_{t-i} نیز نشان‌دهنده وقفه‌های متغیرهای ماتریس Y_t است. همچنین ($growth_{t-i} > Z$) نشان‌دهنده رژیم اول یا همان دوره رونق است که $growth$ رشد اقتصادی است و نیز حد آستانه رشد اقتصادی در مدل است که منجر به غیرخطی شدن مدل می‌شود و چنانچه ($growth_{t-i} < Z$) باشد این به معنای رژیم دوم یا دوره رکود است، بنابراین معادله ۱ نشان‌دهنده دوره رونق و معادله ۲ نشان‌دهنده دوره رکود است.

لازم به ذکر است که در ماتریس Y_t متغیرها از بیشترین برون‌زایی به کمترین برون‌زایی مرتب شده‌اند، به نحوی که متغیر مالیات به عنوان برون‌زا ترین متغیر و سپس متغیر مخارج جاری، مخارج عمرانی مرتب شده‌اند و درآخر نیز متغیر تولید ناخالص داخلی به عنوان متغیری که کمترین برون‌زایی را در مدل دارد آورده شده است[۱].

قابلذکر است که عموماً ضرایب تخمین زدهشده در مدل‌های خود رگرسیون برداری قابل تفسیر نیست و در این نوع مدل‌ها تأکید اصلی بر روی توابع واکنش ضربه است. ازآنجاکه در مدل‌های خود رگرسیون برداری آستانه‌ای اثر هر تکانه علاوه بر اینکه به رژیم خود وابسته است به رژیم‌های بعدی نیز وابسته است، همچنین اثر هر تکانه در نقطه از زمان به روند تاریخی ماقبل خود نیز وابسته است، بدان جهت از روش توابع واکنش ضربه تعمیم‌یافته[۲] که

۱ . قابل ذکر است که جهت بررسی حساسیت نتایج تحقیق و تغییر مقدار ضریب فزاینده سیاست مالی نسبت به تغییر در ترتیب متغیرها، مدل‌های مختلف تصریح و برآورد گردید که نتایج نشان داد که نتایج حاصل در تحقیق حاضر حساسیت زیادی نسبت به تغییر ترتیب متغیرها ندارد.

2.Generalized Impulse Response

[Downloaded from taxjournal.ir on 2026-10-05]

[DOI: 10.52547/taxjournal.29.50.27]

توسط کوپ و همکاران[1] (۱۹۹۶) ارائه‌شده است، استفاده می‌شود (Pragidis et al., 2018: 379). از نرم‌افزار R جهت برآورد مدل خودرگرسیون برداری آستانه‌ای[2] و محاسبه توابع واکنش ضربه تعمیم‌یافته استفاده خواهد شد. قبل از تخمین مدل خودرگرسیون برداری آستانه‌ای، بایستی بررسی شود که رابطه متغیرهای مورداستفاده در تحقیق غیرخطی است یا نه؟ و در صورت غیرخطی بودن بایستی تعداد آستانه جهت تعیین تعداد رژیم در مدل مشخص شود که بدین منظور از آزمون LR که توسط هانسن (۱۹۹۹) ارائه شده است، استفاده می‌شود. اما تعداد وقفه بهینه مدل (Y_{t-i}) و متغیر آستانه ($growth_{t-i}$) براساس معیارهای خوبی برازش مدل، حداقل مجذور مربعات و معناداری ضرایب انتخاب می‌شود. شکل کلی آزمون $SUB-LR$ جهت آزمون وجود رابطه غیرخطی به صورت زیر است.

$$SUB-LR_{\mathrm{M.1}} = \mathrm{T}\left|(\ln(\widehat{\Sigma}) - \ln\left|(\widehat{\Sigma_{\mathrm{m}}}(\hat{\mathrm{c}}.\mathrm{d})\right|))\right| \qquad (۳)$$

که در رابطه بالا، (Σ) و $(\widehat{\Sigma_{\mathrm{m}}}(\hat{\mathrm{c}}.\mathrm{d}))$ به ترتیب تخمین ماتریس واریانس کوواریانس در مدل‌های خودرگرسیون برداری و خودرگرسیون برداری آستانه‌ای می‌باشد که چنان‌چه فرض صفر این آزمون رد شود، می‌توان وجود رابطه غیرخطی در مدل را تائید کرد. همچنین شکل کلی آزمون $SUB-LR$ جهت آزمون وجود یک حد آستانه (دو رژیمی $TVAR\ 2$) در مقابل دو حد آستانه (سه رژیمی $TVAR\ 3$) به‌صورت زیر می‌باشد.

$$SUB-LR_{1.2} = \mathrm{T}\left|(\ln(\widehat{\Sigma_1}) - \ln\left|(\widehat{\Sigma_2}(\hat{\mathrm{c}}.\mathrm{d})\right|))\right| \qquad (۴)$$

که در رابطه بالا، (Σ) و $(\widehat{\Sigma_{\mathrm{m}}}(\hat{\mathrm{c}}.\mathrm{d}))$ به ترتیب تخمین ماتریس واریانس کوواریانس در مدل دو رژیمی و سه رژیمی می‌باشد که چنان‌چه فرض صفر این آزمون تائید شود، لحاظ یک حد آستانه جهت بررسی رابطه غیرخطی متغیرها کفایت می‌کند (Lo and Zivot , 2001: 545). قابل‌ذکر است که توزیع آماره هر دو آزمون $SUB-LR_{\mathrm{M.1}}$ و $SUB-LR_{1.2}$ استاندارد نبوده که بایستی شبیه‌سازی شود (جهت تخمین هر دو آزمون و شبیه‌سازی مقادیر بحرانی از نرم افزار R استفاده می‌شود).

۵-۲- محاسبه ضریب فزاینده سیاست مالی

ضریب فزاینده آنی[3]:

$$m_{\mathrm{g}}^{0} = \frac{\Delta \mathrm{y}_0}{\Delta \mathrm{g}_0} \qquad (۵)$$

ضریب فزاینده در افق زمانی n[4] :

$$m_{\mathrm{g}}^{\mathrm{n}} = \frac{\Delta \mathrm{y}_{\mathrm{n}}}{\Delta \mathrm{g}_0} \qquad (۶)$$

1. Koop et al (1996)

۲. جهت برآورد مدل خودرگرسیون برداری آستانه‌ای از کد ارائه شده توسط الکساندر هایدر (Alexander Haider) در نرم افزار R استفاده شده است.

3. Impact Multiplier

4. The Multiplier in a Future Period N

[Downloaded from taxjournal.ir on 2026-10-05]

[DOI: 10.52547/taxjournal.29.50.27]

ضریب فزاینده تجمعی[1]:

$$m_g^C = \frac{\sum_{t=0}^{n} \Delta y_n}{\sum_{t=0}^{n} \Delta g_n} \quad (۷)$$

با اعمال تغییر در مخارج دولت در همان لحظه (فصل یا سال) تغییری در تولید ایجاد می‌شود که تحت عنوان ضریب فزاینده آنی مخارج دولت مشهور است، همچنین پس از تغییر در مخارج دولت شاید تأثیر این تغییر پس از گذشت زمانی اثر خود را بر تولید نشان دهد که به‌عنوان ضریب فزاینده در افق زمانی n مشهور است، اما آنچه نیز از اهمیت بالایی برخوردار است، محاسبه ضریب فزاینده تجمعی است که با استفاده از فرمول ضریب فزاینده تجمعی محاسبه می‌شود. حال ازآنجاکه متغیرهای مورداستفاده به‌صورت لگاریتمی هستند جهت محاسبه ضریب فزاینده سیاست مالی با استفاده از توابع پاسخ ضربه از فرمول زیر استفاده می‌شود.

$$\frac{IRF_{y.fp}}{IRF_{fp.fp}} = \frac{\Delta lny}{\Delta lnfp} \quad (۸)$$

در رابطه بالا، $IRF_{Y.fp}$ پاسخ تولید نسبت به شوک واردشده از سمت سیاست مالی، $IRF_{g.g}$ پاسخ سیاست مالی نسبت به شوک واردشده از سمت خود است، اما از آنجا که متغیرهای تولید و سیاست مالی به صورت لگاریتمی هستند از تقسیم $IRF_{Y.g}$ به $IRF_{g.g}$ کشش حاصل می‌شود که جهت تبدیل آن به ضریب فزاینده از رابطه زیر استفاده می‌شود.

$$m_g^0 = \frac{IRF_{y.fp}}{IRF_{g.fp}} * \frac{\overline{y}}{fp} \quad (۹)$$

$\overline{y}$ میانگین تولید ناخالص داخلی در دوره موردبررسی، $\overline{fp}$ میانگین متغیر سیاست مالی (مخارج دولت یا مالیات) در دوره موردبررسی و m_g ضریب فزاینده سیاست مالی است (Grdović Gnip, 2014: 176؛ Cag-Auerbach and Gorodnichenko , 2012: 10 ؛giano et al ., 2015, 761،).

۵-۳- داده‌های تحقیق

تمامی داده‌های این مطالعه به‌صورت فصلی و در بازه‌ی زمانی ۱: ۱۳۶۹-۳: ۱۳۹۵ و به قیمت پایه‌ی سال ۱۳۸۳ می‌باشند. همچنین داده‌های تحقیق با استفاده از روش TRAMO/SEATS که توسط گومز و مراول (۱۹۹۷) ارائه‌شده است، تعدیل فصلی شده‌اند. داده‌های مورداستفاده در این تحقیق از بانک مرکزی، بانک اطلاعات، سری‌های زمانی و نماگرهای اقتصادی گردآوری‌شده‌اند.

1. Cumulative Multiplier

[Downloaded from taxjournal.ir on 2026-10-05]

[DOI: 10.52547/taxjournal.29.50.27]

۶-نتایج تجربی تحقیق

۶-۱- درجه انباشتگی متغیرها

۶-۱-۱- آزمون ریشه واحد لی استرازیچ[1] با لحاظ دو شکست ساختاری

نتایج جدول شماره ۱ نشان می‌دهد که متغیرهای لگاریتم مخارج جاری ($ljar$) و عمرانی ($lomr$) دولت با لحاظ دو شکست ساختاری درون‌زا مانا شده‌اند، اما متغیرهای لگاریتم تولید ناخالص داخلی و مالیات همچنان با لحاظ دو شکست ساختاری دارای ریشه واحد هستند. بنابراین از آنجاکه ممکن است درجه انباشتگی متغیر از یک فرآیند غیرخطی تبعیت کند و در رژیم‌های متفاوت دارای درجه انباشتگی متفاوت باشد، بدین منظور در قسمت بعدی جهت بررسی ریشه واحد متغیرهای تولید ناخالص داخلی و مالیات از آزمون ریشه واحد غیرخطی آستانه‌ای استفاده می‌شود.

جدول (۱)- نتایج آزمون لی استرازیچ

متغیر	درجه انباشتگی		سال‌های شکست
$lgdp$	$I(1)$	۱۳۸۰ فصل ۴	۱۳۹۰ فصل ۴
$ljar$	$I(1)$	۱۳۷۳ فصل ۲	۱۳۸۴ فصل ۲
$lomr$	$I(0)$	۱۳۷۶ فصل ۲	۱۳۸۱ فصل ۲
$ltax$	$I(1)$	۱۳۷۲ فصل ۱	۱۳۸۴ فصل ۳

مأخذ: نتایج تحقیق: نرم‌افزار rats 9

۶-۱-۲- آزمون ریشه واحد غیرخطی خودرگرسیون آستانه (TAR − UNIT ROOT)

جانر و هانسن ۲۰۰۱ با ارائه روشی جدید، یکی دیگر از آزمون‌های معروف در زمینه آزمون‌های ریشه واحد غیرخطی را معرفی کردند، در حقیقت محققین با بسط معادله دیکی فولر تعمیم یافته[2] در قالب معادله خودرگرسیون آستانه، آزمون ریشه واحد غیرخطی خودرگرسیون آستانه‌ای را معرفی کردند که معادله آزمون مذکور به‌صورت زیر است.

$$\Delta y_t = \theta_1' x_{t-1} I_{\{z_{t-1}<\lambda\}} + \theta_2' x_{t-1} I_{\{z_{t-1}>\lambda\}} + \varepsilon_t \quad ;x_{t-1} = (r_t' y_{t-1} \Delta y_t \dots \dots \Delta y_{t-k}) \quad (۱۰)$$

در معادله بالا، x_{t-1} برداری است که شامل سه قسمت r_t (اجزاء قطعی شامل عرض از مبدأ و روند)، y_{t-1} (وقفه متغیر y_t) و قسمت خودرگرسیون (Δy_{t-k}) است. همچنین $\theta_{1.2}'$ نیز پارامترهای تخمینی سه جزء مذکور است. I نیز یک شاخص تابعی است که دو وضعیت به خود می‌گیرد به‌نحوی‌که چنانچه $\{z_{t-1} < \lambda\}$ باشد، معرف

1. Lee and Strazicich Test (2004)
2. Augmented Dickey Fuller

[Downloaded from taxjournal.ir on 2026-10-05]
[DOI: 10.52547/taxjournal.29.50.27]

رژیم اول و اگر $\{z_{t-1} > \lambda\}$ رژیم دوم را نشان می‌دهد به‌نحوی‌که $z_{t-1=y_t-y_{t-k}}$ متغیر آستانه‌ای و λ مقدار حد آستانه‌ای است.

حال چنانچه معادله شماره ۱۰ به‌صورت صریح‌تر بازنویسی شود، به‌صورت زیر قابل تصریح است.

$$\Delta y_t = (\mu_1 + \beta_1 t + \rho_1 y_{t-1} + \alpha_1 \Delta y_{t-1})\ I_{\{\Delta y_{t-k}<\lambda\}} + (\mu_2 + \beta_2 t + \rho_2 y_{t-1} + \alpha_2 \Delta y_{t-1}) I_{\{\Delta y_{t-k}>\lambda\}} + \varepsilon_t \quad (۱۱)$$

$$\theta_1 = \begin{pmatrix} \rho_1 \\ \beta_1 \\ \alpha_1 \end{pmatrix} \text{ و } \theta_1 = \begin{pmatrix} \rho_2 \\ \beta_2 \\ \alpha_2 \end{pmatrix} \quad (۱۲)$$

در معادله شماره ۱۱، μ عرض از مبدأ، t متغیر زمان است، در حقیقت معادله بالا، بسط معادله دیکی فولر تعمیم‌یافته است، به‌نحوی‌که در آزمون دیکی فولر تعمیم‌یافته جهت آزمون ریشه واحد، فرض صفر به‌صورت $\rho = 0$ است، اما در این آزمون، ابتدا بایستی بررسی شود که اولاً؛ آیا فرایند ریشه واحد غیرخطی است و در صورت غیرخطی بودن در رژیم‌ها چه وضعیتی دارد، با این توضیح، جهت بررسی ریشه واحد غیرخطی متغیرها، چهار نوع آزمون توسط جانر و هانسن معرفی شده‌اند که به ترتیب به‌صورت زیر هستند.

۱- آزمون والد جهت بررسی وجود رابطه غیرخطی در فرآیند درجه انباشتگی متغیر

$$H_0 = \theta_1 = \theta_2 = 0 \quad (۱۳)$$

چنانچه فرض صفر بالا رد شود، می‌توان استنباط کرد که آزمون ریشه واحد غیرخطی TAR بر آزمون ریشه واحد خطی ارجحیت دارد، زیرا فرایند انباشتگی متغیر از یک فرایند خودرگرسیون آستانه‌ای تبعیت می‌کند.

۲- آزمون والد جهت بررسی مانایی متغیر

(۱۴) حالت اول $H_0 = \rho_1 = \rho_2 = 0 \quad vs \quad H_1 = \rho_1 < 0 \text{ و } \rho_2 < 0$

(۱۵) حالت دوم $H_0 = \rho_1 = \rho_2 = 0 \quad vs \quad H_1 = \rho_1 \neq 0 \text{ و } \rho_2 \neq$

آماره آزمون در حالت اول و دوم به‌صورت زیر است، به‌نحوی‌که آزمون والد در حالت اول، یک‌طرفه و در حالت دوم، دوطرفه است.

$$R_{1t} = t_1^2 I_{\{\hat{\rho}_1<0\}} + t_2^2 I_{\{\hat{\rho}_2<0\}} \qquad ;R_{2t} = t_1^2 + t_2^2 \quad (۱۶)$$

چنان‌چه فرض صفر بالا رد شود، نشان می‌دهد که متغیر مورد نظر با لحاظ فرایند غیرخطی خودرگرسیون آستانه‌ای مانا است. قابل ذکر است که جانر و هانسن معتقد هستند که اعتبار آزمون والد یک طرفه بیشتر از آزمون دوطرفه است.

[Downloaded from taxjournal.ir on 2026-10-05]

[DOI: 10.52547/taxjournal.29.50.27]

۳- آزمون ریشه واحد در رژیم اول (آزمون t_1)

$$H_0 = \rho_1 = 0 \quad (۱۷)$$

فرض بالا، چنانچه رد شود، نشاندهنده مانایی متغیر موردنظر در رژیم اول است و چنانچه نتوان فرض صفر را رد کرد، می‌توان استنباط کرد که در رژیم اول، متغیر مورد نظر دارای ریشه واحد است.

۴- آزمون ریشه واحد در رژیم دوم (آزمون t_2)

$$H_0 = \rho_2 = 0 \quad (۱۸)$$

فرض صفر بالا، چنانچه رد شود، نشاندهنده مانایی متغیر موردنظر در رژیم دوم است و چنانچه نتوان فرض اچ صفر را رد کرد، می‌توان استنباط کرد که در رژیم دوم، متغیرمورد نظر دارای ریشه واحد است. قابلذکر است که آماره‌های آزمون‌های بالا (آماره والد و تی) از توزیع‌های نرمال و استاندارد خود تبعیت نمی‌کنند، به‌نحوی‌که وقتی هیچ روش معمول و تحلیلی برای کمک به تخمین توزیع آماره‌های موردنظر وجود ندارد از بوت استراپ معمولاً استفاده می‌شود، بدین منظور از روش‌های مونتکارلو و بوت استراپ برای محاسبه آماره‌های بحرانی و مقدار احتمال ($P - value$) استفاده می‌شود، بدین منظور از کد ارائهشده توسط جانر و هانسن در نرمافزار متلب استفاده می‌شود که هم قادر به برآورد آزمون ریشه واحد خودرگرسیون آستانه و آماره‌های بوت استراپ شده مدل است.

جدول (۲)- نتایج آزمون ریشه واحد غیرخطی TAR

متغیر	آزمون والد: (W_T)	آزمون والد (R_{1t})	آزمون ریشه واحد در رژیم اول (t_1)	آزمون ریشه واحد در رژیم دوم (t_2)
$lgdp$	۱۸/۱۴ ** (۰/۰۱۲)	۸/۹۸ * (۰/۰۷۸)	-۳/۱۰ ** (۰/۰۲۸)	۱/۶۸ (۰/۱۷۵)
$ltax$	۳۴/۱۱ *** (۰/۰۰۳)	۱۴/۳۶** (۰/۰۴۶)	۳/۴۵ ** (۰/۰۱۲)	۱/۲۵ (۰/۲۰۱)

مأخذ: نتایج تحقیق: نرم‌افزار MATLAB 2015، اعداد داخل پارانتز، $p - value$ بوت استراپ شده؛ ***،**، * به ترتیب سطح معناداری ۱، ۵ و ۱۰ درصد است که مقادیر بحرانی از طریق شبیه‌سازی مونتکارلو و بوت استراپ به‌دست‌آمده است.

مطابق با نتایج جدول ۲ و آزمون (W_t) می‌توان استنباط کرد که درجه انباشتگی هر دو متغیر از یک فرآیند غیرخطی خود رگرسیون آستانه‌ای تبعیت می‌کند، به‌نحوی‌که نتایج آزمون (R_{1t}) نیز نشان می‌دهد که با لحاظ فرآیند مذکور، متغیرهای لگاریتم تولید ناخالص داخلی و مالیات مانا هستند، اما نتایج آزمون‌های (t_1 و t_2) نیز حاکی از ریشه واحد جزئی[1] است به‌نحوی‌که متغیرهای لگاریتم تولید ناخالص داخلی و مالیات در رژیم اول مانا اما در رژیم دوم دارای ریشه واحد هستند. بنابراین از آنجا که متغیرهای لگاریتم مخارج جاری و عمرانی دولت با لحاظ

1. Partial Unit Root

[Downloaded from taxjournal.ir on 2026-10-05]

[DOI: 10.52547/taxjournal.29.50.27]

دو شکست ساختاری مانا شدند و متغیرهای لگاریتم تولید ناخالص داخلی و مالیات نیز دارای درجه انباشتگی جزئی هستند، بنابراین قبل از تخمین مدل خودرگرسیون برداری آستانه‌ای و اطمینان از اینکه نتایج مدل خودرگرسیون برداری آستانه‌ای کاذب و جعلی نیست، بایستی به بررسی رابطه هم‌انباشتگی متغیرها پرداخته شود که بدین منظور از آزمون هم‌انباشتگی تصحیح خطای برداری آستانه‌ایکه در مدل‌های برداری کاربرد دارد، استفاده می‌شود.

۶-۲- بررسی رابطه هم‌انباشتگی متغیرها: کاربرد مدل $tvecm$

مدل هم انباشتگی برداری آستانه‌ای دو رژیمی که توسط هانسن و سئو (۲۰۰۲) معرفی شد به شکل رابطه زیر است.

$$\Delta Y_t = \begin{cases} A_1' Y_{t-1}(\beta) + U_t if ECM_{t-1}(\beta) \leq \gamma \\ A_2' Y_{t-1}(\beta) + U_t if ECM_{t-1}(\beta) > \gamma \end{cases} \quad (۱۹)$$

به نحوی که بردار $Y_{t-1}(\beta)$ به صورت زیر تعریف می‌شود.

$$Y_{t-1}(\beta) = (1 \quad ECM_{t-1}(\beta) \Delta y_{t-1} \, \Delta y_{t-2} \, ... \, \Delta y_{t-l}) \quad (۲۰)$$

اولین آزمون جهت بررسی هم‌انباشتگی غیرخطی توسط هانسن و سئو ۲۰۰۲ ارائه شده است، آزمون صفر این آزمون، هم‌انباشتگی خطی در مقابل هم‌انباشتگی غیرخطی می‌باشد که به صورت رابطه زیر می‌باشد.

$$H_0 = A_1' = A_2' \quad \text{vs} \quad H_1 = A_1' \neq A_2' \quad (۲۱)$$

دومین آزمون جهت بررسی هم‌انباشتگی غیرخطی توسط سئو ۲۰۰۶ ارائه شده است، آزمون صفر این آزمون، عدم وجود هم‌انباشتگی در مقابل هم‌انباشتگی غیرخطی می‌باشد که به صورت رابطه زیر می‌باشد.

$$H_0 = A_1' = A_2' = 0 \quad \text{vs} \quad H_1 = A_1' \neq A_2' \quad (۲۲)$$

در مطالعه حاضر بردار Y_{t-1} شامل متغیرهای لگاریتم تولید ناخالص داخلی $(lgdp)$، لگاریتم مخارج جاری $(ljar)$، لگاریتم مخارج عمرانی $(lomr)$ و لگاریتم مالیات $(ltax)$ است.همچنین γ پارامتر آستانه و β بردار هم‌انباشتگی مدل است.

قبل از تخمین مدل ۱۹ برای مطالعه حاضر بایستی وجود یا نبود رابطه هم‌انباشتگی غیرخطی بین متغیرهای مطالعه حاضر آزمون شود که بدین جهت از آزمون ضریب لاگرانژ ارائه شده توسط هانسن و سئو (۲۰۰۲)و سئو (۲۰۰۶) استفاده می‌شود.

[Downloaded from taxjournal.ir on 2026-10-05]

[DOI: 10.52547/taxjournal.29.50.27]

جدول (۳)- آزمون ضریب لاگرانژ

آزمون	فرضیه آزمون	آماره آزمون
سئو ۲۰۰۶	عدم وجود هم‌جمعی $= H_0$	۱۳/۳۱ (۰/۰۰۳)
	هم‌جمعی غیرخطی $= H_1$	
هانسن و سئو ۲۰۰۲	وجود هم‌جمعی خطی $= H_0$	۹/۰۷ (۰/۰۱۲)
	وجود هم‌جمعی غیرخطی $= H_1$	

مأخذ: نتایج تحقیق: اعداد داخل پارانتز، *p-value* آزمون است؛ خروجی نرم‌افزار *RSTUDIO*

نتایج جدول ۳ حاکی از آن است که رابطه هم‌انباشتگی بین متغیرهای مورد استفاده در تحقیق از یک رابطه غیرخطی تبعیت می‌کند به نحوی که استفاده از مدل $(tvecm)$ جهت بررسی رابطه هم‌انباشتگی بر مدل‌های غیرخطی ارجحیت دارد.

قبل از برآورد رابطه هم‌انباشتگی غیرخطی برداری تعداد وقفه بهینه مدل، تعداد حد آستانه و اینکه مدل دارای متغیر روند باشد یا نه، بایستی مشخص شود، به طور کلی مدل بهینه مطالعه حاضر برای رابطه ۱۹ بایستی مشخص شود که بدین منظور براساس معناداری ضرایب پارامترهای تخمینی، مقدار آماره‌های اکائیک، شوارتز و مجموع مربعات جزءاخلال، مدل بهینه با یک وقفه بهینه و یک حد آستانه و بدون متغیر روند انتخاب شد.

نتایج مدل TVECM در جدول زیر گزارش شده است (با توجه به اینکه برای هر یک از متغیرهای مورد استفاده یک رابطه هم‌انباشتگی در هر رژیم گزارش شده است به منظور اضافه نشدن حجم مقاله صرفاً رابطه هم‌انباشتگی بردار تولید ناخالص داخلی گزارش شده است).

جدول (۴)- مدل تصحیح خطای برداری آستانه‌ای: متغیر وابسته $(lgdp)$

متغیر	رژیم اول	رژیم دوم
$CONSTANT$	۰/۱۲۶ (۰/۰۲۵)	۰/۰۲۵ (۰/۰۱۲)
$\Delta lgdp(-1)$	۰/۳۶۹ (۰/۱۱۴)	۰/۱۲۶ (۰/۰۱۱)
$\Delta ljar(-1)$	۰/۰۶۵ (۰/۰۹۵)	۰/۰۱۲ (۰/۰۳۶)
$\Delta lomr(-1)$	۰/۰۴۴ (۰/۰۵۴)	۰/۰۳۵ (۰/۰۸۹)
$\Delta ltax(-1)$	-۰/۰۱۴ (۰/۰۰۲)	-۰/۰۰۲ (۰/۰۱۵)
$ECM(-1)$	-۰/۱۴۵ (۰/۰۰۰)	-۰/۲۹۱ (۰/۰۰۰)
حد آستانه: γ		۰/۴۵۹

مأخذ: نتایج تحقیق: اعداد داخل پارانتز، *p-value* هستند؛ خروجی نرم‌افزار *RSTUDIO*

[Downloaded from taxjournal.ir on 2026-10-05]

[DOI: 10.52547/taxjournal.29.50.27]

مطابق با نتایج جدول شماره ۴ و با توجه به اینکه ضریب تصحیح خطای برداری ($ECM(-1)$) منفی و معنادار است، رابطه هم‌انباشتگی در هر دو رژیم بین متغیرهای تحقیق وجود دارد، اما با این تفاوت که در رژیم اول (رژیم با شوک‌های کاهشی) نسبت به رژیم دوم (رژیم با شوک‌های افزایشی) سرعت تعدیل کمتر است این بدان معنا است که چنانچه انحرافی در رژیم اول (شوک‌های کاهشی) اتفاق بیافتد مدت زمانی بیشتری نسبت به رژیم دوم لازم است که مدل به تعادل بلندمدت دوباره خود برسد.

۶-۳- آزمون وجود رابطه غیرخطی و تعیین مدل بهینه TVAR

پس از اینکه وجود رابطه هم‌انباشتگی غیرخطی برداری بین متغیرهای مورد استفاده مشخص شد از مدل خودرگرسیون برداری آستانه‌ای جهت بررسی رابطه بین متغیرها، محاسبه توابع پاسخ ضربه غیرخطی و برآورد ضریب فزاینده غیرخطی استفاده می‌شود، به نحوی که قبل از تخمین مدل خودرگرسیون برداری آستانه‌ای بایستی رابطه غیرخطی برداری بین متغیرهای مورد استفاده مشخص شود که بدین منظور از آزمون ارائه شده توسط لو و زیوت (۲۰۰۱) استفاده شده است که مطابق با نتایج جدول شماره ۵ و آماره آزمون $SUB - LR_{\mathrm{M.1}}$ مدل غیرخطی برداری نسبت به مدل خطی برداری ارجحیت دارد از سویی نتایج آزمون $SUB - LR_{1.2}$ نیز حاکی از آن است که لحاظ یک حد آستانه جهت بررسی رابطه غیرخطی متغیرها کفایت می‌کند.

جدول (۵)- نتایج آزمون LR

آزمون	آماره آزمون	سطح معناداری
$SUB - LR_{\mathrm{M.1}}$	۲۴/۱۴	۰/۰۰۰
$SUB - LR_{1.2}$	۳/۱۲	۰/۴۰۲

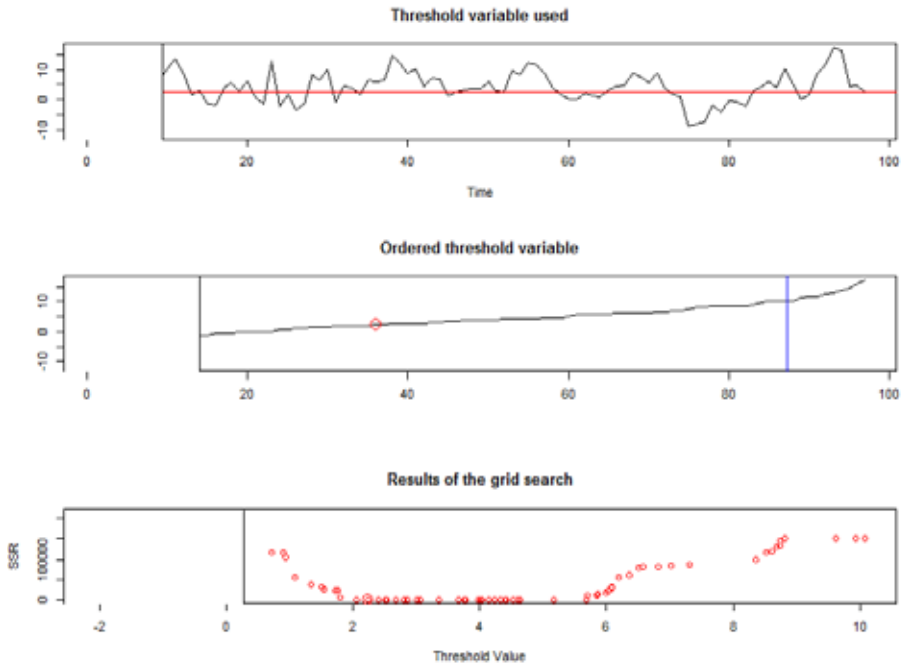
مأخذ: نتایج تحقیق

پس‌ازاینکه از وجود رابطه غیرخطی بین متغیرها اطمینان حاصل شد، حال بایستی تعداد وقفه بهینه مدل و وقفه متغیر آستانه تعیین شود که با استفاده از معیارهای خوبی برازش مدل (مقدار R^2، معیارهای آکائیک و شوارتز و معناداری ضرایب) و مقدار مجموع مربعات جزء اخلال، وقفه بهینه دو برای مدل و متغیر آستانه انتخاب شد که مطابق با نمودار شماره ۴، مقدار حد آستانه رشد اقتصادی ۲/۲۳ انتخابشده است، این بدان معنا است که رشد اقتصادی بالای ۲/۲۳ در هر فصل نشان‌دهنده رژیم رشد بالا (رونق) و رشد اقتصادی پایین‌تر از ۲/۲۳ در هر فصل مبین رژیم رشد پایین (رکود) است.

[Downloaded from taxjournal.ir on 2026-10-05]

[DOI: 10.52547/taxjournal.29.50.27]

نمودار (۴)- مقدار آستانه‌ای رشد اقتصادی (با استفاده از روش جستجوی شبکه‌ای)



منبع: نتایج تحقیق

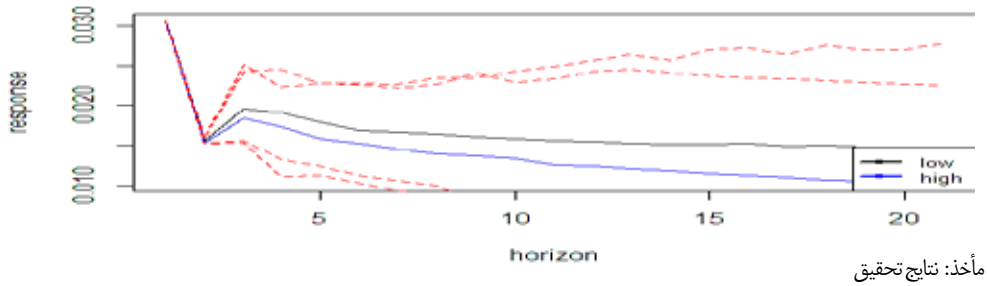
۴-۶- نتایج حاصل از توابع پاسخ ضربه تعمیم‌یافته و برآورد ضریب فزاینده سیاست مالی

پس از تعیین مقدار وقفه بهینه مدل، وقفه بهینه متغیر آستانه و مقدار آستانه رشد اقتصادی جهت مدلسازی رابطه غیرخطی بین متغیرها، مدل مورداستفاده در قالب یک مدل خود رگرسیون برداری آستانه‌ای تخمین زده شد و سپس توابع واکنش ضربه تعمیم‌یافته با استفاده از روش شبیه‌سازی و بوت استراپ با ۱۰۰۰۰ بار تکرار تا دوره ۲۰ در دو رژیم بالا و پایین محاسبه شدند.

نتایج حاصل از توابع واکنش ضربه تعمیم‌یافته مدل آستانه‌ای در نمودارهای شماره ۵ تا ۷ حاکی از آن است که شوک واردشده بر مخارج عمرانی و جاری دولت هم در دوره رکود و هم در دوره رونق تأثیر مثبتی بر تولید ناخالص داخلی دارد به‌نحوی‌که شوک مخارج جاری و عمرانی دولت در دوره رکود تأثیر قوی‌تر و بزرگتری بر تولید نسبت به دوره رونق برجای می‌گذارد، اما شوک مالیات هم در دوره رکود و هم در دوره رونق تأثیر منفی بر تولید دارد، اما برخلاف مخارج دولت، مالیات؛ تولید ناخالص داخلی را در دوره رونق بزرگتر تحت تأثیر قرار می‌دهد.

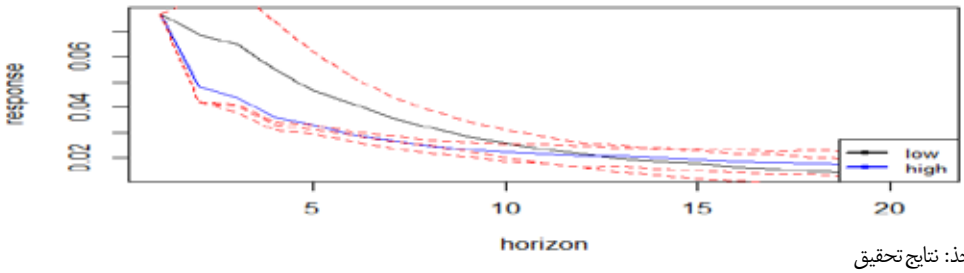
[Downloaded from taxjournal.ir on 2026-10-05]
[DOI: 10.52547/taxjournal.29.50.27]

نمودار (۵)- واکنش تولید ناخالص داخلی به شوک مخارج عمرانی



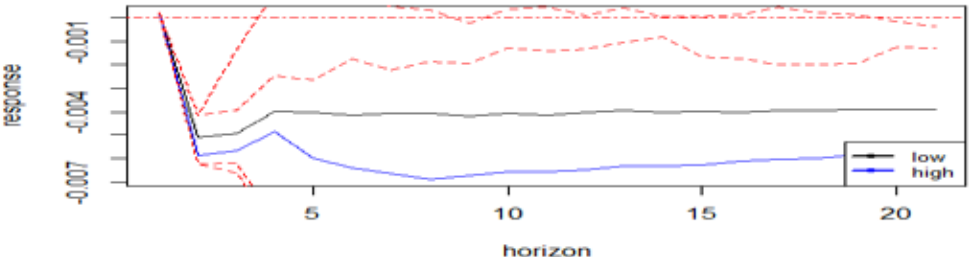
مأخذ: نتایج تحقیق

نمودار (۶)- واکنش تولید ناخالص داخلی به شوک مخارج جاری دولت



مأخذ: نتایج تحقیق

نمودار (۷)- واکنش تولید ناخالص داخلی به شوک مالیات



مأخذ: نتایج تحقیق

پس از برآورد توابع واکنش ضربه لگاریتم تولید ناخالص داخلی نسبت به شوک سیاست مالی، بر اساس رابطه ۹ به برآورد ضریب فزاینده آنی و تجمعی سیاست مالی پرداخته می‌شود، که نتایج حاصل در جدول‌های شماره ۶ تا ۸ گزارششده است.

مطابق با نتایج جدول شماره ۶، ضریب فزاینده مخارج عمرانی در دوره رکود بزرگتر از دوره رونق است،

[Downloaded from taxjournal.ir on 2026-10-05]

[DOI: 10.52547/taxjournal.29.50.27]

همچنین پس از گذشت چهار فصل؛ ضریب فزاینده سیاست مالی به بیشترین مقدار خود در بین فصل‌های ۱، ۴ و ۸ می‌رسد، همچنین ضریب فزاینده تجمعی سیاست مخارج عمرانی تا ۱۰ دوره به مقدار عددی ۰/۱۵۸ در دوره رکود و ۰/۱۰۲ در دوره رونق می‌رسد، همین مقدار برای ۲۰ فصل نیز به ترتیب برابر با ۰/۲۲۴ و ۰/۱۶۹ می‌باشد که حاکی از بزرگتر بودن ضریب فزاینده تجمعی مخارج عمرانی در دوره رکود نسبت به دوره رونق است.

جدول (۶)- ضریب فزاینده مخارج عمرانی

	ضریب فزاینده				
	فصل ۱	فصل ۴	فصل ۸	تجمعی (۱۰ فصل)	تجمعی (۲۰ فصل)
دوره رکود	۰/۲۸۴	۰/۳۴۸	۰/۲۹۹	۰/۱۵۸	۰/۲۲۴
دوره رونق	۰/۲۷۹	۰/۳۱۵	۰/۲۵۳	۰/۱۰۲	۰/۱۶۹

مأخذ، نتایج تحقیق؛ نسبت تولید به مخارج جاری ۷/۱۱، نسبت تولید به مخارج عمرانی ۱۸/۲۴ و نسبت تولید به مالیات ۱۷/۲۵ برای دوره موردبررسی است.

نتایج جدول ۷ نیز نشان می‌دهد که ضریب فزاینده مخارج جاری دولت در فصل یک بیشتر از فصل ۴ و ۸ است، این بدان معنا است که ضریب فزاینده مخارج جاری دولت در فصل اول بیشترین مقدار را دارد و رفته‌رفته این مقدار کاهش می‌یابد، از سویی دیگر با دقت در نتایج جدول زیر ضریب فزاینده مخارج جاری دولت در دوره رکود بزرگتر از دوره رونق است.

جدول (۷)- ضریب فزاینده مخارج جاری

	ضریب فزاینده				
	فصل ۱	فصل ۴	فصل ۸	تجمعی (۱۰ فصل)	تجمعی (۲۰ فصل)
دوره رکود	۰/۴۹۰	۰/۳۹۱	۰/۲۲۷	۰/۵۰۲	۰/۶۰۸
دوره رونق	۰/۳۴۱	۰/۲۵۷	۰/۱۷۷	۰/۳۰۴	۰/۴۱۲

مأخذ، نتایج تحقیق؛ نسبت تولید به مخارج جاری ۷/۱۱، نسبت تولید به مخارج عمرانی ۱۸/۲۴ و نسبت تولید به مالیات ۱۷/۲۵ برای دوره موردبررسی است.

نتایج جدول ۸ نیز نشان می‌دهد که ضریب فزاینده مالیات در فصل اول بیشترین مقدار را دارد و این مقدار در هر دو دوره رکود و رونق منفی است، همچنین ضریب فزاینده دوره رونق بزرگتر از دوره رکود است، از سویی ضریب فزاینده مالیات نسبت به دو نوع سیاست مالی (مخارج جاری و عمرانی) کوچکتر است.

[Downloaded from taxjournal.ir on 2026-10-05]

[DOI: 10.52547/taxjournal.29.50.27]

جدول (۸)- ضریب فزاینده مالیات

	ضریب فزاینده				
	فصل ۱	فصل ۴	فصل ۸	تجمعی (۱۰ فصل)	تجمعی (۲۰ فصل)
دوره رکود	-۰/۰۸۷	-۰/۰۶۸	-۰/۰۶۹	-۰/۰۵۸	-۰/۰۹۴
دوره رونق	-۰/۱۰۱	-۰/۰۸۴	-۰/۱۰۳	-۰/۰۸۹	-۰/۱۰۹

مأخذ، نتایج تحقیق؛ نسبت تولید به مخارج جاری ۷/۱۱، نسبت تولید به مخارج عمرانی ۱۸/۲۴ و نسبت تولید به مالیات ۱۷/۲۵ برای دوره موردبررسی است.

۷- نتیجه‌گیری و توصیه‌های سیاستی

این مقاله با استفاده از دو ابزار سیاست مالی (مخارج دولت و مالیات) و با تقسیم مخارج دولت به مخارج جاری و عمرانی و با به‌کارگیری مدل خودرگرسیون برداری آستانه‌ای و برآورد توابع واکنش ضربه غیرخطی به بررسی و برآورد ضریب فزاینده سیاست مالی طی ادوار تجاری پرداخته است. لذا ابتدا روابط غیرخطی بین متغیرهای مورداستفاده در تحقیق با استفاده از آزمون‌های $SUB - LR_{M.1}$ و $SUB - LR_{1.2}$ مورد آزمون قرار گرفت و نتایج حاصل از آزمون‌های مذکور نشان داد چنانچه رشد اقتصادی به‌عنوان متغیر آستانه در مدل مورداستفاده قرار گیرد، لحاظ رابطه غیرخطی بین متغیرها در مدل خودرگرسیون برداری لازم و ضروری است، به‌نحوی‌که لحاظ یک حد آستانه جهت بررسی رابطه مذکور کافی است، این در حالی است که حد آستانه متغیر رشد اقتصادی به‌صورت درون‌زا مقدار ۲/۲۳ انتخاب شد که بدین منظور از روش جستجوی شبکه‌ای استفاده شد و چنانچه رشد اقتصادی فصلی در اقتصاد ایران بالاتر از مقدار مذکور باشد نشان‌دهنده دوره رونق و چنانچه پایین‌تر از مقدار مذکور باشد، مبین دوره رکود است. بنابراین پس از مشخص شدن مقدار حد آستانه‌ای رشد اقتصادی و وقفه بهینه مدل و وقفه متغیر آستانه، مدل خود رگرسیون برداری آستانه‌ای جهت بررسی رابطه بین متغیرهای مورد استفاده تخمین زده شد و با استفاده از توابع واکنش ضربه تعمیم‌یافته، نتیجه شوک واردشده بر سیاست مالی بر تولید ناخالص داخلی طی ادوار تجاری مشخص شد.

نتایج حاصل از توابع واکنش ضربه تعمیم‌یافته نشان داد که در نتیجه شوک واردشده به مخارج عمرانی و جاری دولت (سیاست مالی انبساطی) تولید ناخالص داخلی افزایش می‌یابد و اثر این شوک در طی زمان کاهش می‌یابد، همچنین اثر این شوک در طی دوره رکود قوی‌تر از دوره رونق است، از سویی دیگر مالیات به‌عنوان ابزار دیگر سیاست مالی، چنانچه شوکی از سمت این ابزار مالی (سیاست انبساطی مالیات) بر تولید ناخالص داخلی وارد شود، رشد اقتصادی کاهش می‌یابد به‌نحوی‌که اثر این شوک در طی دوره رونق قوی‌تر از دوره رکود است. سپس

[Downloaded from taxjournal.ir on 2026-10-05]

[DOI: 10.52547/taxjournal.29.50.27]

براساس نتایج حاصل از توابع پاسخ ضربه، مقدار ضریب فزاینده سیاست مالی در اقتصاد ایران محاسبه شد و نتایج حاصل از این قسمت نشان داد که؛ الف، ضریب فزاینده مخارج جاری و عمرانی دولت در رکود بزرگتر از دوره رونق است. ب؛ به‌طور عکس، ضریب فزاینده مالیات در دوره رونق قوی‌تر از دوره رکود است. ج؛ بزرگترین ضریب فزاینده سیاست مالی مربوط به مخارج جاری دولت (آنی و تجمعی) است. بنابراین مطابق با نتایج حاصل می‌توان اذعان کرد که دو ابزار سیاست مالی مخارج عمرانی و مالیات‌ها از اثربخشی کمتری نسبت به مخارج جاری دولت در تحریک تولید دارند، به‌نحوی‌که در اکثر مطالعات انجام‌گرفته در سایر کشورها نیز ضریب فزاینده مالیات کوچکتر از مخارج دولت است.

اولین موضوع در زمینه ضریب فزاینده سیاست مالی شاید عدم توافق نظریه‌پردازان و مکاتب اقتصادی در میزان این ضریب باشد، این درحالی است که در دیدگاه کینزین‌ها ضریب فزاینده سیاست مالی بزرگ‌تر از یک و در دیدگاه نئوکلاسیک‌ها کوچک‌تر از یک و حتی در دیدگاه انتقادی‌تر، این ضریب منفی نیز می‌باشد، با این وجود نتایج تجربی مطالعه حاضر نشان داد که در اقتصاد ایران قدرمطلق ضریب فزاینده مخارج دولت و مالیات طی ادوار تجاری کوچکتر از یک است و لذا ضریب فزاینده کینزی در اقتصاد ایران صادق نیست. در زمینه نحوه اعمال شوک‌های مخارج دولت و مالیات به عنوان دو ابزار سیاست مالی مهم دولت، قابل ذکر است که اولا شوک‌های مخارج عمرانی و مالیاتی در اقتصاد ایران تحت تاثیر شوک‌های نفتی است و با نوسانات نفتی، مخارج عمرانی و درآمدهای مالیاتی (که بیشتر تحت تاثیر وضعیت اقتصادی کشور است) نوسان می‌کنند. لذا دولت جهت ثبات در اقتصاد و رشد اقتصادی، بایستی با حداقل وابسته کردن اقتصاد به درآمدهای نفتی، از سرایت نوسانات این متغیر بر مخارج جاری، مالیاتی و رشد اقتصادی جلوگیری به عمل آورد. لذا در این صورت دولت از ابزارهای سیاست مالی به عنوان یک ابزار مهم تحریک کننده تولید می‌تواند استفاده کند. قابل ذکر است که دولت به هنگام اجرای سیاست مالی نیز بایستی اثرات جایگزینی جبری را در نظر بگیرد و با کاهش نرخ بهره، اثر جایگزینی جبری را خنثی کرده تا ابزارهای سیاست مالی به موقع و قوی‌تر بر تولید اثر بگذارند. همچنین استفاده درست و به موقع از ابزارهای سیاست مالی نکته‌ای است که سیاست‌گذار مالی بایستی دقت کافی برآن داشته باشد و ابزار مناسب بایستی در زمان مناسب (با توجه به نوع اثرگذاری ابزارها در دوره‌های رکود و رونق) استفاده شوند.

[Downloaded from taxjournal.ir on 2026-10-05]

[DOI: 10.52547/taxjournal.29.50.27]

فهرست منابع

1. Jafari Samimi, A., Elmi, Z., Zaroki, S. (2013). Investigation the Effectiveness of Fiscal Policy Instruments in Provinces of Iran: Dynamic Panel Data and GMM - SYS Methods. *Journal of Economic Research (Tahghighat- E- Eghtesadi)*, 48(1), 61-79, (Persian).
2. Heidari, H., Saeidpour, L. (2015). Analyze The Effects of Fiscal Policy Shocks and Fiscal Multipliers of Iran's Economy in The New-Keynesian Framework. *Quarterly Journal of Economic Growth and Development Research*, 5(20), 78-61, (Persian).
3. *Khodavaisi H, Ezzati Shourgoli A. (2019). Estimating the Fiscal Multipliers in Iran's Economy: An Application for Structural Vector Autoregressive and Markov Switching Models. QJER. 19 (4) :77-110,* (Persian).
4. Rafei, M., Bahrami, J., Daneshjafari, D. (2014). Evaluation of Fiscal Policy for Economy of Iran in A Dynamic Stochastic General Equilibrium Model Based On Real Business Cycles. *Economics Research*, 14(54), 33-65, (Persian).
5. Ezzati, S. A., & Sahraiee, P. (2019). The Role of Bank Credits on Effectiveness of Fiscal Policy: A TVAR Approach. 11(38): 535-564, (Persian).
6. Alesina, A., & Ardagna, S. (1998). Tales of Fiscal Adjustment. Economic policy, 13(27), 488-545.
7. Alesina, A., & Perotti, R. (1997). Fiscal Adjustments in OECD Countries: Composition and Macroeconomic Effects. Staff Papers, 44(2), 210-248.
8. Arin, K. P., Koray, F. & Spagnolo, N. (2015). Fiscal Multipliers in Good Times and Bad Times, Journal of Macroeconomics, 44: 303-311.
9. Auerbach, A. J., & Gorodnichenko, Y. (2012). Measuring the Output Responses to Fiscal Policy. American Economic Journal: Economic Policy, 4(2), 1-27.
10. Auerbach, A.J., Gorodnichenko, Y. (2012), Output Spillovers from Fiscal Policy, American Economic Review, 103(3), 141-146.
11. Baum, M. A., Poplawski-Ribeiro, M. M & Weber, A. (2012). Fiscal Multipliers and the State of the Economy (No. 12-286). International Monetary Fund.
12. Biolsi, C. (2017). Nonlinear Effects of fiscal Policy Over the Business Cycle. Journal of Economic Dynamics and Control, 78: 54-87.
13. Blanchard, O. & Perotti, R. (2002). An Empirical Characterization of the Dynamic Effects of Changes in Government Spending and Taxes on Output, the Quarterly Journal of Economics, 117(4), 1329-1368.

[Downloaded from taxjournal.ir on 2026-10-05]

[DOI: 10.52547/taxjournal.29.50.27]

14. Caggiano, G., Castelnuovo, E., Colombo, V., & Nodari, G. (2015). Estimating Fiscal Multipliers: News from A Nonlinear World, The Economic Journal, 125(584), 746-776.
15. Caner, M., & Hansen, B. E. (2001). Threshold Auto-regression with a Unit Root. Econometrica, 69(6), 1555-1596.
16. Çebi, C. (2017). The Government Spending Multiplier in Turkey, Emerging Markets Finance and Trade, 53(5), 1184-1198.
17. Charles, S., Dallery, T., & Marie, J. (2015). Why the Keynesian Multiplier Increases During Hard Times: A Theoretical Explanation Based on Rentiers Saving Behaviour, Metroeconomica, 66(3), 451-473.
18. Deskar-Škrbić, M., & Šimović, H. (2017). The Effectiveness of Fiscal Spending in Croatia, Slovenia and Serbia: The Role of Trade Openness and Public Debt Level, Post-Communist Economies, 29(3), 336-358.
19. Giavazzi, F., & Pagano, M. (1990). Can Severe Fiscal Contractions Be Expansionary? Tales of Two Small European Countries, In NBER Macroeconomics Annual 1990, Volume 5 (PP: 75-122). MIT Press.
20. Grdović Gnip, A. (2014). The Power of Fiscal Multipliers in Croatia, Financial theory and Practice, 38(2), 173-219.
21. Hall, Robert E (2009). By How Much Does GDP Rise if the Government Buys More Output? Brookings Papers on Economic Activity, 183–231.
22. Hansen, B. E., & Seo, B. (2002). Testing for Two-Regime Threshold Cointegration in Vector Error-Correction Models. Journal of Econometrics, 110(2), 293-318.
23. Koop, G., Pesaran, M. H., & Potter, S. M. (1996). Impulse Response Analysis in Nonlinear Multivariate Models. Journal of Econometrics, 74(1), 119-147.
24. Lo, M. C., & Zivot, E. (2001). Threshold Cointegration and Nonlinear Adjustment to the Law of one Price, Macroeconomic Dynamics, 5(4), 533-576.
25. López-Villavicencio, A. (2013). Interest Rates, Government Purchases and the Taylor Rule in Recessions and Expansions, Journal of Macroeconomics, 38, 382-392.
26. Perotti, R. (1999). Fiscal Policy in Good Times and Bad, Quarterly Journal of Economics, 114(4), 1399-1436.
27. Pragidis, I. C., Tsintzos, P., & Plakandaras, B. (2018). Asymmetric Effects of Government Spending Shocks During The Financial Cycle, Economic Modelling, 68, 372-387.

[Downloaded from taxjournal.ir on 2026-10-05]

[DOI: 10.52547/taxjournal.29.50.27]

28. Riera-Crichton, D., Vegh, C. A., & Vuletin, G. (2015). Procyclical and Countercyclical Fiscal Multipliers: Evidence from OECD Countries, Journal of International Money and Finance, 52, 15-31.
29. Seo, M. (2006). Bootstrap Testing for The Null of No Cointegration in A Threshold Vector Error Correction Model. Journal of Econometrics, 134(1), 129-150.
30. Spilimbergo, M. A., Schindler, M. M., & Symansky, M. S. A. (2009). Fiscal Multipliers, International Monetary Fund, No. 2009-2011
31. Tang, H. C., Liu, P., & Cheung, E. C. (2013). Changing Impact of Fiscal Policy on Selected ASEAN Countries", Journal of Asian Economics, 24, 103-116.

[Downloaded from taxjournal.ir on 2026-10-05]

[DOI: 10.52547/taxjournal.29.50.27]