



اولین همایش ملی اقتصاد
دانشگاه آزاد اسلامی واحد خمینی شهر، اسفند ۱۳۸۸

تحلیل اثر مالیات بر رشد اقتصادی ایران، ۱۳۸۶-۱۳۷۰

مولود جعفری طادی
دانشجو و عضو باشگاه پژوهشگران جوان -
دانشگاه آزاد خمینی شهر
Jafari.moloud@gmail.com

دکتر همایون رنجبر
استادیار - دانشگاه آزاد خوراسگان
hranjbar@khuisf.ac.ir

دکتر مصطفی رجبی
استادیار - دانشگاه آزاد خمینی شهر
Mostafa.rajabi@gmail.com

چکیده

مطالعه حاضر به بررسی اثر مالیات بر رشد اقتصادی ایران طی دوره زمانی ۱۳۸۶-۱۳۷۰، می پردازد. مالیات ها از ابزارهای سیاست مالی دولت هستند که از مهمترین ارکان هر نظام مالی تلقی می شوند و می توانند تأثیر قابل توجهی بر رشد اقتصاد داشته باشند. اخذ مالیات تا یک سطح خاص رشد را افزایش خواهد داد، اما از این مقدار به بعد رابطه منفی بین نرخ مالیات و نرخ رشد اقتصادی به وجود می آید. بنابر این یک نرخ بهینه مالیاتی وجود دارد که منجر به حداکثر شدن رشد اقتصادی خواهد شد. در ایران به دلیل وابستگی دولت به درآمدهای نفتی، تنها قادر به تعیین مسیر نرخ بهینه مالیات به گونه ای خواهیم بود که رشد اقتصادی را به حداکثر خود می رساند. به این منظور با استفاده از الگوی خود توضیح برداری با وقفه های گسترده به بررسی الگوی پویا پرداخته شده و پس از اطمینان از وجود رابطه بلند مدت ضرایب آن برآورد می شوند. سپس این ضرایب جهت تعیین مسیر نرخ بهینه مالیات به کار گرفته می شود، به طوری که متوسط نرخ مسیر بهینه مالیات حدود ۱۱/۴۱ درصد برآورد می گردد که منجر به حصول حداکثر نرخ رشد اقتصادی خواهد شد.

واژه های کلیدی : سیاست مالی، مالیات، رشد اقتصادی، روش خود توضیح برداری با وقفه های گسترده (ARDL).

رشد اقتصادی تأثیر انکار ناپذیری در بهبود سطح رفاه افراد جامعه دارد. از این رو تعیین عوامل مؤثر بر رشد اقتصادی و این که نرخ رشد چگونه از طریق سیاست های مختلف تحت تأثیر قرار می گیرد، همواره مورد توجه اقتصاددانان بوده است. تا قبل از نیمه دوم دهه ۸۰، الگوهای رشد برونزا مطرح بودند. در این نظریات نرخ رشد بلندمدت اقتصادی تنها تحت تأثیر نرخ رشد جمعیت، تغییرات تکنولوژیکی و انباشت سرمایه قرار داشت. از این رو اثرات سیاست های مالیاتی بر رشد اقتصادی در این الگوها قابل بررسی نبود. تا آنکه گذشت زمان و شواهد تجربی نشان داد که چنین تئوری هایی قادر به توضیح واقعیات عملی نیستند [۱]. این موضوع با طرح الگوهای رشد درونزا شدت بیشتری یافت و گرایش به سمت این الگوها را نیز بیشتر کرد [۲]. بر اساس این الگوها نرخ رشد یکنواخت به پارامترهای توابع مطلوبیت و سیاست های اقتصادی، از جمله سیاست های مالیاتی بستگی دارد. بنابراین الگوهای رشد درونزا امکان بررسی تأثیر عوامل مختلف، همچون سیاست های مالیاتی دولت بر رشد اقتصادی را به وجود آورده است. از منظر مباحث رشد درونزا، دولت به وسیله مالیات ها، از سویی انگیزه پس انداز و سرمایه گذاری را تحت تأثیر قرار می دهد [۳] و از سوی دیگر با صرف مخارج خود برای تحقیق و توسعه^۱ (R&D)، ایجاد زیرساخت ها و آموزش و پرورش، نرخ رشد را متأثر می نماید [۴].

درآمدهای دولت شامل درآمدهای مالیاتی، درآمد حاصل از فروش نفت و گاز و سایر درآمدها می باشد. مالیات ها بعد از درآمدهای نفتی عمده ترین منبع درآمدی دولت ایران به شمار می آیند که می توانند به عنوان بخشی از سیاست های مالی در اعمال سرمایه گذاری های کلان اقتصادی به کار روند [۵]. شناخت اثر مالیات بر رشد اقتصادی ابزار مناسبی را در جهت اتخاذ سیاست های مرتبط با توسعه اقتصادی فراهم می نماید. مالیات از طریق کانال هایی مانند سرمایه گذاری (فیزیکی و انسانی) و مخارج دولت می تواند رشد اقتصادی را تحت تأثیر قرار دهد [۱]. از سوی دیگر دانستن این موضوع که مالیات ها قادر به هماهنگی با تغییرات رشد اقتصادی می باشند یا خیر نیز از اهمیت برخوردار است.

پس از شکل گیری نظریه رشد درونزا مطالعات فراوانی در رابطه با تأثیر مالیات بر متغیرهای کلان اقتصادی از جمله رشد صورت گرفته، اما در بسیاری از موارد نتایج این مطالعات مؤید یکدیگر نمی باشد. از این رو اثر مالیات بر رشد اقتصادی از منظر تحلیل نظری مبهم است. از جمله این مطالعات، کارهای تحقیقاتی انجام شده توسط اسکولی (۱۹۹۵) [۴] و ودر و گالاولی (۱۹۹۸) [۶] نشان می دهند که رشد اقتصادی نتیجه ای از افزایش بهره وری است و از آن جا که به موازات افزایش اندازه دولت بهره وری کاهش می یابد اندازه بهینه ای از دولت وجود دارد که به وسیله سطح مالیات حداکثر کننده رشد تعیین می شود. بوسکین (۱۹۸۸) [۳] در مطالعه ای عنوان می کند که مالیات از طریق اثر بر پس انداز، سرمایه گذاری داخلی را تحت تأثیر قرار داده و یک سیاست مالی مناسب می تواند موانع افزایش سرمایه را از بین برده و در بلندمدت رشد را افزایش دهد. یولیگ و یانگاو (۱۹۹۵) [۷] معتقدند که افزایش مالیات بر درآمد سرمایه می تواند رشد اقتصادی را افزایش دهد، در حالی که افزایش مالیات بر درآمد نیروی کار اثر منفی بر رشد اقتصادی خواهد داشت. جونز، منوئلی و روسی (۱۹۹۳) [۲]، با آزمون دو الگوی مجزا در فرآیند رشد اقتصادی رابطه منفی بین نرخ مالیات و نرخ رشد اقتصادی را تأیید می نمایند. چنین نتایجی در مطالعات موردی ایران نیز وجود دارد. صبری بقایی و محمدزاده اصل (۱۳۸۲) [۵] و زایر و غلامی (۱۳۸۶) [۸] در مطالعات خود نتیجه گرفته اند که مالیات تأثیری بر نرخ رشد ندارد و در نتیجه ابزار مالیاتی نمی تواند در سیاست گذاری های اقتصادی کشور نقشی داشته باشد. اما ستاری و تار (۱۳۸۳) [۹] و شفیعی برونمند و تشکینی (۱۳۸۵) [۱۰] رابطه معکوسی را میان نرخ رشد و نرخ مالیات تأیید می کنند.

در اقتصاد ایران وابستگی به دریافتی های نفتی ناشی از صادرات نفت خام و وجود انحصارات و رانت های ناشی از آن در بخش های مختلف اقتصاد، باعث شده است تا مالیات ها همواره سهم اندکی از درآمدهای دولت را تشکیل دهند [۹]. آمارها نشان می دهند که بیش از ۶۰ درصد درآمدهای دولت متأثر از فروش نفت خام یا سایر درآمدهایی بوده است که آنها نیز به طریقی به درآمدهای نفت وابسته هستند [۱۱]. از آن جا که منابع نفتی به عنوان منابعی تجدید ناپذیر مطرح هستند، دولت ها تلاش می نمایند وابستگی خود را به این گونه منابع تا حد ممکن کاهش دهند. براین اساس در کشورهای تک محصولی، همچون ایران که برای تأمین هزینه های دولت بیشتر متکی به درآمدهای ناشی از صادرات منابع طبیعی هستند، بیشترین توجه به نقش مالیات در بودجه دولت ضرورت دارد [۱۲]. با توجه به این موضوع هدف مطالعه حاضر یافتن پاسخی به این سوال است که مالیات چه تأثیری بر رشد اقتصادی ایران خواهد داشت و نرخ بهینه مالیاتی که منجر به حداکثر شدن رشد اقتصادی می شود چه درصدی از تولید کل را به خود اختصاص می دهد.

بررسی آثار سیاست های مالی بر متغیرهای کلان اقتصادی

به طور کلی در خصوص ارتباط بین سیاست های مالی و متغیرهای کلان اقتصادی سه دیدگاه عمده کینزی، نئوکلاسیکی و هم ارزی ریکاردویی وجود دارد که در ادامه به نتایج هر یک از آن ها اشاره می شود. بر اساس دیدگاه کینزین ها، هر نوع سیاست مالی انبساطی از طریق افزایش نرخ های بهره و به تبع آن کاهش سرمایه گذاری بخش خصوصی، موجب پدیده جایگزینی اجباری سرمایه گذاری بخش خصوصی می شود.^۲ همچنین در شرایط انعطاف پذیر بودن قیمت ها، سیاست مالی انبساطی موجب افزایش سطح عمومی قیمت ها، کاهش عرضه پول و افزایش نرخ های بهره می شود. پیامد این عمل کاهش اثرات مثبت ناشی از افزایش مخارج دولت یا کاهش مالیات ها بر محصول خواهد بود. بالعکس سیاست مالی انقباضی به کاهش سطح عمومی قیمت ها و نرخ های بهره و در نتیجه افزایش سرمایه گذاری منجر می شود و به این ترتیب بخشی از اثرات منفی این سیاست بر تولید ملی از طریق پدیده جذب جبران

^۱- Research & Development

^۲-Crowding out

خواهد شد.^۱ از طرف دیگر بر اساس دیدگاه نئوکلاسیک ها، تداوم اعمال یک سیاست مالی به دلیل شکل گیری انتظار افزایش نرخ های بهره در افراد، موجب کاهش سرمایه گذاری و در نتیجه منفی شدن ضریب فزاینده این نوع سیاست می شود. علاوه بر این هم زمان با کاهش مخارج دولت، افراد انتظار کاهش مالیات ها و افزایش درآمد (ثروت) را در آینده داشته و همین امر سبب می شود تا مصرف جاری آن ها افزایش یابد.

هم ارزی ریکاردویی ارتباط تنگاتنگی با مفهوم انتظارات دارد. بر اساس این دیدگاه هر گونه کاهش مالیات ها سبب می شود تا مردم با اطلاعی که از محدودیت بودجه ای دولت دارند انتظار داشته باشند تا در آینده مالیات ها افزایش یابند. بنابر این با توجه به این که افزایش مالیات ها ثروت افراد را کاهش می دهد، مردم در رفتار مصرفی طول عمر خود تجدید نظر کرده و افزایش درآمدهای جاری، ناشی از کاهش مالیات ها را به پس انداز اختصاص می دهند. لذا سیاست مالی تأثیری بر مصرف نخواهد داشت.

بررسی آثار مالیات بر رشد اقتصادی

مالیات ها به عنوان ابزار سیاست مالی از طرق مختلفی از جمله تصمیمات تخصیصی بنگاه ها، تأثیر بر انباشت عوامل تولید، از جمله سرمایه انسانی و همچنین سرمایه گذاری در فعالیت های تحقیق و توسعه بر رشد اقتصادی مؤثر خواهد بود.

هنگام برقراری مالیات رد یک بخش یا یک فعالیت خاص بازدهی نهایی سرمایه در آن فعالیت کاهش و به دنبال آن تولید و اشتغال نیز کاهش می یابد. لذا در چنین شرایطی بنگاه ها تصمیمات تخصیصی خود را مورد تجدید نظر قرار داده و موجبات کاهش تولید فراهم می آید. علاوه بر آن از آن جا که فعالیت های تحقیق و توسعه به دلیل هم افزایی موجود در آن بر رشد اقتصادی تأثیر مثبت دارد نظام مالیاتی چنین فعالیت هایی را معاف از مالیات می داند تا بتواند با تخصیص منابع مالی به چنین فعالیت هایی انگیزه های لازم را ایجاد و موجبات رشد را فراهم سازد. در چنین شرایطی اگر منابع تخصیص یافته به سمت فعالیت های رانت جوینانه حرکت نمایند منجر به کاهش رشد اقتصادی می گردند و لذا تشخیص اثرات مالیات بر تحقیق و توسعه دشوار خواهد بود.

همچنین با برقراری مالیات بازدهی پس انداز ها کاهش یافته و نتیجه مستقیم آن کاهش سرمایه فیزیکی است که موجبات کاهش رشد را فراهم می نماید ولی چنان چه نیروی انسانی کارآمدی وجود داشته باشد می تواند کاهش رشد را جبران کند. برای تشکیل سرمایه انسانی ممکن است نیازمند به سرمایه فیزیکی در تشکیل تجهیزات باشیم که در این حالت اثر مالیات بر رشد منفی است زیرا سرمایه انسانی لازم تشکیل نخواهد شد.

ارائه الگو

با هدف دستیابی به مسیر نرخ بهینه مالیات بر اساس منحنی لافر، مبنی بر این که با افزایش نرخ مالیات (به عنوان درصدی از درآمد ناخالص داخلی) در ابتدا رشد اقتصادی تا رسیدن به حداکثر خود افزایش می یابد و سپس افزایش مالیات منجر به کاهش نرخ رشد اقتصادی می شود، در این قسمت اقدام به ارائه الگو به صورت زیر می گردد.

به فرض این که ارزش متوسط هر واحد سرمایه در درآمد خالص کل افراد، نسبت ثابتی از ارزش متوسط هر واحد سرمایه در مخارج (درآمد) دولت باشد و با این فرض که Y تولید (درآمد) ملی، Y_d درآمد قابل تصرف، (G/Y) سهم مخارج دولت، $(1-\eta)$ سهم باقیمانده از درآمد افراد بعد از مالیات گیری، η نرخ مالیات و K موجودی سرمایه باشد، می توان در شرایط کلی رابطه زیر را در نظر گرفت:

$$\frac{Y_d}{K} = \lambda \left(\frac{G}{K} \right)^{\gamma} \quad (1)$$

با انجام یک سری عملیات ریاضی^۲ معادله زیر حاصل خواهد شد:

$$Y = a(G)^b(1-\eta)^c \quad (2)$$

با لگاریتم گرفتن از معادله (۲) خواهیم داشت:

$$\ln Y = \ln a + b \ln(G) + c \ln(1-\eta) \quad (3)$$

معادله (۴) و (۵) نشان می دهند که تأثیر افزایش مخارج دولت روی محصول مثبت است، اما دارای نرخ کاهنده می باشد.

$$\frac{\partial \ln Y}{\partial G} = bG^{-1} \quad (4)$$

$$\frac{\partial^2 \ln Y}{\partial G^2} = -bG^{-2} \quad (5)$$

بنابر تعریف مخارج دولت با درآمد دولت برابر است. منابع تأمین درآمدهای دولت را می توان درآمدهای مالیاتی (T) دریافتی های ناشی از صادرات نفت خام، سایر درآمدها و کسری یا مازاد بودجه (OR)، در نظر گرفت. بر این اساس رابطه (۶) را داریم:

$$G = OR + T = OR + \eta Y \quad (6)$$

با جایگذاری رابطه (۶) در معادله (۵) نتیجه زیر حاصل می شود:

$$\ln Y = \ln a + b \ln(OR + \eta Y) + c \ln(1-\eta) \quad (7)$$

در رابطه (۸) می توان نشان داد که تأثیر افزایش نرخ مالیات روی تولید منفی و دارای نرخ کاهنده است به گونه ای که:

^۱ Crowding in

۲-ر.ک. به پیوست (۱).

$$\frac{\partial \ln Y}{\partial \eta} = \left\{ \left[\frac{\partial \ln Y}{\partial \ln(OR + \eta Y)} \right] \left[\frac{\partial \ln(OR + \eta Y)}{\partial (1 - \eta)} \right] \left[\frac{\partial (OR + \eta Y)}{\partial \eta} \right] \right\} = b \left(\frac{Y}{OR + \eta Y} \right) - c \left(\frac{1}{1 - \eta} \right)$$

$$\frac{\partial^2 \ln Y}{\partial \eta^2} = - \frac{b Y^2}{(OR + \eta Y)^2} - \frac{c}{(1 - \eta)^2} \quad (8)$$

نرخ مالیاتی حداکثر کننده رشد به وسیله مساوی صفر قرار دادن رابطه (۸) حاصل می شود.

$$\eta^* = \frac{b - c \left(\frac{OR}{Y} \right)}{(b + c)} \quad (9)$$

داده ها و برآورد الگو

جهت تعیین اثر مالیات بر رشد اقتصادی ایران و با استفاده از اطلاعات فصلی ارائه شده توسط بانک مرکزی ایران در دوره ۱۳۸۶-۱۳۷۰ از بسته نرم افزاری Microfit4.1 استفاده گردید. از آن جا که در ایران بخش کشاورزی از معافیت مالیاتی برخوردار است، تولید حقیقی کل اقتصاد بدون در نظر گرفتن ارزش افزوده بخش کشاورزی مورد توجه قرار می گیرد. رابطه بلندمدت زیر را در نظر بگیرید:

$$\ln Y_t = b_0 + b_1 \ln G + b_2 \ln(1 - \eta)_t + b_3 Trend + b_4 S_2 \quad (10)$$

که در آن $\ln Y$ ، لگاریتم تولید ناخالص داخلی (بدون ارزش افزوده بخش کشاورزی)، $\ln G$ ، لگاریتم مخارج دولت، $\ln(1 - \eta)$ ، لگاریتم عدد یک منهای نرخ مالیات، $Trend$ ، متغیر روند زمانی و S_2 ، متغیر مجازی فصل تابستان است.

برای بررسی وجود این رابطه بلند مدت بین متغیرهای موجود و به پیروی از پسران، شین و اسمیت (۲۰۰۱)، حالت تصحیح خطای^۱ (ECM) الگوی خود توضیحی با وقفه های گسترده^۲ (ARDL) برای معادله (۱۰) به صورت زیر نوشته می شود:

$$d \ln Y_t = \alpha_i + \sum_{i=0}^p \beta_i d \ln Y_{t-i} + \sum_{i=0}^p \gamma_i d \ln G_{t-i} + \sum_{i=0}^p \theta_i d \ln(1 - \eta)_{t-i} + \delta_1 \ln Y + \delta_2 \ln G + \delta_3 \ln(1 - \eta) + \delta_4 \ln Trend + \delta_5 \ln S_2 \quad (11)$$

سپس با تعیین تعداد تأخیرات بهینه (p) از طریق مقدار حداکثر یکی از معیارهای اطلاعات آکاییکی^۳ (AIC)، شوارتز بیزین^۴ (SBC) و یا کوین حنان^۵ (HQC)، در معادله رگرسیونی (۱۲) اقدام به انجام آزمون F ، جهت بررسی وجود رابطه تعادلی بلندمدت از طریق فرضیه صفر $\delta_1 = \delta_2 = \delta_3 = 0$ می شود. از آن جایی که آماره F حاصل از این آزمون دارای توزیع معمولی نبوده، پسران و همکاران (۲۰۰۱) مقادیر بحرانی را برای سطوح مختلفی از معنی داری و با وجود تعداد متفاوتی از ضرایب مورد آزمون ارائه داده اند. هر یک از مقادیر بحرانی این آماره شامل دو حد پایینی و بالایی به ترتیب مربوط به حالت هایی است که کلیه متغیرهای موجود در رابطه بلندمدت از مرتبه $I(0)$ و یا $I(1)$ باشند. به هر حال هرگاه آماره F محاسبه شده بزرگتر از حد بالایی مقدار بحرانی جدول باشد، وجود رابطه هم جمعی بین متغیرها تایید می گردد و دیگر نیازی به انجام آزمون ریشه واحد برای وجود هم جمعی نخواهد بود. بر همین اساس در مرحله اول به پیروی از پسران و همکاران (۲۰۰۱)، با بررسی نتایج آماری وجود تأخیرات متفاوت تفاضل مرتبه اول لگاریتم مخارج دولت ($d \ln G_{t-i}$) و یک منهای نرخ مالیات ($d \ln(1 - \eta)_{t-i}$) به صورت توأم و مجزا از طریق هر دو آزمون t و F ، بیانگر بی معنا بودن ضرایب این متغیرها می باشد و لذا برای بررسی وجود رابطه تعادلی بلندمدت از معادله (۲) حذف می گردند و تعداد وقفه بهینه گویای وجود رابطه تعادلی بلند مدت، بر اساس معیار اطلاعات آکاییکی (AIC) از طریق معادله (۲) به روش حداقل مربعات معمولی و تنها با وجود تأخیرات متوالی، حاکی از انتخاب تعداد وقفه بهینه، $P = 5$ ، می باشد که آماره F مربوط به آزمون فرضیه وجود رابطه بلندمدت ($H_0: \delta_1 = \delta_2 = \delta_3 = 0$) در این حالت با مقدار $8/9775$ ، بیشتر از حد بالایی مقدار بحرانی جدول در سطح معناداری ۹۹ درصد و با وجود سه برازش گر ($F = 6/36$) بوده و وجود رابطه بلندمدت بین متغیرهای مورد بررسی (معادله (۱۱)) تایید می گردد.^۶ نتایج همراه با آزمون های تشخیصی مربوطه برای دامنه وقفه های ۳ الی ۷ در جدول زیر آورده شده است.

جدول (۱) - نتایج آماری رگرسیون های تعیین تعداد تأخیرات بهینه

تعداد تأخیرات	AIC	SBC	F
۳	۱۲۱/۷۷۶۵	۱۰۹/۹۰۲۷	۱/۲۳۲۵
۴	۱۳۸/۷۴۵۷	۱۲۵/۸۸۶۹	۵/۶۵۹۲
۵	۱۴۰/۱۶۱۵	۱۲۶/۳۳۵۱	۸/۹۷۷۵
۶	۱۳۶/۶۴۵۴	۱۲۱/۸۶۹۳	۵/۱۷۰۳
۷	۱۳۶/۱۱۰۲	۱۲۰/۴۰۲۶	۲/۷۳۴۳

^۱ - Error Correction Model

^۲-Autoregressive Distributed Lags

^۳- Akaike Information Critreriion

^۴- Schwarz Bayesian Critreriion

^۵- Hannan- Quinn Critreriion

^۶- قابل ذکر است آزمون های t و F وجود مجزا و توأم سه متغیر عرض از مبدا روند زمانی و متغیر مجازی فصل تابستان را مورد تایید قرار می دهند اما وجود دیگر متغیرهای مجازی فصلی مورد تایید قرار نمی گیرند.

اکنون با تعیین تعداد تأخیرات بهینه، $P=5$ ، به پیروی از پسران و همکاران (۲۰۰۱)، الگوی خود توضیحی با وقفه های گسترده (ARDL) در متغیرهای سطح، با وجود متغیرهای عرض از مبدأ، روند زمانی و مجازی فصل تابستان با حداکثر ۶ تأخیر^۱ در نظر گرفته می شود. نتیجه حاصل از آن برآورد تعداد رگرسیون انتخابی الگویی با پنج تأخیر تنها بر روی متغیر وابسته (یعنی $(\Delta, 0, 0)$ ARDL) است، که نتایج آن بر اساس معیار اطلاعات آکاییکی در جدول (۲) خلاصه شده است.

جدول (۲) - نتایج معادله پویا

متغیر	ضریب	انحراف استاندارد	آماره t
$\ln Y(-1)$	۰/۱۸۷۰۵	۰/۰۶۳۹۸۷	۱/۹۹۰۱
$\ln Y(-2)$	۰/۰۳۵۲۳۲	۰/۰۵۶۳۶۰	۰/۶۲۵۱۲
$\ln Y(-3)$	-۰/۱۹۴۴۰	۰/۰۵۸۳۸۲	-۳/۳۲۹۸
$\ln Y(-4)$	۰/۴۹۷۸۲	۰/۰۷۰۲۴۰	۷/۰۸۷۴
$\ln Y(-5)$	۰/۱۳۹۰۷	۰/۰۷۰۲۴۰	۱/۵۶۲۱
$\ln G$	۰/۰۹۹۸۸۹	۰/۰۸۹۰۲۷	۵/۹۴۵۷
$\ln(1-\eta)$	۰/۳۰۴۶۱	۰/۰۱۶۸۰۰	۲/۶۹۰۸
$\ln a$	۲/۶۶۷۶	۰/۱۱۳۲۱	۴/۰۹۳۸
Trend	۰/۰۰۳۷۴۴۳	۰/۶۵۱۶۲	۰/۴۰۰۵۳

اکنون که از وجود رابطه بلند مدت اطمینان حاصل شده است، می توان آن را تفسیر نمود. نتایج حاصل از معادله بلند مدت در جدول (۳) ارائه شده است.

جدول (۳) - نتایج معادله بلند مدت

متغیر	ضریب	انحراف استاندارد	آماره t
$\ln a$	۷/۹۵۷۵	۰/۵۹۸۸۶	۱۳/۳۸۷۸
$\ln G$	۰/۲۹۷۹۷	۰/۰۶۴۴۵۷	۴/۶۲۲۸
$\ln(1-\eta)$	۰/۹۰۸۶۶	۰/۳۵۵۱۱	۲/۵۵۸۸
Trend	۰/۰۱۱۱۶۹	۰/۹۰۲۱	۱۲/۳۸۱۲
S_2	۰/۱۱۰۲۹	۰/۰۳۵۹۰۳	۳/۰۷۱۸
R^2	۰/۹۹۲۲۶	$\bar{R}^2$	۰/۹۹۰۹۲

بر اساس اطلاعات جدول (۳) مشاهده می شود که آماره t برای تمامی ضرایب معادله از ۲ بزرگتر است، این موضوع موید معنادار بودن ضرایب تخمینی می باشد. همچنین مقادیر ضریب همبستگی و ضریب همبستگی تعدیل شده به اندازه کافی بزرگ هستند (۹۹/۲۲۶٪ و ۹۹/۰۹۲٪) و این موضوع بیانگر بالا بودن میزان توضیح دهنده متغیرهای مستقل، در مورد تغییرات متغیر وابسته می باشد.

در ادامه به منظور بررسی این موضوع که تعدیل عدم تعادل های کوتاه مدت در تولید به سمت تعادل بلند مدت چگونه انجام می پذیرد، از مدل تصحیح خطا استفاده شده است. نتایج حاصل از تخمین مدل تصحیح خطا در جدول (۴) خلاصه شده است.

جدول (۴) - نتایج معادله تصحیح خطا

متغیر	ضریب	انحراف استاندارد	آماره t
$d \ln Y_1$	-۰/۴۷۷۷۲	۰/۰۹۶۱۰۲	-۴/۹۷۱
$d \ln Y_2$	-۰/۴۴۲۴۹	۰/۰۸۵۱۵۶	-۵/۱۹۶۲
$d \ln Y_3$	-۰/۶۳۶۸۹	۰/۰۸۶۲۰۵	-۷/۳۸۸۱
$d \ln Y_4$	-۰/۱۳۹۰۷	۰/۰۸۹۰۲۷	-۱/۵۶۲۱
$d \ln G$	۰/۰۹۹۸۸۹	۰/۰۱۶۸	۵/۹۴۵۷
$d \ln(1-\eta)$	۰/۳۰۴۶۱	۰/۱۱۳۲۱	۲/۶۹۰۸
$d \ln a$	۲/۶۶۷۶	۰/۶۵۱۶۲	۴/۰۹۳۸
$dTrend$	۰/۰۰۳۷۴۴۳	۰/۶۵۱۶۲	۵/۰۰۵۳
dS_2	۰/۰۳۶۹۷۲	۰/۰۰۸۸	۴/۲۰۱۴
$ECM(-1)$	-۰/۳۳۵۲۳	۰/۰۶۲۹۲	-۵/۳۲۸

ضریب ECM نشان می دهد که در هر دوره چند درصد از عدم تعادل کوتاه مدت تولید، جهت رسیدن به تعادل بلند مدت، تعدیل می شود. به عبارتی چند دوره طول می کشد تا تولید به روند بلند مدت خویش باز گردد.

ضریب جمله تصحیح خطا در این مدل ۰/۳۳۵ به دست آمده است، بدین معنا که در هر دوره ۳۳/۵ درصد از عدم تعادل در تولید تعدیل شده و به سمت روند بلند مدت خود نزدیک می شود. با توجه به نتایج حاصل، مسیر بهینه مالیات به صورت زیر قابل محاسبه است:

۱- به دلیل وجود تعداد بهینه ۵ تأخیر در الگوی تفاضل مرتبه اول (معادله (۲)) برای متغیرهای سطح در الگوی تعداد تأخیر ها به ۶ تبدیل می گردد.



نرخ بهینه مالیات به طور متوسط ۱۱/۴۱ درصد برآورد می شود. که این میزان مالیات نرخ رشد را به حداکثر می رساند.

نتایج آزمون های آماری

آزمون ناهمسانی عمومی وایت

در تحقیق حاضر از این آزمون برای تشخیص ناهمسانی واریانس استفاده شده است. نتایج آزمون در جدول (۵) ارائه شده است. مطابق با نتایج به دست آمده آماره مذکور (χ^2_H) دارای احتمال ۰/۰۵۸ است که بزرگ تر از ۰/۰۵ است. بنابراین فرضیه H_0 مبنی بر وجود همسانی واریانس رد نخواهد شد، یعنی اجزاء اخلاص دارای واریانس همسان هستند.

آزمون ضریب لاگرانژ (LM)

آزمون مذکور جهت تشخیص خود همبستگی جملات خطا مورد استفاده واقع شد. نتیجه این آزمون با توجه به بزرگ تر بودن احتمال آماره (χ^2_{SC}) به دست آمده (۰/۴۸۴) از ۰/۰۵ حاکی از رد نشدن فرضیه H_0 مبنی بر فقدان وجود همبستگی سریالی بین جملات خطا است.

آزمون جاکو- برا

آزمون جاکو- برا برای یافتن این مسأله است که آیا اجزاء اخلاص از توزیع نرمال برخوردار هستند یا خیر؟ طبق نتایج جدول (۵) احتمال مربوط به آماره برا- جاکو (χ^2_N) برابر با ۰/۵۵ است که از ۰/۰۵ بزرگ تر می باشد. بنابراین فرضیه H_0 مبنی بر این که جملات اخلاص دارای توزیع نرمال هستند رد نخواهد شد.

آزمون RESET رمزی

از این آزمون جهت تشخیص خطای تصریح الگو استفاده می شود. احتمال ذکر شده در جدول (۵) برای آماره مذکور (χ^2_{FF}) برابر با ۰/۹۱۶ است که با توجه به بزرگ تر بودن آن از ۰/۰۵ فرضیه H_0 مبنی بر عدم تورش تصریح رد نخواهد شد، به عبارتی شکل تبعی الگوی انتخابی صحیح می باشد.

جدول (۵)- نتایج آزمون های آماری

نوع آزمون	مقدار آماره	احتمال
(χ^2_H)	۳/۵۹۳۹	۰/۰۵۸
(χ^2_{SC})	۳/۴۵۷۸	۰/۴۸۴
(χ^2_N)	۱/۱۹۶۸	۰/۵۵
(χ^2_{FF})	۰/۰۱۱۱۷۱	۰/۹۱۶

مقایسه نرخ بهینه برآوردی با نرخ واقعی مالیات

به منظور آزمون این فرضیه که نرخ بهینه برآوردی با نرخ مالیات واقعی متفاوت است یا نه، حدود اطمینان نرخ بهینه برآوردی محاسبه می گردد. در صورتی که نرخ واقعی در محدوده دامنه قرار داشته باشد، فرضیه یکسان نبودن این دو نرخ رد خواهد شد، در غیر این صورت نمی توان فرضیه مذکور را رد کرد. در ذیل چگونگی ساختن دامنه اطمینان برای نرخ بهینه برآوردی مالیات شرح داده خواهد شد.

با تشکیل حدود بالا و پایین برای ضرایب برآوردی $(\hat{b}$ و $\hat{c}$) می توان کران بالا و پایین نرخ بهینه برآوردی را در هر دوره مشخص نمود. اگر S_b و S_c به ترتیب بیانگر انحراف معیار ضرایب برآوردی b و c باشند و $t_{\alpha/2}$ آماره t-student دامنه اطمینان ضرایب برآوردی به صورت زیر خواهد بود:

$$\hat{b} - S_b \cdot t_{\alpha/2} < b < \hat{b} + S_b \cdot t_{\alpha/2} \quad (۱۲)$$

$$\hat{c} - S_c \cdot t_{\alpha/2} < c < \hat{c} + S_c \cdot t_{\alpha/2} \quad (۱۳)$$

با جای گذاری مقادیر از جدول (۳) و در نظر گرفتن $\alpha = 5\%$ نتیجه می شود:

$$0.171634 < b < 0.424306$$

$$0.212644 < c < 1.604676$$

(۱۴)

اکنون می توان حدود بالا و پایین نرخ بهینه برآوردی را به صورت زیر محاسبه نمود:

$$\eta_L^* = \frac{b - c(\frac{OR}{Y})}{(b + c)} = \frac{0.171634 - 0.212644(\frac{OR}{Y})}{0.171634 + 0.212644}$$

(۱۵)

$$\eta_H^* = \frac{b - c(\frac{OR}{Y})}{(b + c)} = \frac{0.424306 - 1.604676(\frac{OR}{Y})}{0.424306 + 1.604676}$$

(۱۶)

که در آن η_L^* و η_H^* به ترتیب بیان گر حدود پایین و بالای نرخ بهینه برآوردی می باشد. با مقایسه نرخ های واقعی با حدود اطمینان نرخ بهینه برآوردی، مشاهده می شود که در سال های ۱۳۷۳ الی ۱۳۷۸ و همچنین در سال های ۱۳۸۱، ۱۳۸۲، ۱۳۸۴ و ۱۳۸۵ نرخ های واقعی مالیات در محدوده اطمینان قرار نداشته و در نتیجه بهینه نبوده اند، اما در بقیه سال ها نمی توان یکسان بودن نرخ های واقعی و نرخ های بهینه را رد نمود^۱.

نتیجه گیری

این مطالعه با هدف بررسی تأثیر مالیات بر رشد اقتصادی ایران، طی دوره زمانی ۱۳۸۶-۱۳۷۰ تهیه شده است. به منظور تعیین میزان بهینه مالیات که رشد اقتصادی را به حداکثر خواهد رساند از الگوی مبتنی بر مقاله اسکولی (۲۰۰۶)، استفاده شده و با توجه به این واقعیت که در ایران مالیات ها تنها بخش کوچکی از منابع مالی دولت را تشکیل می دهند تنها می توان مسیر بهینه مالیات را برآورد نمود. نتیجه حاصل از برآورد الگو با استفاده از داده های فصلی از روش ARDL و با توجه به این موضوع که در ایران بخش کشاورزی از مالیات معاف می باشد، مبتنی بر برآورد سه معادله پویا، بلندمدت و تصحیح خطا می باشد. پس از برآورد معادله پویا و حصول اطمینان از وجود رابطه بلند مدت نرخ بهینه مالیات به طور متوسط در حدود ۱۱/۴۱ درصد برآورد می شود که رشد اقتصادی را به حداکثر خواهد رساند، اما اخذ مالیات بیش از این میزان باعث کاهش رشد اقتصادی خواهد شد. نتایج معادله تصحیح خطا نیز مبین این امر است که در هر دوره ۳۳/۵ درصد از عدم تعادل در تولید تعدیل شده و به سمت روند بلند مدت خود نزدیک می شود. با مقایسه نرخ های واقعی با نرخ بهینه برآوردی نیز مشاهده می شود که در بعضی از سال ها از جمله ۱۳۷۸-۱۳۷۳، ۱۳۸۲-۱۳۸۱ و ۱۳۸۴-۱۳۸۵ نرخ واقعی مالیات بهینه نبوده است. فاصله مقادیر واقعی از مقادیر به دست آمده در این تحقیق می تواند نشان دهنده و شاخصی از عدم کارایی، تخصیص غیر بهینه منابع و اشتباه در برنامه ریزی باشد. در این صورت می توان بیان کرد که به دست آوردن نرخ ها و مقادیر بهینه خود می تواند به عنوان شاخص مهمی در ارزیابی سیاست گذاری ها و برنامه ریزی های اقتصادی کشور باشد. پیشنهاد می شود برنامه ریزان با واقعی تر کردن و برآورد چنین مدل هایی و به دست آوردن مقادیر بهینه متغیرها و پارامترها، شاخص هایی برای ارزیابی عملکرد برنامه ها و سیاست های خود تولید کنند.

مراجع

- [۱]. جعفری صمیمی، احمد و حسن زاده، علیرضا، (۱۳۸۰)، "اثر مالیات بر رشد اقتصادی: مروری بر تحلیل های نظری و تجربی". فصل نامه پژوهش نامه اقتصادی، ۲، ۴۱-۶۷.
- [2]. Jones, L. E., Manuelli, R. E. & Rossi, P. E., (1993). "Taxation in models of endogenous growth". *The Journal of Political Economy*, 101, 485-517.
- [3]. Boskin, M. J., (1988), Tax policy and economic growth: Lessons from the 1980S". *The Journal of Economic Perspectives*, 2 (4), 71-97.
- [4]. Scully, G. W., (1995), The growth tax in the united states. *public choice*, 85 (1-2), 71-80.
- [۵]. صبری بقایی، آذرخش و محمدزاده اصل، نازی، (۱۳۸۲)، شناخت جنبه های مختلف اثر بخشی مالیات در اقتصاد ایران. فصل نامه پژوهش نامه اقتصادی، ۸ (۴)، ۱۷۳-۱۹۸.
- [6]. Vedder, R. K. & Gallaway, L. E. (1998). Government size and economic growth. *Online* <www.house.gov/jec/growth/govtsize/govtsize.pdf>.
- [7]. Uhlig, H. & Yanagawa, N. (1995). Increasing the capital income tax leads to faster growth. *online* <lehre.wiwi.huberlin.de/.../uhlig_capital-income-taxation-and-the-sustainability-of-permanent-primary-deficits.pdf>.
- [۸]. زایر، آیت و غلامی، الهام. (۱۳۸۶). بررسی آثار سیاست های مالی بر متغیرهای کلان اقتصادی در ایران با استفاده از الگوی VAR. فصل نامه مالیات و توسعه، ۵ (۱۴)، ۳۱-۴۶.
- [۹]. تازی، فتح الله و ستاری، رسول. (۱۳۸۴). بررسی تأثیر مخارج دولت و مالیات ها بر رشد اقتصادی کشورهای عضو اوپک. فصل نامه پژوهش نامه اقتصادی، ۱۶ (۵)، ۱۵۳-۱۸۱.
- [۱۰]. شفیع، افسانه، برومند، شهزاد و تشکینی، احمد. (۱۳۸۵). آزمون تأثیر گذاری سیاست مالی بر رشد اقتصادی. فصل نامه پژوهش نامه اقتصادی، ۲۳ (۵)، ۱۵۳-۱۸۱.
- [۱۱]. نماگرهای بانک مرکزی ایران، سال های مختلف.

[۱۲] .مجتهد، احمد و احمدیان، اعظم. (۱۳۸۶). اثر درآمدهای مالیاتی دولت بر رفاه اجتماعی ایران. فصل نامه پژوهش نامه اقتصادی، ۷، ۴۵-۷۱.

[13] . Pesaran, M. H., Shin, Y. & Smith, R. J. (2001). Bounds testing approaches to the analysis of level relationships. *Journal of Applied Econometrics*, 16 (3) , 289-326.

پیوست (۱)

رابطه (۱) را در نظر بگیرید:

$$\frac{Y_d}{K} = \lambda \left(\frac{G}{K} \right)^\gamma \quad (۱)$$

با لگاریتم گیری از رابطه (۱) رابطه (۲) حاصل خواهد شد.

$$\begin{aligned} \ln Y_d - \ln K &= \ln \lambda + (\ln G - \ln K) \\ (1-\gamma) \ln K &= -\ln \lambda + \ln Y_d - \gamma \ln G \\ \ln K &= \frac{1}{\gamma-1} \ln \lambda + \frac{1}{1-\gamma} \ln Y_d - \frac{\gamma}{1-\gamma} \ln G \\ K &= \lambda^{\frac{1}{\gamma-1}} Y_d^{\frac{1}{1-\gamma}} G^{\frac{\gamma}{1-\gamma}} \end{aligned} \quad (۲)$$

معادله (۲) را می توان به صورت زیر نوشت:

$$K = \theta Y_d^{\frac{1}{\gamma-1}} G^{\frac{-\gamma}{1-\gamma}}, \theta = \lambda^{\frac{1}{1-\gamma}} \quad (۳)$$

با وجود یک تابع تولید $Y = AK^\beta$ با جایگذاری مقدار K در معادله (۳) رابطه (۴) به دست خواهد آمد:

$$\begin{aligned} Y &= A(\theta Y_d^{\frac{1}{\gamma-1}} G^{\frac{-\gamma}{1-\gamma}})^\beta \\ Y &= A\theta^\beta Y_d^{\frac{\beta}{1-\gamma}} G^{\frac{-\gamma\beta}{1-\gamma}} \end{aligned} \quad (۴)$$

بنا به تعریف $Y_d = (1-\eta)Y$ با جایگذاری معادله (۴) داریم:

$$\begin{aligned} Y &= \phi(1-\eta)^{\frac{\beta}{1-\gamma}} Y^{\frac{\beta}{1-\gamma}} G^{\frac{-\gamma\beta}{1-\gamma}} \\ Y^{\frac{1-\beta}{1-\gamma}} &= Y^{\frac{\beta}{1-\gamma}} = \phi(1-\eta)^{\frac{\beta}{1-\gamma}} G^{\frac{-\gamma\beta}{1-\gamma}} \end{aligned} \quad (۵)$$

طرفین معادله (۵) را به توان $\frac{1-\gamma}{1-\gamma-\beta}$ می رسانیم:

$$\begin{aligned} Y &= \phi^{\frac{1-\gamma}{1-\gamma-\beta}} (1-\eta)^{\frac{\beta}{1-\gamma-\beta}} G^{\frac{-\gamma\beta}{1-\gamma-\beta}} \\ \text{If: } a &= \phi^{\frac{1-\gamma}{1-\gamma-\beta}}, b = \frac{-\gamma\beta}{1-\gamma-\beta}, c = \frac{\beta}{1-\gamma-\beta} \\ Y &= aG^b(1-\eta)^c \end{aligned} \quad (۶)$$

پیوست (۲)

جدول زیر نشان می دهد که در چه سال هایی نرخ واقعی مالیات در محدوده اطمینان قرار دارد.

جدول (پ-۲) - نرخ های واقعی

سال	حد پایین	نرخ واقعی	حد بالا
1370	-3.5125565	0.0665577	0.1065304
1371	-3.5253846	0.0685614	0.1084871
1372	-3.1654429	0.0475093	0.0535864
1373	-3.1020684	0.0487731	0.0439201
1374	-3.0886003	0.0459843	0.0418658
1376	-3.192416	0.06988	0.0577005
1377	-3.3310001	0.0880829	0.0788382
1378	-3.448262	0.1043425	0.0967238
1379	-3.4686962	0.0733909	0.0998406
1380	-3.4325794	0.0723036	0.0943318
1381	-3.2106757	0.063409	0.0604856
1383	-3.2747857	0.066918	0.070264
1384	-3.1520306	0.0861542	0.0515406
1385	-3.0479907	0.0813359	0.0356718
1386	-3.3622343	0.080333	0.0836023