

واکش کشش‌های بلندمدت و کوتاه‌مدت پایه‌های مالیاتی به ادوار تجاری در ایران

عزت اله عباسیان^۱، محمد جعفری^۲، ابراهیم نصیرالاسلامی^۳، فرزانه محمدی^۴

تاریخ دریافت: ۹۵/۰۴/۲۸ تاریخ پذیرش: ۹۶/۰۳/۲۴

چکیده

در سال‌های اخیر با شدت گرفتن تحریم‌های بین‌المللی و کاهش درآمدهای نفتی، به مالیات‌ها به عنوان یکی از منابع تأمین‌کننده مخارج عمومی در ایران توجه بیشتری شده است. در این راستا، مطالعات زیادی به مقوله مالیات و نقش آن در توسعه اقتصاد پرداخته‌اند. با این وجود، اکثر مطالعات داخلی بر نقش مالیات‌ها بر متغیرهای اقتصاد کلان از قبیل رشد اقتصادی، تورم و نابرابری درآمد پرداخته و مطالعه‌ای در کشور وجود ندارد که تغییرات درآمد مالیاتی را طی ادوار تجاری بررسی کند. در این مطالعه با به‌کارگیری روش حداقل مربعات پویا، کشش‌های بلندمدت و کوتاه‌مدت پایه‌های درآمد مالیاتی در کشور در واکنش به تغییرات تولید ناخالص داخلی طی دوره‌ی زمانی ۱۳۵۲-۱۳۹۳ محاسبه شده است. نتایج پژوهش نشان می‌دهد، در بلندمدت کشش مالیات بر درآمد و مالیات بر درآمد اشخاص حقوقی از نظر آماری بزرگ‌تر از واحد و سایر پایه‌های مالیاتی تفاوت معناداری با واحد ندارند. در کوتاه‌مدت نیز تنها کشش مالیات بر درآمد اشخاص حقوقی متفاوت از واحد بود و سایر پایه‌های مالیاتی تفاوت معناداری از مقدار واحد ندارند. با توجه به نتایج پژوهش، پیشنهاد می‌شود که دولت در زمان رکود تمرکز کمتری بر مالیات بر درآمد و مالیات بر اشخاص حقوقی داشته باشد.

واژه‌های کلیدی: درآمد مالیاتی، کشش‌های بلندمدت و کوتاه‌مدت، ادوار تجاری، روش حداقل

مربعات پویا.

طبقه‌بندی JEL: E32, H24, H25, H29.

Email: abbasian@basu.ac.ir

۱. دانشیار اقتصاد دانشکده اقتصاد و علوم اجتماعی دانشگاه بوعلی سینا، (نویسنده مسئول)

Email: Mohjafari@gmail.com

۲. استادیار اقتصاد دانشگاه لرستان

Email: enasiroleslami@yahoo.com

۳. استادیار اقتصاد، دانشکده علوم پایه دانشگاه بوعلی سینا همدان

Email: mohammadif.1984@yahoo.com

۴. دانشجوی دکتری اقتصاد دانشگاه لرستان

۱. مقدمه

ثبات درآمد دولت عاملی کلیدی برای عملکرد صحیح سیستم بودجه دولت است. هر چه نوسان درآمد در طی چرخه‌های تجاری بیشتر باشد، فشار برای کاهش مخارج و افزایش درآمد مالیاتی در زمان رکود بیشتر شده و بالعکس انگیزه گسترش تعهدات هزینه‌ای و کاهش مالیات در زمان رونق افزایش می‌یابد. در نتیجه این بی‌ثباتی‌ها، آثار چرخه‌ها و ادوار تجاری را تشدید می‌کند. در این میان، پایه‌های مالیاتی غالباً متأثر از نوسانات اقتصادی هستند، اما برخی از آن‌ها حساسیت کمتری نسبت به شرایط اقتصادی دارند و چنانچه ساختار مالیاتی بر چنین پایه‌های مالیاتی استوار باشد، می‌تواند ضمن ثبات درآمدی و هزینه‌ای برای دولت‌ها، سیاست مالیاتی باثباتی را نیز به وجود آورد. به عبارت دیگر، مالیات‌هایی که هنگام نوسانات اقتصادی مستعد تغییر نیستند یا دست‌کم تغییرات آن‌ها چشمگیر نیست، می‌توانند در طول ادوار تجاری هدف سیاست‌گذار اقتصادی بوده و ثبات خاصی به مخارج دولت و سیاست‌های مالیاتی اعطا کنند. در حالی که چنانچه به جای انتخاب سیاست مالیاتی مخالف سیکلی، سیاستی موافق سیکل انتخاب گردد، ابزار سیاستی، کارایی خود را از دست می‌دهد. برای مثال، در دوره رکود، سیاست‌گذاران اقتصادی ممکن است از ترس کاهش درآمد مالیاتی و روبرو شدن با کسری بودجه شدید، اقدام به انقباض شدید بودجه (کاهش هزینه‌ها، برقراری مالیات جدید یا افزایش نرخ مالیات‌ها ...) کنند که این اقدام موجب تشدید شرایط رکودی می‌شود؛ حال آنکه، با توجه به پیش‌بینی پیامدهای سیاست‌های مالیاتی طی نوسانات اقتصادی، می‌توان تصمیمات مناسب‌تری اتخاذ کرد؛ بنابراین آگاهی از کشش‌های مالیاتی برای طراحی سیاست‌های مالی و برنامه‌ریزی بودجه عمومی ضروری است. لذا انجام مطالعه در خصوص کشش سیاست‌های مالیاتی در شرایط مختلف اقتصادی و پیشنهاد سیاست‌های مالیاتی مطلوب، می‌تواند مزایای زیادی داشته باشد. هدف از این پژوهش، بررسی اثرات چرخه‌ها و ادوار تجاری بر پایه‌های مختلف مالیاتی در کشور است؛ به عبارت دیگر، تلاش می‌شود تا کشش درآمد‌های مالیاتی نسبت به ادوار تجاری محاسبه و با توجه به آن، پیشنهاد‌های سیاستی مناسبی ارائه

شود. سؤال اساسی پژوهش حاضر این است که کسش‌های پایه‌های مختلف درآمد مالیاتی کشور نسبت به تولید ناخالص داخلی چگونه تغییر می‌کند و کدام پایه‌های درآمدی کسش بیشتر و کدام کسش کمتری دارند؟

بر این اساس ساختار پژوهش به این صورت است که در قسمت بعد به تشریح چارچوب نظری و روش پژوهش پرداخته خواهد شد. بخش سوم به پیشینه و ادبیات پژوهش اختصاص دارد. در بخش چهارم به تجزیه و تحلیل داده‌ها پرداخته خواهد شد و در نهایت در بخش پنجم به نتیجه‌گیری، جمع‌بندی موضوع پرداخته خواهد شد و بر اساس نتایج اخذ شده، پیشنهادهایی در جهت بهبود وضعیت درآمد مالیاتی کشور ارائه خواهد شد.

۲. چارچوب نظری و روش تحقیق

به منظور، توضیح ارتباط بین تولید ناخالص داخلی و درآمد مالیاتی از منحنی لافر استفاده می‌شود. یکی از ویژگی‌های اقتصاد طرف عرضه، اعتقاد پیروان این مکتب به منحنی لافر^۱ است. پیام اصلی منحنی لافر آن است که برای داشتن درآمد مالیات بیشتر برای دولت، نیاز به آن نیست که نرخ مالیات بر درآمد افزایش یابد. در واقع از سطحی به بعد اگر نرخ مالیات افزایش یابد، درآمد مالیاتی کاهش می‌یابد. چرا که با افزایش بیش از حد نرخ مالیات، انگیزه برای کار و فعالیت کاهش یافته و تولید کم می‌شود و از همین رو درآمد مالیاتی دولت نیز کاهش می‌یابد. بنابراین از سطحی به بعد برای افزایش درآمد مالیاتی، باید نرخ مالیات بر درآمد را کاهش داد تا با دادن انگیزه بیشتر به فعالان اقتصادی، تولید افزایش یافته و درآمد مالیاتی دولت نیز بالا رود.

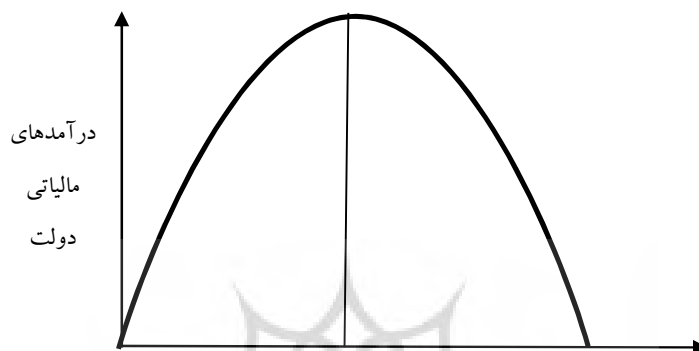
شکل (۱)، منحنی فرضی لافر را نشان می‌دهد. وقتی نرخ مالیات صفر است، درآمد مالیاتی نیز صفر است و با افزایش نرخ مالیات، درآمد مالیاتی افزایش می‌یابد، تا زمانی که نرخ مالیات به سطح t^* برسد. از این سطح به بعد با افزایش نرخ مالیات، درآمد مالیاتی

1. Laffer curve

دولت، کاهش می‌یابد. لافر اعتقاد داشت، در درآمدهای مالیاتی دو اثر وجود دارد. یکی اثر «حسابی» است که در آن با ضرب میان درآمد و نرخ مالیات، درآمد مالیاتی دولت به دست می‌آید و چون نرخ مالیات صفر باشد، درآمد هر چقدر باشد، درآمد مالیاتی صفر خواهد بود. اثر دیگر، اثر اقتصادی است که همان‌طور که ذکر شد، بر مبنای انگیزه کار کردن حاصل می‌شود. وقتی نرخ مالیات ۱۰۰ درصد باشد، انگیزه‌ای برای کسب درآمد وجود ندارد و درآمد مالیاتی باز صفر می‌شود (وانیسکی^۱، ۱۹۷۸). با توجه به این دو نقطه با درآمد مالیاتی صفر، لافر چنین منحنی‌ای را پیشنهاد می‌دهد. اما چند نکته در مورد این منحنی وجود دارد. اولاً حتی اگر نرخ مالیات ۱۰۰ درصد شود، باز برخی از فعالیت‌های اقتصادی وجود خواهند داشت، زیرا بقای جامعه بدان فعالیت‌ها بستگی دارد. نکته دیگر آنکه برخلاف شکل (۱)، که به نظر نرخ بیشینه‌ساز درآمد مالیاتی ۵۰ درصد است، در دنیای واقعی نه این شکل، قرینه است و نه نرخ بیشینه‌ساز ۵۰ درصد است. اقتصاددانان طرف عرضه که همواره از برطرف کردن موانع پیش روی فعالیت‌های اقتصادی طرفداری کرده‌اند و یکی از این موانع مالیات است، با اعتقاد به منحنی لافر به خصوص در دولت ریگان، به وی پیشنهاد می‌دادند تا برای افزایش درآمدهای مالیاتی خود نرخ مالیات را کاهش دهد. اما در عمل چنین اتفاقی نیفتاد. چرا که یافتن آنکه اقتصاد در کجای منحنی قرار دارد، بسیار سخت است. اگر نرخ مالیات کمتر از نرخ بیشینه‌ساز درآمد مالیاتی باشد، کاهش نرخ موجب کاهش درآمد مالیاتی می‌شود، از همین رو به نظر می‌رسد که در هنگام توصیه اقتصاددانان طرف عرضه به سیاستمداران برای افزایش درآمد مالیاتی از طریق کاهش نرخ مالیات، اقتصاد به نقطه بیشینه‌ساز نرسیده بود. آنچه مشخص است آن است که اولاً یک رابطه دوسویه آن‌طور که منحنی لافر نشان می‌دهد وجود دارد، اما معلوم نیست که نرخ بیشینه‌ساز درآمد مالیاتی کجاست؟ و در عین حال باید در تعیین وضعیت اقتصاد و یافتن جایگاه آن بر منحنی لافر بسیار دقت کرد و گرنه توصیه سیاستی ممکن است کاملاً

معکوس از آب درآید. البته نباید از نظر دور داشت که به اعتقاد بسیاری از اقتصاددانان، اصولاً در تدوین سیاست‌های مالی مهم نیست که نرخ بیشینه‌ساز درآمد مالیاتی کجاست و به آن نرخ دست یافت، زیرا این نقطه اصولاً نقطه بهینه مالیاتی نیست. سیاست مالی‌ای بهینه است که بتواند نرخ بهینه مالیاتی را وضع کند که طی آن اقتصاد با کمترین انحراف از مسیر رشد پایدارش مواجه باشد و این ابدأ به معنای آن نیست که این نرخ با نرخ بیشینه‌ساز برابر است. نکته اینجاست که منحنی لافر از آن رو مورد استفاده قرار می‌گیرد که بسیاری از سیاستمداران به دنبال افزون کردن درآمدهای مالیاتی خود هستند، فارغ از اینکه این کار برای کل اقتصاد بهینه است یا نه. وجود تعهدات مالی فراوان دولت‌ها، آنان را بدین سو می‌کشاند که تا جای ممکن درآمدهای مالیاتی خود را افزون سازند و از همین رو به جای آنکه به دنبال نرخ بهینه مالیات باشند، اتفاقاً به دنبال نرخ بیشینه‌ساز درآمد مالیاتی هستند. این گرایش دولت‌ها موجب شده که منحنی لافر هنوز مورد توجه دولت‌ها و کارشناسان قرار گیرد.

هر چند منحنی لافر ارتباط غیرخطی بین کل درآمد مالیاتی و نرخ مالیات را نشان می‌دهد؛ اما دولت‌ها معمولاً از پایه‌های مالیاتی متفاوتی شامل مالیات بر درآمد اشخاص، مالیات بر درآمد شرکت‌ها، ثروت، کالاها و خدمات و ... استفاده می‌کنند و این امکان وجود دارد که حساسیت پایه‌های مالیاتی نسبت به حجم فعالیت‌های اقتصادی متفاوت باشد. بسیاری از این مالیات‌ها مخصوصاً مالیات بر درآمد شخصی، سیستم پیچیده‌ای دارد. به دلیل این پیچیدگی‌ها محققان می‌توانند تغییرات در سیاست‌های مالیاتی را ارزیابی و مدل‌سازی کنند. تاکنون، بیشتر مقالات بر نرخ‌های مالیات و مالیات بر درآمد اشخاص متمرکز شده بودند. در این پژوهش بر طیف وسیعی از مالیات‌ها تمرکز می‌شود.



شکل ۱. منحنی لافر

در این قسمت به منظور برآورد کشش های بلندمدت و کوتاه مدت پایه های مالیاتی نسبت به تولید ناخالص داخلی، مدل های تجربی تصریح می شوند. روش استاندارد برای برآورد کشش درآمد مالیاتی نسبت به تولید ناخالص داخلی مطابق رابطه زیر است^۱:

$$\ln B_{jt} = \beta_{0j} + \beta_{1j} \ln y_t + \beta_{2j} DBT_t + e_t \quad (1)$$

در رابطه (۱)، $\ln B_{jt}$ لگاریتم پایه مالیاتی ز در سال t و $\ln y_t$ لگاریتم تولید ناخالص داخلی است. ضریب β_{1j} کشش درآمدی پایه مالیاتی ز در بلندمدت است. هم چنین از آنجا که این تمایل وجود دارد که واکنش پایه های مالیاتی طی دوره های رکود و رونق نیز محاسبه شود در رابطه (۱) با به کارگیری متغیر مجازی این امکان حاصل شده است. در رابطه (۱)، DBT_t یک متغیر مجازی است که برای دوره های بد مقدار یک و در غیر این صورت مقدار صفر می گیرد. دوره های بد، دوره هایی هستند که تولید ناخالص داخلی سرانه کاهش یابد. برای تبدیل پایه های مالیاتی اسمی به حقیقی از شاخص کل قیمت مصرف کننده استفاده شده است. رابطه (۱) را برای کل درآمد مالیاتی، مالیات بر درآمد

۱. در اکثر مطالعات خارجی جهت توضیح درآمد مالیاتی از چنین الگویی استفاده شده است. با این حال مدل های این پژوهش از مقاله ماچادا و زولتا (۲۰۱۲) اقتباس شده است.

اشخاص حقوقی، مالیات بر درآمد، مالیات بر ثروت، مالیات بر واردات و مالیات بر مصرف و فروش برآورد می‌شود.

بسته به اینکه متغیرهای وارده به رابطه (۱) ایستا یا غیر ایستا هستند، ممکن است در برآورد β_{1j} مشکلاتی رخ دهد. از آنجا که لگاریتم همه متغیرها انباشته از مرتبه اول هستند، رابطه (۱) تنها رابطه بلندمدت بین متغیرها را نشان خواهد داد و باید به نحوی رابطه‌ی کوتاه‌مدت بین متغیرها نیز تصریح شود. از آنجا که لگاریتم پایه‌های مالیاتی و تولید ناخالص داخلی انباشته از مرتبه یک هستند، می‌توان از رابطه (۲) برای برآورد اثرات کوتاه-مدت استفاده کرد:

$$\Delta \ln B_{jt} = \beta_{0j} + \beta_{1j} \Delta \ln y_t + u_{jt} \quad (2)$$

مشکل دیگری که در برآورد رابطه (۱) وجود دارد، این است که به دلیل غیر ایستا بودن متغیرها، ضریب β_{1j} (کشش بلندمدت) به صورت مجانبی تورش دار بوده و انحراف معیار آن به صورت سازگاری برآورد نمی‌شود. سوبل و همکاران برای حل این مشکل استفاده از دو تکنیک اقتصادسنجی را پیشنهاد کردند. اولین تکنیک آن‌ها، استفاده از روش DOLS (روش حداقل مربعات پویا) بود که در این روش مقادیر با وقفه و آینده تغییرات متغیر مستقل برای تصحیح تورش ضرایب برآوردی استفاده می‌شوند (استاک و واتسون، ۱۹۹۳). دومین تکنیک مورد استفاده آن‌ها، به کارگیری تصحیح نیوی-وست^۱ (۱۹۸۷) برای به دست آوردن برآورد سازگاری از انحراف معیارهاست. سوبل و همکاران همچنین یک عبارت برای تصحیح انحراف معیار ضرایب استفاده کردند. به این منظور در گام بعدی، جمله با وقفه باقیمانده‌های برآوردی از رابطه (۱) را در رابطه (۲) استفاده کردند تا نحوه تعدیل رابطه کوتاه‌مدت به بلندمدت را نشان دهند. با به کارگیری این روش رابطه (۲) به رابطه زیر تبدیل خواهد شد:

$$\Delta \ln B_{jt} = \beta_{0j} + \theta \Delta \ln y_t + \phi_1 e_{t-1} + u_{jt} \quad (3)$$

¹. Newey-West

در رابطه (۳)، e_{t-1} وقفه باقیمانده‌های برآوردی از رابطه‌ی (۱) است؛ بنابراین فرآیند پویای پایه‌های درآمدی مالیات توسط پارامترهای θ و ϕ_1 تعیین می‌شوند. بروس و همکاران^۱ (۲۰۰۶) روش سویل و همکاران را تعمیم داده و با اضافه کردن عباراتی به آن، تلاش کردند وجود اثرات نامتقارن را نیز بررسی کنند. به پیروی از روش آن‌ها در این پژوهش از رابطه (۴) به منظور بررسی وجود اثرات نامتقارن استفاده خواهد شد.

$$\Delta \ln B_{jt} = \beta_{0j} + \beta_{1j} \Delta \ln y_t + \beta_{2j} DBT_t + \phi_1 e_{t-1} + \phi_2 e_{t-1} * DRES_T + u_{jt} \quad (۴)$$

متغیر $DRES_T$ یک متغیر مجازی است و زمانی که مقدار با وقفه باقیمانده‌ها در رابطه (۱) یعنی e_{t-1} منفی است مقدار یک و در غیر این صورت مقدار صفر می‌گیرد. پارامتر ϕ_2 ، تعدیل نامتقارن رابطه کوتاه‌مدت به سمت رابطه بلندمدت را نشان می‌دهد. یک مسئله‌ی جالبی که می‌تواند بررسی شود این است که آیا کشش‌های بلندمدت و کوتاه‌مدت در طی ادوار تجاری (دوره‌ی بد و نرمال) تغییر می‌کنند. به منظور پی بردن به جواب این سؤال، دوباره از تکنیک متغیر مجازی استفاده شده و روابط زیر برآورد خواهند شد.

$$\ln B_{jt} = \beta_{0j} + \beta_{1j} \ln y_t + \beta_{2j} DBT_t + \beta_{3j} (\ln y_t) \cdot DBT + e_t \quad (۵)$$

$$\Delta \ln B_{jt} = \beta_{0j} + \beta_{1j} \Delta \ln y_t + \beta_{2j} DBT_t + \beta_{3j} \Delta (\ln y_t) \cdot DBT + \phi_1 e_{t-1} + \phi_2 e_{t-1} * DRES_T + u_{jt} \quad (۶)$$

در اینجا پارامتر β_3 نقش کلیدی خواهد داشت. این پارامتر نشان می‌دهد که آیا کشش‌های پایه‌های مالیاتی طی دوره‌های بد و خوب تغییر می‌کند یا خیر؟ زمانی که این پارامتر از نظر آماری مقداری متفاوت از صفر نداشته باشد، بدین معنی است که کشش‌های پایه‌های مالیاتی طی دوره‌های بد و خوب تغییر نخواهد کرد؛ اما در صورت معناداری آماری β_3 بدین معنی خواهد بود که کشش‌های پایه‌های مالیاتی وابسته به شرایط اقتصادی تغییر می‌کند.

۳. پیشینه پژوهش

۳-۱. مطالعات داخلی

1. Bruce et. al

در سطح کشور مطالعات اندکی در زمینه درآمد مالیاتی شده است؛ با این وجود به چند مورد اشاره می‌شود. گرایبی‌نژاد و چپردار (۱۳۹۱) به بررسی عوامل مؤثر بر درآمدهای مالیاتی کشور ایران طی دوره ۱۳۵۷-۸۷ به روش OLS پرداختند. نتایج آن‌ها نشان داد که گسترش درآمدهای نفتی و سهم بخش کشاورزی با میزان وصول مالیات‌ها رابطه معکوس دارد. افشاری و همکاران (۱۳۹۱) با استفاده از تکنیک داده‌های پانل برای گروهی از کشورهای عضو اوپک (شامل ایران) در دوره زمانی ۱۹۷۶-۲۰۰۹، به بررسی اثرات ابزارهای تثبیت‌کننده خودکار (تعدیل شده برحسب GDP) بر نوسانات سیکل تجاری می‌پردازد. نتایج حاصل از برآورد الگو دلالت بر این دارد که رابطه‌ای قوی و منفی بین درآمدهای مالیاتی و نوسانات تولید وجود دارد که نشان می‌دهد درآمدهای مالیاتی در کشورهای مورد مطالعه به صورت کارا عمل کرده و قادر به هموار کردن نوسانات تولید است. تقی‌سلطانی و پورغفار (۱۳۹۱) در پژوهش خود، تلاش می‌کنند، ارتباط بین درآمدهای مالیاتی و فرآیند جهانی شدن را در کشور ایران طی دوره ۱۳۵۲-۸۵ توضیح دهند. نتایج آن‌ها وجود ارتباط مثبت بین درآمد مالیاتی و خروج سرمایه و میزان جهانی شدن را در کشور تأیید کرد. نصیرالاسلامی و همکاران در پژوهشی که در سال ۱۳۹۴ انجام دادند، به بررسی عوامل مؤثر بر بی‌ثباتی درآمدهای مالیاتی دولت با استفاده از روش ARDL پرداختند. نتایج آن‌ها نشان داد که ساختار مالیات‌ها و همچنین ساختار اقتصاد در یافتن ترکیبی از مالیات‌ها که ثبات درآمدی برای دولت به وجود آورند، نقش مهمی دارند. هم‌چنین نتایج آن‌ها حاوی این پیام بود که تنوع بخشی در درآمدهای مالیاتی اثر معناداری بر نوسانات درآمد مالیاتی ندارد. در توجیه این نتیجه نگارندگان مقاله، به ناکارآمدی پرتفوی مالیاتی دولت اشاره کرده‌اند.

گرین وود و هافمن^۱ (۱۹۹۱) اقدام به مدل سازی و تجزیه و تحلیل مالیات در مدل های ادوار تجاری کردند. آن ها با مدل سازی انواع پایه های مالیاتی و یارانه ها، نشان دادند دولت می تواند با انتخاب درست پایه های مالیاتی از ادوار تجاری جلوگیری کند. آن ها سپس با استفاده از داده های اقتصادی اندازه رفاهی اقدامات دولت را محاسبه کردند. سو بل و همکاران^۲ (۱۹۹۶) رشد و تغییرات پایه های مالیاتی را طی ادوار تجاری در دوره ۱۹۵۱-۱۹۹۱ برای اقتصاد آمریکا در کوتاه مدت و بلندمدت اندازه گیری کردند. ولسویک^۳ (۲۰۰۷) در پژوهش خود کشش های کوتاه مدت و بلندمدت پایه های مالیاتی در کشور هلند را به روش حداقل مربعات پویا (DOLS) طی دوره ۱۹۷۰-۲۰۰۵ برآورد کرد. سانکاک و همکاران^۴ (۲۰۱۰) اثرات چرخه های تجاری را بر درآمد مالیاتی مورد بررسی قرار دادند. آن ها برای برآورد رابطه بین چرخه های تجاری و کارایی درآمد مالیاتی از سه مجموعه داده استفاده کردند که عبارتند از: داده های سالانه ۱۹۹۵-۲۰۰۸ برای ۳۲ کشور اروپایی، داده های سالانه ۱۹۹۵-۲۰۰۸ برای ۸۴ کشور پیشرفته و در حال توسعه و داده های فصلی از فصل اول ۱۹۹۹ تا فصل اول ۲۰۰۹ برای ۳۷ کشور پیشرفته و در حال توسعه. نتایج آن ها نشان داد که بین کارایی درآمد مالیاتی و شکاف تولید رابطه مستقیمی وجود دارد. بروکنر^۵ (۲۰۱۱) با استفاده از روش متغیر ایزاری در داده های پانل، کشش درآمد مالیاتی در ۳۳ کشور آفریقایی را طی دوره ۱۹۸۰-۲۰۰۰ برآورد کرد. نتایج برآورد نشان داد، یک درصد افزایش در تولید ناخالص داخلی، درآمد مالیاتی را حدود ۲٫۵ درصد افزایش می دهد. ماچادا و زولتا^۶ (۲۰۱۲) در پژوهشی اثرات ادوار تجاری را بر کشش های بلندمدت و کوتاه مدت درآمد مالیاتی در ۸ کشور آمریکای لاتین بررسی کرد. نتایج مطالعه آن ها نشان داد که کشش های بلندمدت از نظر آماری و اقتصادی بزرگ تر از یک هستند، در حالی که کشش های کوتاه مدت در اکثر حالات از نظر آماری متفاوت از صفر نیستند. در کوتاه-

1. Greenwood and Huffman
2. Sobel et al
3. Wolswijk
4. Sancak et al
5. Bruckner
6. Machado and Zuloeta

مدت کسش درآمد مالیات بر شرکت‌ها تنها در کلمبیا از نظر آماری معنادار بود. فرد^۱ (۲۰۱۳) در مطالعه خود، اثرات ادوار تجاری را بر پایه‌های مالیاتی در ایالت آلبرتا (در کشور کانادا) در دوره زمانی ۱۹۷۶-۲۰۰۸ بررسی کرد. نتایج ایشان نشان داد که به ترتیب مالیات بر درآمد شرکت‌ها و مالیات بر فروش، بیشترین و کمترین واکنش را به ادوار تجاری دارند. بر این اساس اگر دولت آلبرتا بخواهد درآمدش در دوره رکود آن‌چنان کاهش نیابد باید سهم بیشتری به مالیات بر فروش بدهد. مورنو و بولیوار^۲ (۲۰۱۴) با استفاده از روش DOLS کسش‌های درآمد مالیاتی در کوتاه‌مدت و بلندمدت را در کشور ونزوئلا با استفاده از داده‌های فصلی دوره ۱۹۸۴-۲۰۱۳ و داده‌های سالانه ۱۹۵۰-۲۰۱۲ محاسبه کردند و به این نتیجه رسیدند که کسش‌های مالیاتی ونزوئلا از کسش‌های محاسباتی قبلی مخصوصاً در بلندمدت بیشتر است. آینیو^۳ (۲۰۱۶) در پژوهشی که در سال ۲۰۱۶ در کشور اتیوپی طی دوره‌ی ۱۹۷۵-۲۰۱۳ انجام داد به این نتیجه رسید که تولید ناخالص داخلی در کشور اتیوپی اثر مثبت و معناداری بر درآمد مالیاتی دارد.

۴. تجزیه و تحلیل داده‌ها

در این قسمت ابتدا متغیرهای پژوهش معرفی شده، سپس به تحلیل توصیفی متغیرها پرداخته خواهد شد و در قسمت پایانی این قسمت به برآورد مدل‌هایی که در قسمت قبل از نظر گذرانده شد، پرداخته می‌شود. شایان ذکر است که کلیه متغیرهای پژوهش از پایگاه داده‌های سری زمانی و نماگرهای اقتصادی بانک مرکزی و به قیمت ثابت سال ۱۳۸۳ جمع‌آوری شده‌اند

1. Ferede
2. Moreno and Bolívar
3. Ayenew

جدول ۱- معرفی متغیرهای مورد استفاده در پژوهش

تعریف	نام متغیر	نماد	نوع متغیرها
تولید ناخالص داخلی را می توان به سه روش تولید هزینه و درآمد برآورد نمود. بر اساس روش تولید، تولید ناخالص داخلی به قیمت پایه برابر است با مجموع ارزش افزوده ناخالص ایجاد شده توسط کلیه تولید کنندگان مقیم در قلمرو داخلی اقتصاد به قیمت پایه.	تولید ناخالص داخلی	GDP	مستقل
کل درآمد مالیاتی کشور.	کل درآمد مالیاتی	Alltax	وابسته
این مالیات، شامل مالیات بر فروش فرآورده های نفتی، مالیات بر فروش فرآورده های الکلی، صنعتی، مالیات بر فروش نوشابه های غیرالکلی، مالیات اتومبیل، مالیات بر نوار ضبط صوت و تصویر، مالیات بر فروش سیگار و ... است.	مالیات بر مصرف و فروش	taxconsume	
این مالیات شامل مالیات حقوق، مالیات مشاغل، مالیات مستغلات و مالیات متفرقه است.	مالیات بر درآمد	Taxincome	
تا سال ۱۳۸۱، شامل حقوق گمرکی و سود بازرگانی کالاهای وارده به کشور بود. از سال ۱۳۸۲ برابر حقوق ورودی است.	مالیات بر واردات	Taximport	
شامل مالیات های اتفاقی، ارث، سایر مالیات بر ثروت، اراضی بایر، تعاون، املاک، مستغلات، حق تمیر (سهم شرکت ها)، بارنامه و سایر موارد دیگر است.	مالیات بر ثروت	taxwealth	
تا سال ۱۳۸۳ به این مالیات، مالیات بر شرکت ها اطلاق می شد و شامل مالیات بر درآمد اشخاص حقوقی دولتی و مالیات بر درآمد اشخاص حقوقی غیردولتی است و طی مهر و موم های ۸۸-۱۳۸۴ دربرگیرنده مالیات عملکرد نفت نیز شد.	مالیات بر درآمد اشخاص حقوقی	Taxhoghogh	

در جدول ۲ شاخص‌های توصیفی، پراکندگی و توزیعی متغیرهای ارائه شده است. بررسی آماره‌های توصیفی متغیرها نشان می‌دهد، بر اساس آماره جارک‌بر، شواهد محکمی مبنی بر نرمال بودن اکثر متغیرها (به جز تولید ناخالص داخلی) وجود ندارد. هر چه آماره جارک‌بر بیشتر باشد، به این معنی است که توزیع متغیر مورد بررسی با توزیع نرمال فاصله بیشتری دارد. مقدار آماره جارک‌بر برای توزیع نرمال صفر است. معیار مهم دیگری که در تحلیل توصیفی داده‌ها وجود دارد معیار ضریب تغییرات است. اگر میانگین متغیرها برابر باشد، برای بررسی تغییرات و پراکندگی متغیرها می‌توان از شاخص واریانس یا انحراف معیار استفاده کرد؛ اما در صورت نابرابری میانگین متغیرها باید شاخص پراکندگی به نحوی تعدیل شود که اثر میانگین‌های نابرابر تعدیل شود. شاخص ضریب تغییرات از این نظر مناسب است زیرا از تقسیم انحراف معیار به میانگین متغیرها به دست می‌آید. هر چه ضریب تغییرات بیشتر باشد، به معنی پراکندگی و ریسک بیشتر است. بر هم این اساس می‌توان بیان کرد، پراکندگی و ریسک GDP نسبت به سایر متغیرها کمتر است. در صورتی که کل درآمد مالیاتی دولت را یک پرتفولیو (سبد دارایی) در نظر گرفته شود، می‌توان گفت که به ترتیب ریسک مالیات بر مصرف و فروش (۳,۴۳)، مالیات بر واردات (۲,۹۹) و مالیات بر ثروت (۲,۹۳) از ریسک پرتفولیوی درآمدی (۲,۴۰) بیشتر بوده و ریسک مالیات بر درآمد (۱,۶۶) و مالیات بر درآمد اشخاص حقوقی (۱,۷۲) از ریسک پرتفولیو کمتر است؛ بنابراین اگر دولت بخواهد نوسانات و ریسک درآمد مالیاتی خود را کاهش دهد باید سهم مالیات بر مصرف و فروش و مالیات بر واردات را از کل درآمد مالیاتی کاهش دهد.

جدول ۲- خلاصه ای از آماره های توصیفی متغیرها

متغیرهای پژوهش	میانگین	میان	انحراف معیار	ضریب تغییرات	جارك-برا	سطح احتمال
GDP	۱۲۳۵۵۲۱	۱۰۶۷۰۴۲	۴۳۸۴۰۷/۶	۰/۳۵	۵/۵۲	۰/۰۶
ALLTAX	۱۰۳۸/۳	۴۲۷/۵	۲۴۹۵/۲۸	۲/۴	۲۰۳۱/۱۷	۰/۰۰
TAXCONSUME	۲۲۴	۵۳/۴	۷۶۹/۱۳	۳/۴۳	۲۲۵۵/۴۳	۰/۰۰
TAXINCOME	۱۲۴/۴۱	۱۹/۶	۲۰۶/۲۲	۱/۶۶	۴۶/۴۲	۰/۰۰
TAXIMPORT	۱۴۰/۴۱	۶۲/۵	۴۱۹/۴۳	۲/۹۹	۲۴۹۸/۷۳	۰/۰۰
TAXWEALTH	۳۸/۲۵	۱۷/۹	۱۱۲/۲۶	۲/۹۳	۲۴۳۱/۳۵	۰/۰۰
TAXHOGHOGH	۲۰۱/۶۷	۲۶/۹۵	۳۴۷/۲۲	۱/۷۲	۵۶/۵۸	۰/۰۰

منبع: یافته های پژوهشگر

۴-۱. آزمون مانایی متغیرها

یک سری زمانی ماناست اگر میانگین و واریانس آن در طول زمان ثابت و کوواریانس آن تنها به فاصله ی دو وقفه موردنظر بستگی داشته باشد. یکی از متداول ترین روش های آزمون مانایی، آزمون ریشه واحد است. اگر در فرایند خود توضیح مرتبه اول زیر فرضیه $\rho = 1$ در مقابل فرضیه $\rho < 1$ قابل رد نباشد، سری زمانی y دارای ریشه واحد بوده و ناماناست.

$$y_t = \rho y_{t-1} + u_t \quad (7)$$

آماره t محاسبه شده برای فرضیه وجود واحد ($\rho = 1$) دارای توزیع Φ است. مقادیر بحرانی این آماره توسط مکینون تهیه شده است. در صورتی که آماره آزمون به دست آمده بزرگ تر از مقدار بحرانی مربوطه باشد می توان فرضیه وجود ریشه واحد را در مقابل مانایی رد نمود (نوفرستی، ۱۳۸۹، صص ۳۳-۴۰).

به منظور بررسی مانایی از آزمون ریشه واحد با شکست ساختاری^۱ استفاده شده است. می توان برای بررسی مانایی متغیرها، از آزمون های رایجی چون دیکی فولر، دیکی فولر

1. Breakpoint unit root test

جدول ۳- آزمون ریشه واحد با شکست ساختاری

آماره‌ی دیکی- فولر				
نتیجه	تفاضل مرتبه اول	مقدار بحرانی	در سطح	متغیرها
I(1)	-۵/۷۷	-۴/۴۴	-۲/۴۱	LOGALLTAX
I(1)	-۵/۵۹	-۴/۴۴	-۲/۹۹	LOGGDP
I(1)	-۷/۳۱	-۴/۴۴	-۲/۵۹	LOGTAXCONSUME
I(1)	-۷/۳	-۴/۴۴	-۲/۹۹	LOGTAXHOGHOGH
I(1)	-۶/۰۲	-۴/۴۴	-۲/۶۷	LOGTAXIMPORT
I(1)	-۷/۱۲	-۴/۴۴	-۳/۳۷	LOGTAXINCOME
I(1)	-۸/۵۹	-۴/۴۴	-۲/۵۴	LOGTAXWEALTH

منبع: یافته‌های پژوهشگر

تعمیم یافته، فیلیس-پرون و... استفاده کرد؛ به هر حال همان‌طور که پرون^۱(۱۹۸۹) عنوان کرده است، در شرایطی که شکست ساختاری در داده‌ها وجود دارد، استفاده از آزمون‌های رایج ممکن است، نتایج غلطی به همراه داشته باشد. به همین دلیل در این پژوهش، به منظور بررسی مانایی متغیرها از آزمون ریشه واحد با لحاظ شکست^۲ ساختاری استفاده شده است. گفتنی است که در این آزمون برای تعیین نقاط شکست از مقادیر حداقل آماره‌ی دیکی فولر استفاده شده است. نتایج این آزمون در جدول ۳، ارائه شده است.

آزمون مانایی نشان می‌دهد که همه متغیرها نامانا بوده و با یک‌بار تفاضل‌گیری مانا می‌شوند (جمعی از مرتبه اول).

آزمون هم‌انباشتگی جوهانسن-جوسیلیوس

زمانی که متغیرهای پژوهش نامانا باشند، ممکن است هیچ‌گونه رابطه تعادلی بلندمدت بین متغیرها وجود نداشته باشد. این پدیده در ادبیات اقتصادسنجی به رگرسیون ساختگی مشهور است. در این حالت، باید آزمون هم‌انباشتگی انجام شود. هم‌انباشتگی به معنای

1. Perron
2. Breakpoint unit root test

وجود رابطه تعادلی بین متغیرها ناماناست. هم‌انباشتگی بیانگر این است که هر چند متغیرها غیرایستا هستند، اما حرکتی متوازن با یکدیگر دارند. روش جوهانسن - جوسیلیوس یکی از روش‌های بررسی هم‌انباشتگی بین متغیرهاست. در روش جوهانسن، تعیین و برآورد بردارهای هم‌مجمعی (یعنی ضرایب مربوط به روابط تعادلی بلندمدت) بین متغیرها با استفاده از ضرایب الگوی خود توضیح برداری (VAR) بین آن متغیرها صورت می‌گیرد. در جدول ۴، نتایج آزمون جوهانسن - جوسیلیوس ارائه شده است.

نتایج آزمون جوهانسن - جوسیلیوس نشان می‌دهد، که بر اساس آماره اثر و حداکثر مقدار ویژه در تمام مدل‌های پژوهش یک بردار هم‌انباشتگی وجود دارد.

جدول ۴- نتایج آزمون هم‌انباشتگی جوهانسن - جوسیلیوس

مدل	تعداد بردارها	مقدار ویژه	آماره اثر	مقدار بحرانی	سطح معناداری
Alltax	صفر	۰/۳۷	۲۳/۵۵	۱۲/۳۲	۰/۰۰۰۵
	یک بردار	۰/۰۹	۳/۸	۴/۱۳	۰/۰۶
Taxconsume	صفر	۰/۳۹	۲۴/۵۹	۱۲/۳۲	۰/۰۰۰۳
	یک بردار	۰/۰۹۳	۴/۰۸	۴/۱۳	۰/۰۵
Taxhoghogh	صفر	۰/۴	۱۹/۴۱	۱۲/۳۲	۰/۰۲۸
	یک بردار	۰/۰۰۰۹	۰/۰۳۶	۴/۱۳	۰/۸۸
Taximport	صفر	۰/۴	۲۴/۷۹	۱۲/۳۲	۰/۰۰۰۳
	یک بردار	۰/۰۷	۳/۰۶	۴/۱۳	۰/۰۹۴
Taxincome	صفر	۰/۴۶	۳۴/۶۷	۱۲/۳۲	۰/۰۰۰
	یک بردار	۰/۲۱	۹/۷	۴/۱۳	۰/۰۰۲
Taxwealth	صفر	۰/۴	۲۴/۸	۱۲/۳۲	۰/۰۰۰۳
	یک بردار	۰/۰۷	۳/۱۵	۴/۱۳	۰/۰۹

منبع: یافته‌های پژوهشگر

۴-۲- برآورد مدل

بر اساس مطالعات تجربی بیشتر متغیرهای اقتصادی جمعی از مرتبه اول هستند. همان‌طور که مشاهده شد، متغیرهای پژوهش حاضر نیز همگی جمعی از مرتبه اول هستند. به طور کلی رگرسیونی که شامل سری‌های زمانی جمعی مرتبه اول باشد منجر به نتایج گمراه‌کننده خواهد شد و با استفاده از آزمون والد قراردادی برای بررسی معناداری ضرایب به صورت ساختگی ارتباط معنادار بین متغیرهای نامرتب را نشان خواهد داد (فیلیس، ۱۹۸۶). از این رو باید اقدام به برآورد رابطه هم‌انباشتگی متغیرها کرد. هم‌انباشتگی به معنای بررسی وجود رابطه تعادلی بلندمدت بین متغیرهای ناماناست. برای به دست آوردن رابطه تعادلی بین متغیرها نامانا روش‌های مختلفی از جمله روش انگل - گرنجر، جوهانسون - جوسیلیوس، فیلیس - اولاریس و ... وجود دارد که با توجه به نوع و تعداد متغیرها از یکی از آن‌ها در پژوهش‌های کاربردی استفاده می‌شود. به‌هرحال یکی از راه‌های اطمینان از ساختگی نبودن رگرسیون استفاده‌ی مستقیم از رگرسیون هم‌انباشتگی است. رگرسیون هم‌انباشتگی نیز دارای انواع مختلفی از قبیل حداقل مربعات کاملاً تعمیم یافته (FMOLS)، حداقل مربعات پویا (DOLS)، رابطه هم‌انباشتگی استاندارد (CCR) و ... است. در بین این روش‌ها، استفاده از روش DOLS به دلایل مزایای آن نسبت به سایر روش‌ها اولویت دارد. برآوردگر DOLS از مقاله‌ای که توسط سایکنن با عنوان «برآورد کارای مجانبی رگرسیون هم‌انباشتگی» نوشته شد، سرچشمه می‌گیرد. با این حال عبارت DOLS اولین بار توسط استاک و واتسون^۲ (۱۹۹۳) وارد ادبیات اقتصادسنجی شد. آن‌ها با تعمیم روش OLS، روشی برای برآورد رابطه بین متغیرهای نامانا ارائه و آن را حداقل مربعات معمولی پویا (DOLS) نام‌گذاری کردند. در این روش منظور از پویا بودن، این است که الگوی زمانی واکنش یک متغیر وابسته، نسبت به تغییرات متغیرهای توضیحی مورد ملاحظه قرار می‌گیرد. این روش که در واقع، تعدیل یافته روش انگل - گرنجر است، مقادیر آینده، گذشته و جاری

1. Cointegrating Regression
2. Stock & Watson

تفاضل مرتبه اول متغیرها به منظور از بین بردن تورش مجانبی ناشی از درون زایی متغیرهای توضیحی و یا به عبارت دیگر، به منظور از بین بردن همبستگی بین جزء خطای رگرسیون و متغیرهای توضیحی به الگو افزوده می شوند. به منظور برآورد واریانس بلندمدت، خطاهای استاندارد باید تعدیل شوند. برای این منظور ماتریس واریانس- کوواریانس تخمین زنده‌ها را می توان با روش هایی نظیر روش نیویی - وست^۱ (۱۹۸۷) برآورد کرد. نکته مهم در روش برآورد DOLS آن است که این تخمین زنده در حالت هایی نیز که درجه جمعی متغیرهای توضیحی یکسان نیست، قابل استفاده است. تخمین زنده DOLS در مقایسه با سایر تخمین زنده های بردار همگرایی از نقاط قوتی چون آسانی برآورد، سازگاری ضرایب برآوردی، دارا بودن توزیع مجانبی نرمال، میانگین مجذور خطاهای کمتر نسبت به سایر روش های برآورد رابطه هم انباشتگی، تصحیح مشکل خودهمبستگی و درون زایی و ... برخوردار است. به دلیل مزایا و نقاط قوت و نیز کاربرد وسیع این برآوردگر در مطالعات، در این پژوهش نیز از روش DOLS استفاده شده است. این روش شامل تعمیم رگرسیون هم انباشتگی توسط مقادیر وقفه و تقدم^۲ ΔX_t است به طوری که در نتیجه آن، جزء خطای رابطه هم انباشتگی با جزء خطای رگرورها متعامد است:

$$y_t = X_t' \beta + D_{1t}' \gamma_1 + \sum_{j=-q}^j \Delta X_{t+j}' \delta + v_{1t} \quad (8)$$

می توان در حالت مجانبی برآوردی از ماتریس واریانس- کوواریانس $\hat{\theta}$ ، با به کارگیری ماتریس واریانس- کوواریانس روش ols به دست آورد، اما به جای آن در روش DOLS، از برآوردگر واریانس بلندمدت باقیمانده های رگرسیون استفاده می شود. همچنین می توان ضرایب رگرسیون را به گونه ای محاسبه کرد که نسبت به خودهمبستگی و ناهمسانی واریانس مقاوم باشد (برآوردگر HAC). برای انتخاب طول وقفه و تقدم^۳ از معیارهای اطلاعاتی چون شوارتز- بیزین، آکایک، حنان- کوئین و ... استفاده می شود. با توجه به حجم نمونه، در این پژوهش از معیار شوارتز- بیزین استفاده شده است.

1. Newey- West

2. lag & lead

3. Lag & Lead

نتایج برآورد کسش‌های بلندمدت و کوتاه‌مدت به روش DOLS در جدول ۵ ارائه شده است. بر اساس نتایج جدول ۵، کل درآمد مالیاتی، مالیات بر مصرف و فروش، مالیات بر درآمد و مالیات بر درآمد اشخاص حقوقی کسش بزرگ‌تر از واحد و مالیات بر ثروت و مالیات بر واردات کسش کمتر از واحد دارند و همه ضرایب در بلندمدت از نظر آماری معنادار هستند. با این حال در کوتاه‌مدت، مالیات بر درآمد و مالیات بر درآمد اشخاص حقوقی و کل درآمد مالیاتی کسش بیش از واحد و مالیات بر مصرف و فروش بی‌کسش بوده و کسش‌های مالیات بر واردات و مالیات بر ثروت از نظر آماری معنی‌دار نیست. در بلندمدت کسش مالیات بر درآمد و مالیات بر درآمد اشخاص حقوقی از کسش کل درآمد مالیاتی نسبت به تولید ناخالص داخلی بیشتر بوده که نشان از این دارد که این دو پایه مالیاتی نسبت به ادوار تجاری حساسیت بیشتری دارند. مالیات بر مصرف و فروش، مالیات بر واردات و مالیات بر ثروت در بلندمدت کسش کمتری نسبت به کل درآمد مالیاتی دارند. به عبارت دیگر، در ترکیب درآمد مالیاتی تفاوت‌های چشمگیری در کسش‌پذیری نسبت به تولید ناخالص داخلی وجود دارد. اگرچه از نظر اقتصادی کسش‌های بزرگ‌تر از واحد (به صورت قدر مطلق) به معنای واکنش بیشتر متغیر وابسته نسبت به تغییرات متغیر مستقل است، اما به دلیل استفاده از داده‌های نمونه این نتایج به صورت خام، قابلیت تعمیم به جامعه آماری را نداشته و برای سیاست‌گذاری مناسب نیستند. به منظور تعمیم این نتایج به جامعه آماری، نیاز به اجرای آزمون آماری مناسب است. سؤالی که در اینجا مطرح می‌شود این است که آیا ضرایب کسش بلندمدت و کوتاه‌مدت متفاوت از مقدار واحد هستند؟ به منظور پاسخ به این سؤال از آزمون ضرایب والد استفاده می‌شود.

نتایج آزمون والد در جدول ۶ ارائه شده است. آزمون والد نشان می‌دهد که کسش بیشتر پایه‌های مالیاتی (به جز مالیات بر درآمد اشخاص حقوقی) در کوتاه‌مدت از نظر آماری متفاوت از مقدار واحد نیست. در حالی که در بلندمدت مالیات بر درآمد اشخاص حقوقی و مالیات بر درآمد از نظر آماری کسش بالاتر از واحد دارند.

جدول ۵- برآورد کَشش های بلندمدت و کوتاه مدت پایه های مالیاتی به روش DOLS

مدل ۲ کَشش کوتاه مدت	مدل ۱ کَشش بلندمدت		
	ضریب $\Delta \ln y_t$	ضریب DBT	ضریب $\ln GDP$
۱/۹۲** (۰/۸۱)	-۰/۰۷ (۰/۲۶)	۲/۰۶*** (۰/۱۶)	کل مالیات ها
۰/۵۵* (۰/۳۲)	-۰/۲۳ (۰/۷۴)	۱/۹*** (۰/۴۶)	مالیات بر مصرف و فروش
۲/۲۲** (۱/۲۲)	-۰/۴۶ (۲/۳۴)	۶/۸۱*** (۱/۴۶)	مالیات بر درآمد
-۱/۳۹ (۱/۶۵)	-۰/۰۸ (۰/۸۶)	۰/۹۴** (۰/۳۶)	مالیات بر واردات
-۲/۰۱ (۱/۹۷)	-۰/۰۵ (۱/۹۲)	۰/۸** (۰/۳۸)	مالیات بر ثروت
۳/۲۳*** (۱/۱)	۰/۲۱ (۰/۷۶)	۶/۴۶*** (۱/۲)	مالیات بر درآمد اشخاص حقوقی

منبع: یافته های پژوهشگر ■ اعداد داخل پرانتز انحراف استاندارد ضرایب هستند.
* معنی دار در سطح ۱۰ درصد. ** معنی دار در سطح ۵ درصد. *** معنی دار در سطح ۱ درصد

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
رتال جامع علوم انسانی

جدول ۶- آزمون آماری کسش‌های برآوردی

پایه‌های درآمد مالیاتی	فرض صفر: کسش‌های بلندمدت برابر واحد هستند	فرض صفر: کسش‌های کوتاه‌مدت برابر واحد هستند
کل مالیات‌ها	F(1,32)=30.12 (۰,۰۰۰)	F(1,37)=1.14 (۰,۲۶)
مالیات بر مصرف و فروش	F(1,32)=1.06 (۰,۲۹)	F(1,37)=-1.02 (۰,۳۱)
مالیات بر درآمد	F(1,32)=18.29 (۰,۰۰۰)	F(1,37)=0.47 (۰,۴۹)
مالیات بر واردات	F(1,32)=0.09 (۰,۷۶)	F(1,37)=1.83 (۰,۱۸)
مالیات بر ثروت	F(1,32)=0.57 (۰,۴۵)	F(1,37)=2.33 (۰,۱۳)
مالیات بر درآمد اشخاص حقوقی	F(1,32)=26.11 (۰,۰۰۰)	F(1,37)=4.1 (۰,۰۵)

منبع: یافته‌های پژوهشگر ■ اعداد داخل پرانتز سطح معناداری ضرایب هستند.

مسئله‌ی دیگری که باید بررسی شود، بررسی وجود اثرات ناقرینه و نامتقارن است (مدل ۴).

$$\Delta \ln B_{jt} = \beta_{0j} + \beta_{1j} \Delta \ln y_t + \beta_{2j} DBT_t + \phi_1 e_{t-1} + \phi_2 e_{t-1} * DRES_T$$

به منظور وجود اثرات نامتقارن (ناقرینه) در این مدل، باید پارامتر ϕ_2 از نظر آماری معنادار باشد.

همان‌طور که نتایج جدول ۷ نشان می‌دهد، این پارامتر در مدل کل درآمد مالیاتی، مالیات بر مصرف و فروش و مالیات بر درآمد از نظر آماری معنادار است و از این‌رو در این مدل‌ها وجود اثرات نامتقارن تأیید می‌شود. وجود اثرات نامتقارن در این الگوها به این معنی است که کسش این پایه‌های مالیاتی در زمان افزایش یا کاهش تولید ناخالص داخلی تغییر می‌کند.

جدول ۷- بررسی وجود اثرات نامتقارن در رابطه کوتاهمدت

ضریب $\Delta \ln y_t$	ضریب DBT	ϕ_1	ϕ_2	پایه های درآمد مالیاتی
۲/۳۷*** (۰/۲۵)	۰/۰۸*** (۰/۰۰۹)	-۰/۰۹ (۰/۰۸)	۰/۳۳*** (۰/۱۳)	کل مالیات ها
۱/۶۴*** (۰/۰۷)	-۰/۲۳ (۰/۷۴)	-۰/۰۳ (۰/۰۲)	۰/۱*** (۰/۰۳)	مالیات بر مصرف و فروش
۴/۷۵*** (۰/۳۸)	-۰/۰۴ (۰/۰۶)	۰/۱۳*** (۰/۰۲)	۰/۱۴*** (۰/۰۳)	مالیات بر درآمد
۰/۹۵*** (۰/۰۹)	۰/۰۲۸* (۰/۰۱۴)	-۰/۰۰۱ (۰/۰۲)	۰/۰۰۲ (۰/۰۲۵)	مالیات بر واردات
۰/۶۳*** (۰/۳۱)	۰/۰۵ (۰/۰۴)	-۰/۰۰۷ (۰/۰۵)	۰/۰۰۱ (۰/۰۷)	مالیات بر ثروت
۵/۳۷*** (۰/۹۴)	-۰/۷۶ (۰/۰۵)	-۰/۰۷ (۰/۰۵)	۰/۰۵ (۰/۰۸)	مالیات بر درآمد اشخاص حقوقی

منبع: یافته های پژوهشگر

۴-۳- آیا کشش های بلندمدت و کوتاهمدت طی ادوار تجاری (دوره ی بد و نرمال) تغییر می کنند؟

به منظور پاسخ به این سؤال، روابط ۵ و ۶ برآورد خواهند شد. همان طور که ذکر شد اگر در روابط ۵ و ۶ پارامتر β_3 از نظر آماری معنادار باشد به معنی تغییرات کشش های پایه های درآمدی مالیات طی ادوار تجاری است.

بر اساس نتایج جدول ۷ کشش های بلندمدت در طول ادوار تجاری تغییرات معناداری ندارند، با این وجود β_3 در همه پایه های مالیاتی (به جز مالیات بر مصرف و فروش) در کوتاهمدت از نظر آماری معنادار است که نشان از تغییرات کشش های کوتاهمدت در طی ادوار تجاری دارد.

جدول ۸- بررسی معناداری β_{3j} در بلندمدت و کوتاه‌مدت

پایه‌های درآمد مالیاتی	β_{3j} در رابطه (۵): بلندمدت	β_{3j} در رابطه (۶): کوتاه‌مدت
کل مالیات‌ها	-۰/۵۲ (۰/۵۹)	۰/۹۵*** (۰/۳۳)
مالیات بر مصرف و فروش	۰/۱۴ (۱/۷۴)	-۰/۱۵ (۰/۱۴)
مالیات بر درآمد	-۰/۵ (۴/۱۹)	۶/۰۱*** (۰/۱۵)
مالیات بر واردات	۱/۰۶ (۰/۷۸)	۰/۴۷*** (۰/۲)
مالیات بر ثروت	۰/۲۳ (۰/۸۳)	۰/۹* (۰/۴۹)
مالیات بر درآمد اشخاص حقوقی	-۳/۷۴ (۴/۲۴)	۴/۵۱** (۲/۰۶)

منبع: یافته‌های پژوهشگر ■ اعداد داخل پرانتز انحراف استاندارد ضرایب هستند.

جدول ۹- آزمون بی‌ثباتی هسن

مدل ←	Alltax	Taxconsume	Taxhoghogh	Taximport	Taxincome	Taxwealth
آماره	۰/۳۳	۰/۴۲	۰/۴۶	۰/۳۵	۰/۵۱	۰/۲۷
سطح معناداری	۰/۱۴	۰/۱۶	۰/۱۲	۰/۱۱	۰/۰۹۲	۰/۱۹

منبع: یافته‌های پژوهشگر

۴-۴. آزمون بی‌ثباتی هسن

هسن (۱۹۹۲) آزمونی را پیشنهاد داد که فرض صفر آن وجود هم‌انباشتگی در برابر فرض مقابل (عدم هم‌انباشتگی) بود. وی بیان کرد که اگر فرض مقابل یعنی عدم هم‌انباشتگی در

مدل برقرار باشد، باید شواهدی مبنی بر بی ثباتی پارامترهای الگو موجود باشد. هنسن پیشنهاد می دهد، آماره آزمون L_C برای بررسی ثبات پارامترها استفاده شود. نتایج آزمون هنسن برای روابط بلندمدت مدل های پژوهش در جدول ۹ ارائه شده است.

نتایج آزمون هنسن نشان می دهد در سطح اطمینان ۹۵ درصد شواهد محکمی مبنی بر بی ثباتی پارامترها در هیچ یک از مدل های بلندمدت وجود ندارد. بنابراین آزمون هنسن نیز حکایت از وجود رابطه بلندمدت بین متغیرها دارد.

۴-۵. جمع بندی و پیشنهادها

هدف از این پژوهش، بررسی واکنش و حساسیت پایه های درآمدی مالیات نسبت به تولید ناخالص داخلی بود. در واقع، شناخت و درک حساسیت منابع مختلف درآمد مالیاتی، می تواند زمینه را برای اخذ تصمیمات مناسب تر در خصوص تعیین نرخ هر یک از پایه های مالیاتی، طی دوره ی رونق و رکود فراهم کند. بسیاری از فعالان اقتصادی کشور بر این باورند که در دوران رکود اقتصادی، تشدید سیاست های مالیاتی و افزایش نرخ های مالیاتی می تواند بنگاه های اقتصادی و تولیدی درگیر رکود را با معضلات بیشتری مواجه کند. از آنجا که مالیات ها به تغییرات رشد اقتصادی واکنش نشان می دهند، افزایش رکود می تواند زمینه را برای کاهش درآمد مالیاتی دولت و در نتیجه افزایش کسری بودجه فراهم کند. به هر حال همه پایه های مالیاتی به یک میزان نسبت به ادوار تجاری حساسیت ندارند. مطالعاتی که در بسیار از کشورها انجام شده است گواه این است که می توان با تغییر نرخ مالیات در پایه های مالیاتی مختلف در زمان رکود و رونق، زمینه را برای افزایش فعالیت های اقتصادی و درآمدهای مالیاتی فراهم کرد. بنابراین ضرورت دارد در تعیین نرخ های مالیاتی به ادوار تجاری و کسب و کار توجه شود. در این پژوهش واکنش پایه های درآمدی مختلف در واکنش به تغییرات تولید ناخالص داخلی محاسبه گردید. نتایج به صورت خلاصه عبارتند از:

۱- در سطح اطمینان ۹۵ درصد، در بلندمدت تولید ناخالص داخلی بر کلیه پایه های درآمدی مالیاتی، اثر مثبت و معناداری دارد. از نظر میزان اثرگذاری در بلندمدت، تولید ناخالص داخلی بیشترین اثر را روی مالیات بر درآمد و اشخاص حقوقی داشته و پس از

آن‌ها مالیات بر مصرف و فروش، واردات و ثروت قرار دارند. در بلندمدت کسش پایه‌های درآمدی اشخاص حقوقی و درآمد بزرگ‌تر از واحد بوده و این پایه‌های درآمدی باکسش بوده و سایر پایه‌ها حداقل از نظر آماری کسش بزرگ‌تر از واحد ندارند.

۲- در سطح اطمینان ۹۵ درصد در کوتاه‌مدت، بین GDP و مالیات بر اشخاص حقوقی و مالیات بر درآمد ارتباط مستقیم و معنادار وجود دارد؛ اما در سطح اطمینان مذکور، تولید ناخالص داخلی ارتباط معناداری با سایر پایه‌های مالیاتی ندارد. همچنین در سطح اطمینان ۹۰ درصد، بین مالیات بر مصرف و فروش و GDP ارتباط مستقیمی وجود دارد.

۳- در کوتاه‌مدت در سطح اطمینان ۹۵ درصد بین کل درآمد مالیاتی دولت و تولید ناخالص داخلی ارتباط مستقیم وجود دارد.

۴- از نظر آماری در سطح اطمینان ۹۵ درصد، وجود اثرات نامتقارن در مدل‌های کل درآمد مالیاتی، مالیات بر مصرف و فروش و درآمد مورد تأیید قرار گرفت. به عبارت دقیق‌تر کسش پایه‌های درآمدی مذکور طی دوره‌های رونق اقتصادی افزایش و طی دوره‌ی رکود کاهش می‌یابد.

نتایج بررسی کسش‌های مالیاتی در بلندمدت نشان داد که هرچند در بلندمدت همه‌ی پایه‌های مالیاتی حساسیت بالایی نسبت به تغییرات تولید ناخالص داخلی دارند، اما تنها کسش مالیات بر درآمد و اشخاص حقوقی از نظر آماری بزرگ‌تر از واحد است. با توجه به این نتایج، پیشنهاد می‌شود که دولت در زمان رکود تمرکز کمتری بر مالیات بر درآمد و اشخاص حقوقی داشته باشد. از آنجا که در بلندمدت کسش مالیات بر واردات و ثروت کمتر از واحد است بنابراین در صورت بروز رکود اقتصادی دولت می‌تواند از این دو پایه‌ی درآمدی به عنوان ابزاری در جهت افزایش درآمد مالیاتی خود اقدام کنند. همان‌طور که نتایج نشان داد، در کوتاه‌مدت تنها کسش مالیات اشخاص حقوقی از مقدار واحد بیشتر است. بنابراین پیشنهاد می‌شود، به منظور حداکثر سازی درآمد مالیاتی در کوتاه‌مدت، در دوره‌های رونق، این پایه درآمد مالیاتی افزایش و در دوره‌های رکودی کاهش یابد.

منابع و مأخذ

- Afshari, Zahra, Javan, Mourashin and Shirin Bakhsh Shamsollah, (2012), The role of fiscal automatic stabilizer in business cycles in selected oil exporting countries , Quarterly Journal of Economic Research and policies, issue 12, No: 47, PP: 21-50.
- Ayenew, W. (2016). Determinants of Tax Revenue in Ethiopia (Johansen Co-Integration Approach). International Journal of Business, Economics and Management, 3(6), 69-84.
- Bruce, D., Fox, W. F., & Tuttle, M. H. (2006). Tax base Elasticities: A multi-state analysis of long-run and short-run dynamics. Southern economic Journal, 315-341.
- Bruckner, M. (2012). An instrumental variables approach to estimating tax revenue Elasticity's: Evidence from Sub-Saharan Africa. Journal of Development Economics, 98(2), 220-227.
- Enders, W. (2004). Applied Econometric Time Series. Second Edition. Wiley Series in Probability and Statistics. New York, NY: John Wiley & Sons, Inc.
- Freed, E. (2013). The response of tax bases to the business cycle: the case of Alberta.
- Geraeinezhad Gholamreza, Chapardar Elaheh, (2012), A Survey on the Determinants of Tax Revenue in Iran, Quarterly Journal of Management System (Financial Economics and Development): November 2012, Volume 6, Number 20, PP: 69-92.
- Greenwood, J., & Huffman, G. W. (1991). Tax analysis in a real-business-cycle model: On measuring Harberger triangles and Okun gaps. Journal of Monetary Economics, 27(2), 167-190.
- Hansen, B. E. (2002). Tests for parameter instability in regressions with I (1) processes. Journal of Business & Economic Statistics, 20(1), 45-59.
- Laffer, A. B. (2004). The Laffer curve: Past, present, and future.
- Machado, R., & Zuloeta, J. (2012). The impact of the business cycle on elasticities of tax revenue in Latin America. Inter-American Development Bank.
- Moreno, M. A., & Maita, M. (2014). Tax elasticity in Venezuela: A dynamic cointegration approach.
- Nasiroleslami, Ebrahim, teimoor rahmani, hamid abrishami,(2012), "Tax Revenue Diversification for Achieving the Stability of the Government's Revenue in Iran Based on the Portfolio Theory Approach." Quarterly Journal of Applied Economics Studies, 1 , No. 3 (2012): 1-26.

- Kim, Dukpa and Pierre Perron (2009). Unit Root Tests Allowing for a Break in the Trend Function at an Unknown Time Under Both the Null and Alternative Hypotheses. *Journal of Econometrics*, 148, 1–13.
- Newey, W. K. and K. D. West. (1987). A Simple, Positive Semi-definite Heteroskedascity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix. *Econometrica*.
- Sancak, C., Velloso, R., & Xing, J. (2010). Tax revenue response to the business cycle. *IMF Working Papers*, 1-21.
- Sobel, R. S., & Holcombe, R. G. (1996). Measuring the growth and variability of tax bases over the business cycle. *National Tax Journal*, 535-552.
- Stock, J. H., & Watson, M. W. (1993). A simple estimator of cointegrating vectors in higher order integrated systems. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 783-820.
- Wanniski, J. (1978). Taxes, revenues, and the Laffer curve. *The Public Interest*, (50), 3.

