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

عزت اله عباسیان[1]، محمد جعفری[2]، ابراهیم نصیرالاسلامی[3]، فرزانه محمدی[4]

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 تأمین کننده مخارج عمومی در ایران توجه بیشتری شده است. در این راستا، مطالعات زیادی به مقوله مالیات و نقش آن در توسعه‌ی 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 پایه-های 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.

۱. دانشیار اقتصاد دانشکده اقتصاد و علوم اجتماعی دانشگاه بوعلی سینا، (نویسنده مسئول) Email: abbasian@basu.ac.ir

۲. استادیار اقتصاد دانشگاه لرستان Email: Mohjafari@gmail.com

۳. استادیاراقتصاد، دانشکده علوم پایه دانشگاه بوعلی سینای همدان Email: enasiroleslami@yahoo.com

۴. دانشجوی دکترای اقتصاد دانشگاه لرستان Email: mohammadif.1984@yahoo.com

[Downloaded from jemr.khu.ac.ir on 2024-03-29]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1396.7.28.1.5]

[DOI: 10.29252/jemr.7.28.7]

[Downloaded from jemr.khu.ac.ir on 2024-03-29]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1396.7.28.1.5]

[DOI: 10.29252/jemr.7.28.7]

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 و 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 کشش‌های پایه‌های مختلف درآمد مالیاتی کشور نسبت به تولید ناخالص داخلی چگونه تغییر می‌کند و کدام پایه‌های درآمدی کشش بیشتر و کدام کشش 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 تجزیه‌وتحلیل 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[1] 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

[Downloaded from jemr.khu.ac.ir on 2024-03-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1396.7.28.1.5]
[DOI: 10.29252/jemr.7.28.7]

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[1]،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 وگرنه توصیه سیاستی ممکن است کاملاً

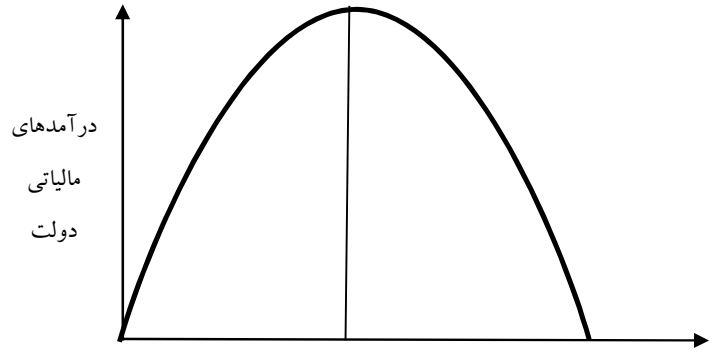
1. Wanniski

[Downloaded from jemr.khu.ac.ir on 2024-03-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1396.7.28.1.5]
[DOI: 10.29252/jemr.7.28.7]

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 ابداً به معنای آن نیست که این نرخ با نرخ بیشینه‌ساز برابر است. نکته اینجاست که منحنی لافر از آن رو مورداستفاده 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 می‌تواند 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.

[Downloaded from jemr.khu.ac.ir on 2024-03-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1396.7.28.1.5]
[DOI: 10.29252/jemr.7.28.7]



شکل ۱. منحنی لافر

در این قسمت به منظور برآورد کشش‌های بلندمدت و کوتاه‌مدت پایه‌های مالیاتی نسبت به تولید ناخالص داخلی، مدل‌های تجربی تصریح می‌شوند. روش استاندارد برای برآورد کشش درآمد مالیاتی نسبت به تولید ناخالص داخلی مطابق رابطه زیر است[۱]:

$$\ln B_{jt} = \beta_{0j} + \beta_{1j}\ln y_t + \beta_{2j}\mathrm{DBT_t} + e_t \qquad (۱)$$

در رابطه(۱)، $\ln B_{jt}$ لگاریتم پایه مالیاتی j در سال t و $\ln y_t$ لگاریتم تولید ناخالص داخلی است. ضریب β_{1j} کشش درآمدی پایه مالیاتی j در بلندمدت است. هم‌چنین از آنجا که این تمایل وجود دارد که واکنش پایه‌های مالیاتی طی دوره‌های رکود و رونق نیز محاسبه شود در رابطه(۱) با به کارگیری متغیر مجازی این امکان حاصل شده است. در رابطه(۱)، $\mathrm{DBT_t}$ یک متغیر مجازی است که برای دوره‌های بد مقدار یک و در غیر این صورت مقدار صفر می‌گیرد. دوره‌های بد، دوره‌هایی هستند که تولید ناخالص داخلی سرانه کاهش یابد. برای تبدیل پایه‌های مالیاتی اسمی به حقیقی از شاخص کل قیمت مصرف‌کننده 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 مدل‌های این پژوهش از مقاله ماچادا و زولتا (۲۰۱۲) اقتباس شده است.

[Downloaded from jemr.khu.ac.ir on 2024-03-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1396.7.28.1.5]
[DOI: 10.29252/jemr.7.28.7]

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:

$$\Delta \ln B_{jt} = \beta_{0j} + \beta_{1j} \Delta \ln y_t + u_{jt} \qquad (۲)$$

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 روشDOLS (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[1] (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 به‌کارگیری این روش رابطه(۲) به رابطه زیر تبدیل خواهد شد:

$$\Delta \ln B_{jt} = \beta_{0j} + \theta \Delta \ln y_t + \phi_1 e_{t-1} + u_{jt} \qquad (۳)$$

[1] . Newey-West

[Downloaded from jemr.khu.ac.ir on 2024-03-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1396.7.28.1.5]
[DOI: 10.29252/jemr.7.28.7]

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[1](۲۰۰۶) روش سوبل 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.

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

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

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

[Downloaded from jemr.khu.ac.ir on 2024-03-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1396.7.28.1.5]
[DOI: 10.29252/jemr.7.28.7]

در سطح کشور مطالعات اندکی در زمینه درآمد مالیاتی شده است؛ با این وجود به چند مورداشاره می‌شود. گرایی‌نژاد 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 جهانی‌شدن 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.

۳-۲. مطالعات خارج از کشور

[Downloaded from jemr.khu.ac.ir on 2024-03-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1396.7.28.1.5]
[DOI: 10.29252/jemr.7.28.7]

گرین‌وود و هافمن[1](۱۹۹۱) اقدام به مدل‌سازی و تجزیه‌وتحلیل مالیات در مدل‌های ادوار تجاری کردند. آن‌ها با مدل‌سازی انواع پایه‌های مالیاتی و یارانه‌ها، نشان دادند دولت می‌تواند با انتخاب درست پایه‌های مالیاتی از ادوار تجاری جلوگیری کند. آن‌ها سپس با استفاده از داده‌های اقتصادی اندازه رفاهی اقدامات دولت را محاسبه کردند. سوبل و همکاران[2](۱۹۹۶) رشد و تغییرات پایه‌های مالیاتی را طی ادوار تجاری در دوره ۱۹۵۱-۱۹۹۱ برای اقتصاد آمریکا در کوتاه‌مدت و بلندمدت اندازه‌گیری کردند. ولسویک[3] (۲۰۰۷) در پژوهش خود کشش‌های کوتاه‌مدت و بلندمدت پایه‌های مالیاتی در کشور هلند را به روش حداقل مربعات پویا(DOLS) طی دوره ۱۹۷۰-۲۰۰۵ برآورد کرد. سانکاک و همکاران[4](۲۰۱۰) اثرات چرخه‌های تجاری را بر درآمد مالیاتی مورد بررسی قرار دادند. آن‌ها برای برآورد رابطه بین چرخه‌های تجاری و کارایی درآمد مالیاتی از سه مجموعه داده استفاده کردند که عبارتند از: داده‌های سالانه ۱۹۹۵-۲۰۰۸ برای ۳۲ کشور اروپایی، داده‌های سالانه ۱۹۹۵-۲۰۰۸ برای ۸۴ کشور پیشرفته و در حال توسعه و داده‌های فصلی از فصل اول ۱۹۹۹ تا فصل اول ۲۰۰۹ برای ۳۷ کشور پیشرفته و در حال توسعه. نتایج آن‌ها نشان داد که بین کارایی درآمد مالیاتی و شکاف تولید رابطه مستقیمی وجود دارد. بروکنر[5](۲۰۱۱) با استفاده از روش متغیر ابزاری در داده‌های 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 می‌دهد. ماچادا و زولتا[6](۲۰۱۲) در پژوهشی اثرات ادوار تجاری را بر کشش‌های بلندمدت و کوتاه‌مدت درآمد مالیاتی در ۸ کشور آمریکای لاتین بررسی کرد. نتایج مطالعه آن‌ها نشان داد که کشش‌های بلندمدت از نظر آماری و اقتصادی بزرگ‌تر از یک هستند، در حالی که کشش‌های کوتاه‌مدت 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

[Downloaded from jemr.khu.ac.ir on 2024-03-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1396.7.28.1.5]
[DOI: 10.29252/jemr.7.28.7]

مدت کشش درآمد مالیات بر شرکت‌ها تنها در کلمبیا از نظر آماری معنادار بود. فرد[1](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[2](۲۰۱۴) با استفاده از روش DOLS کشش‌های 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 کشش‌های مالیاتی ونزوئلا از کشش‌های محاسباتی قبلی مخصوصاً در بلندمدت بیشتر است. آینیو[3](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.

٤. 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. شایان‌ذکر 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

[Downloaded from jemr.khu.ac.ir on 2024-03-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1396.7.28.1.5]
[DOI: 10.29252/jemr.7.28.7]

جدول ۱- معرفی متغیرهای مورد استفاده در پژوهش

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

[Downloaded from jemr.khu.ac.ir on 2024-03-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1396.7.28.1.5]
[DOI: 10.29252/jemr.7.28.7]

در جدول ۲ شاخص‌های توصیفی، پراکندگی و توزیعی متغیرهای ارائه شده است. بررسی آماره‌های توصیفی متغیرها نشان می‌دهد، بر اساس آماره جارک‌برا، شواهد محکمی مبنی بر نرمال بودن اکثر متغیرها (به جز تولید ناخالص داخلی) وجود ندارد. هر چه آماره جارک‌برا بیشتر باشد، به این معنی است که توزیع متغیر مورد بررسی با توزیع نرمال فاصله بیشتری دارد. مقدار آماره جارک‌برا 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.

[Downloaded from jemr.khu.ac.ir on 2024-03-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1396.7.28.1.5]
[DOI: 10.29252/jemr.7.28.7]

جدول ۲- خلاصه‌ای از آماره‌های توصیفی متغیرها

متغیرهای پژوهش	میانگین	میانه	انحراف معیار	ضریب تغییرات	جارک-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: یافته‌های پژوهشگر

٤-١.آزمون مانایی متغیرها

یک سری زمانی ماناست اگر میانگین و واریانس آن در طول زمان ثابت و کوواریانس آن تنها به فاصله‌ی دو وقفه موردنظر بستگی داشته باشد. یکی از متداول‌ترین روش‌های 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.

$$y_t = \rho y_{t-1} + u_t \qquad (۷)$$

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 بزرگ‌تر از مقدار بحرانی مربوطه باشد می‌توان فرضیه وجود ریشه واحد را در مقابل مانایی رد نمود (نوفرستی، ۱۳۸۹، صص۳۳-۴۰).

به منظور بررسی مانایی از آزمون ریشه واحد با شکست ساختاری[1] استفاده شده است. می‌توان برای بررسی مانایی متغیرها، از آزمون‌های رایجی چون دیکی‌فولر، دیکی فولر

1. Breakpoint unit root test

[Downloaded from jemr.khu.ac.ir on 2024-03-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1396.7.28.1.5]
[DOI: 10.29252/jemr.7.28.7]

جدول۳- آزمون ریشه واحد با شکست ساختاری

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

منبع: یافته‌های پژوهشگر

تعمیم یافته، فیلیپس-پرون و... استفاده کرد؛ به هرحال همان‌طور که پرون[1](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[2]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 جدول۳، 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

[Downloaded from jemr.khu.ac.ir on 2024-03-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1396.7.28.1.5]
[DOI: 10.29252/jemr.7.28.7]

وجود رابطه تعادلی بین متغیرها ناماناست. هم‌انباشتگی بیانگر این است که هرچند 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 همجمعی (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.

جدول٤- 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	/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

[Downloaded from jemr.khu.ac.ir on 2024-03-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1396.7.28.1.5]
[DOI: 10.29252/jemr.7.28.7]

[Downloaded from jemr.khu.ac.ir on 2024-03-29]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1396.7.28.1.5]

[DOI: 10.29252/jemr.7.28.7]

٤-۲- 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 گمراه کننده خواهد شد و با استفاده از آزمون والد قراردادی برای بررسی معناداری ضرایب به صورت ساختگی ارتباط معنادار بین متغیرهای نامرتبط را نشان خواهد(فیلیپس، 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، فیلیپس- 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[1]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. برآوردگرDOLS 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[2](۱۹۹۳) وارد ادبیات اقتصادسنجی شد. آن‌ها با تعمیم روشOLS، 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، تعدیل‌یافته روش انگل ـ 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 درون‌زایی متغیرهای توضیحی و یـا بـه عبارت دیگر، به منظور از بین بردن همبستگی بین جزء خطای رگرسیون و متغیرهای توضیحی به الگو افزوده می‌شوند. به منظور برآورد واریانس بلندمـدت، خطاهـای اسـتاندارد بایـد تعدیل شوند. برای این منظور ماتریس واریانس- کوواریانس تخمین زننده‌ها را می‌توان با روش‌هایی نظیر روش نیویی ـ وسـت[1](۱۹۸۷) برآورد کرد. نکته مهم در روش برآورد DOLS آن است که ایـن تخمین زننده در حالت‌هایی نیز که درجه جمعی متغیرهای توضیحی یکسان نیست، قابل استفاده است. تخمین زننده DOLS در مقایسه با سایر تخمین زننده‌های بردار همگرایی از نقـاط قوتی چون آسانی برآورد، سازگاری ضرایب برآوردی، دارا بودن توزیع مجانبی نرمال، میانگین مجذور خطاهای کمتر نسبت به سایر روش‌های برآورد رابطه هم‌انباشتگی، تصحیح مشکل خودهمبستگی و درون‌زایی 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 هم‌انباشتگی توسط مقادیر وقفه و تقدم[2] ΔX_t است به طوری که در نتیجه آن، جزء خطای رابطه هم‌انباشتگی با جزء خطای رگرسورها متعامد است:

$$y_t = X_t'\beta + D_{1t}'\gamma_1 + \sum_{j=-q}^{r} \Delta X_{t+j}'\delta + v_{1t} \qquad (۸)$$

می‌توان در حالت مجانبی برآوردی از ماتریس واریانس-کواریانس $\widehat{\theta}$، با به‌کارگیری ماتریس واریانس- کواریانس روش ols به دست آورد، اما به جای آن در روش DOLS، از برآوردگر واریانس بلندمدت باقیمانده‌های رگرسیون استفاده می‌شود. همچنین می‌توان ضرایب رگرسیون را به‌گونه‌ای محاسبه کرد که نسبت به خودهمبستگی و ناهمسانی واریانس مقاوم باشد(برآوردگرHAC). برای انتخاب طول وقفه و تقدم[3] از معیارهای اطلاعاتی چون شوارتز- بیزین، آکایک، حنان- کوئین و ... استفاده می‌شود. با توجه به حجم نمونه، در این پژوهش از معیار شوارتز-بیزین استفاده شده است.

1. Newey– West
2. lag & lead
3. Lag & Lead

[Downloaded from jemr.khu.ac.ir on 2024-03-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1396.7.28.1.5]
[DOI: 10.29252/jemr.7.28.7]

نتایج برآورد کشش‌های بلندمدت و کوتاه‌مدت به روشDOLS در جدول۵ ارائه شده است. بر اساس نتایج جدول۵، کل درآمد مالیاتی، مالیات بر مصرف و فروش، مالیات بر درآمد و مالیات بر درآمد اشخاص حقوقی کشش بزرگ‌تر از واحد و مالیات بر ثروت و مالیات بر واردات کشش 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 کشش بیش از واحد و مالیات بر مصرف و فروش بی‌کشش بوده و کشش‌های مالیات بر واردات و مالیات بر ثروت از نظر آماری معنی‌دار نیست. در بلندمدت کشش مالیات بر درآمد و مالیات بر درآمد اشخاص حقوقی از کشش 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 کشش کمتری نسبت به کل درآمد مالیاتی دارند. به عبارت دیگر، در ترکیب درآمد مالیاتی تفاوت‌های چشمگیری در کشش‌پذیری نسبت به تولید ناخالص داخلی وجود دارد. اگرچه از نظر اقتصادی کشش‌های 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 کشش 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 کشش 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 کشش بالاتر از واحد دارند.

[Downloaded from jemr.khu.ac.ir on 2024-03-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1396.7.28.1.5]
[DOI: 10.29252/jemr.7.28.7]

جدول۵- برآورد کشش‌های بلندمدت و کوتاه‌مدت پایه‌های مالیاتی به روش DOLS

مدل ۱ کشش بلندمدت			مدل۲ کشش کوتاه‌مدت
پایه‌های درآمد مالیاتی	ضریب lnGDP	ضریب DBT	ضریب $\Delta \ln y_t$
کل مالیات‌ها	۲/۰۶*** (۰/۱۶)	-۰/۰۷ (۰/۲۶)	۱/۹۲** (۰/۸۱)
مالیات بر مصرف و فروش	۱/۹*** (۰/۴۶)	-۰/۲۳ (۰/۷۴)	۰/۵۵* (۰/۳۲)
مالیات بر درآمد	۶/۸۱*** (۱/۴۶)	-۰/۴۶ (۲/۳۴)	۲/۲۲** (۱/۲۲)
مالیات بر واردات	۰/۹۴** (۰/۳۶)	-۰/۸ (۰/۸۶)	-۱/۳۹ (۱/۶۵)
مالیات بر ثروت	۰/۸** (۰/۳۸)	-۰/۵ (۱/۹۲)	-۲/۰۱ (۱/۹۷)
مالیات بر درآمد اشخاص حقوقی	۶/۴۶*** (۱/۲)	۰/۲۱ (۰/۷۶)	۳/۲۳*** (۱/۱)

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

* معنی‌دار در سطح ۱۰ درصد. ** معنی‌دار در سطح ۵ درصد. *** معنی‌دار در سطح ۱ درصد

[Downloaded from jemr.khu.ac.ir on 2024-03-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1396.7.28.1.5]
[DOI: 10.29252/jemr.7.28.7]

جدول٦- آزمون آماری کشش‌های برآوردی

پایه‌های درآمد مالیاتی	فرض صفر: کشش‌های بلندمدت برابر واحد هستند	فرض صفر: کشش‌های 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(مدل۴).

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

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 کشش این پایه‌های مالیاتی در زمان افزایش یا کاهش تولید ناخالص داخلی تغییر می‌کند.

[Downloaded from jemr.khu.ac.ir on 2024-03-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1396.7.28.1.5]
[DOI: 10.29252/jemr.7.28.7]

جدول۷- بررسی وجود اثرات نامتقارن در رابطه کوتاه‌مدت

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

منبع: یافته‌های پژوهشگر

٤-۳- آیا کشش‌های بلندمدت و کوتاه‌مدت طی ادوار تجاری (دوره‌ی بد و نرمال) تغییر می‌کنند؟

به منظور پاسخ به این سؤال، روابط ۵ و ۶ برآورد خواهند شد. همان‌طور که ذکر شد اگر در روابط۵ و۶ پارامتر β_{3j} از نظر آماری معنادار باشد به معنی تغییرات کشش‌های پایه‌های درآمدی مالیات طی ادوار تجاری است.

بر اساس نتایج جدول ۷ کشش‌های بلندمدت در طول ادوار تجاری تغییرات معناداری ندارند، با این وجود$\boldsymbol{\beta_{3j}}$ در همه پایه‌های مالیاتی (به جز مالیات بر مصرف و فروش) در کوتاه‌مدت از نظر آماری معنادار است که نشان از تغییرات کشش‌های کوتاه‌مدت در طی ادوار تجاری دارد.

[Downloaded from jemr.khu.ac.ir on 2024-03-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1396.7.28.1.5]
[DOI: 10.29252/jemr.7.28.7]

[Downloaded from jemr.khu.ac.ir on 2024-03-29]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1396.7.28.1.5]

[DOI: 10.29252/jemr.7.28.7]

جدول۸- بررسی معناداری β_{3j} در بلندمدت و کوتاه‌مدت

پایه‌های درآمد مالیاتی	β_{3j} در رابطه(۵): بلندمدت	β_{3j} در رابطه(٦):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.

جدول۹- آزمون بی‌ثباتی هنسن

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

٤-٤.آزمون بی‌ثباتی هنسن

هنسن(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 بی‌ثباتی پارامترهای الگو موجود باشد. هنسن پیشنهاد می‌دهد، آماره آزمون L_C برای بررسی ثبات پارامترها استفاده شود. نتایج آزمون هنسن برای روابط بلندمدت مدل‌های پژوهش در جدول۹ ارائه شده است.

نتایج آزمون هنسن نشان می‌دهد در سطح اطمینان ۹۵ درصد شواهد محکمی مبنی بر بی‌ثباتی پارامترها در هیچ‌یک از مدل‌های بلندمدت وجود ندارد. بنابراین آزمون هنسن نیز حکایت از وجود رابطه بلندمدت بین متغیرها دارد.

٤-٥. جمع‌بندی و پیشنهادها

هدف از این پژوهش، بررسی واکنش و حساسیت پایه‌های درآمدی مالیات نسبت به تولید ناخالص داخلی بود. در واقع، شناخت و درک حساسیت منابع مختلف درآمد مالیاتی، می‌تواند زمینه را برای اخذ تصمیمات مناسب‌تر در خصوص تعیین نرخ هر یک از پایه‌های مالیاتی، طی دوره‌ی رونق و رکود فراهم کند. بسیاری از فعالان اقتصادی کشور بر این باورند که در دوران رکود اقتصادی، تشدید سیاست‌های مالیاتی و افزایش نرخ‌های مالیاتی می‌تواند بنگاه‌های اقتصادی و تولیدی درگیر رکود را با معضلات بیشتری مواجه کند. از آنجا که مالیات‌ها به تغییرات رشد اقتصادی واکنش نشان می‌دهند، افزایش رکود می‌تواند زمینه را برای کاهش درآمد مالیاتی دولت و در نتیجه افزایش کسری بودجه فراهم کند. به هرحال همه پایه‌های مالیاتی به یک میزان نسبت به ادوار تجاری حساسیت ندارند. مطالعاتی که در بسیار از کشورها انجام شده است گواه این است که می‌توان با تغییر نرخ مالیات در پایه‌های مالیاتی مختلف در زمان رکود و رونق، زمینه را برای افزایش فعالیت‌های اقتصادی و درآمدهای مالیاتی فراهم کرد. بنابراین ضرورت دارد در تعیین نرخ‌های مالیاتی به ادوار تجاری و کسب‌وکار توجه شود. در این پژوهش واکنش پایه‌های 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 کلیه‌ی پایه‌های 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

[Downloaded from jemr.khu.ac.ir on 2024-03-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1396.7.28.1.5]
[DOI: 10.29252/jemr.7.28.7]

آن‌ها مالیات بر مصرف و فروش، واردات و ثروت قرار دارند. در بلندمدت کشش پایه-های درآمدی اشخاص حقوقی و درآمد بزرگ‌تر از واحد بوده و این پایه‌های درآمدی باکشش بوده و سایر پایه‌ها حداقل از نظر آماری کشش 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 کشش پایه‌های درآمدی مذکور طی دوره‌های رونق اقتصادی افزایش و طی دوره‌ی رکود کاهش می‌یابد.

نتایج بررسی کشش‌های مالیاتی در بلندمدت نشان داد که هرچند در بلندمدت همه‌ی پایه-های مالیاتی حساسیت بالایی نسبت به تغییرات تولید ناخالص داخلی دارند، اما تنها کشش 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 کشش 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 کشش 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.

[Downloaded from jemr.khu.ac.ir on 2024-03-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1396.7.28.1.5]
[DOI: 10.29252/jemr.7.28.7]

منابع و مآخذ

- 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.

[Downloaded from jemr.khu.ac.ir on 2024-03-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1396.7.28.1.5]
[DOI: 10.29252/jemr.7.28.7]

- 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.

[Downloaded from jemr.khu.ac.ir on 2024-03-29]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1396.7.28.1.5]

[DOI: 10.29252/jemr.7.28.7]