نگرشی بر اثرات نوسانات اقتصادی بر درآمدهای مالیاتی: شواهدی جهت بسط پایه‌های مالیاتی مصرف محور

ابراهیم رضایی *
محمد قاسم رضایی **

چکیده

دولت‌ها معمولا در اقتصاد درآمدهای مالیاتی خود را پیش‌بینی کرده و بر اساس آن برنامه‌های مخارج خود را تنظیم می‌کنند. اما طی دوره‌های متوالی رکود و رونق این درآمدها تحت تاثیر قرار گرفته و باعث کاهش دقت پیش بینی‌های صورت گرفته می‌شود. بنابراین شناخت رفتار درآمدهای حاصل ازپایه‌های مختلف مالیاتی در بستر نوسانات مختلف اقتصادی از اهمیت خاصی برخوردار است. در این راستا، در این مقاله در جستجوی شواهدی هستیم که نشان دهند بین پایه‌های مالیاتی گسترده و محدود (یا مستقیم و غیرمستقیم) کدام یک باید بیشتر مدنظر سیاستگذار قرار بگیرد. برای این منظور، در دورهٔ زمانی ۱۳۵۰ تا ۱۳۸۵ رابطه‌ای بین کارآیی درآمدهای مالیاتی و شکاف محصول را تصریح کرده وسپس با تعدیل مدل و وارد کردن متغیرهایی مانند تغییرات الگوهای مصرف و سایر شاخص‌ها، کانالهای اثرگذاری شکاف محصول بر کارآیی درآمدهای مالیاتی گسترده و سایر درآمدها راآزمون می‌کنیم. نتایج مطالعهٔ ما بر اساس روش‌های مختلف از جمله روش گشتاورهای تعمیم یافته(GMM) نشان می‌دهد که رابطهٔ بین شکاف محصول و کارآیی مالیاتی مصرف محور، مثبت بوده و شکاف محصول از کانال تغییرات الگوی مصرف کارآیی درآمدهای مالیاتی را تحت تاثیر قرار می‌دهد.

---

* عضو هیئت علمی دانشکده اقتصاد دانشگاه ارومیه e.rezaei@urmia.ac.ir

** کارشناس دفتر مطالعات و تحقیقات مالیاتی سازمان امور مالیاتی کشور

طبقه‌بندی JEL: E32, H2, H21, H26.
واژه‌های کلیدی: نوسانات اقتصادی، پایه‌های مالیاتی مصرف محور، شکاف محصول، روش GMM ،تغییرات الگوهای مصرف

۱. مقدمه

ثبات درآمدهای مالیاتی طی دور تجاری یکی از مهمترین محورهای مورد توجه سیاستگذاران در اقتصادها می‌باشد. مطالعات نشان می‌دهند که افزایش درآمدهای مالیاتی در مناطق مختلف یک کشور نتیجه رشد اقتصادی سریع بوده و در عین حال، کسادی و رکود می‌تواند باعث کاهش درآمدهای مالیاتی شود. (ویلیام سفراید ۲۰۰۳)[1] اگر سیستم مالیاتی در برابر تغییرات شرایط اقتصادی کمتر حساسیت نشان دهد مقامات اقتصادی کشور و استان‌ها قادر خواهند بود برنامه ریزی بودجه‌ای بلندمدت و مطلوبی داشته باشند. اگرچه اکثر منابع مالیاتی در برابر شرایط اقتصادی کمتر حساسیت نشان می‌دهند ولی برخی از آنها بیشتر در معرض تغییرات نوسانات اقتصادی بوده و حساسیت بالایی دارند. به عبارت دقیق‌تر، مالیات‌هایی که مستعد تغییر با نوسانات اقتصادی نیستند یا دست کم تغییرات آنها مورد توجه نیست می‌توانند در طول ادوار تجاری مورد هدف سیاستگذار بوده وثبات خاصی به مخارج دولت وسیاست‌های مالیاتی اعطا کنند ومنابعی که این ویژگی را ندارند نمی‌توانند تحت هر شرایطی قابل اعتماد مقامات سیاستگذار باشند. البته باید توجه داشت که اگر حجم مالیات‌هایی که دستخوش نوسان هستند بیشتر از مالیات‌های باثبات باشد اصولا تحت هر شرایطی باید مد نظر قرار بگیرند.

در راستای بحث فوق، برخی اقتصاددانان معتقدند که مقامات محلی دو راه بیشتر برای مواجهه با دوره‌های رکودی ندارند: راه حل اول آن است که تغییرات سیکلی جریان درآمدی خود را کاهش دهند.(باسیاست‌های صلاحدیدی) و یا به عنوان راه حل دوم، در دوره‌های رونق پس انداز مثبت داشته باشند و در دوره‌های رکودی آن را به اقتصاد تزریق کنند. (راسل سوبل و گری وگنر ۲۰۰۳)[2]

1- William Seyfried and Louis Pantuosco.(2003).
2- Russell Sobel and Gary A. Wagner.(2003).

از مباحث فوق می‌توان اینگونه استنباط کرد که کشش‌های درآمدی بلندمدت طی انقباض و انبساط‌های تولید یکسان و باثبات نباشند. یا در دوره‌های رکود و بهبود و رونق مقدار عددی این کشش‌ها متفاوت باشد. بعنوان مثال، سنسک و همکاران (۲۰۱۰)[۳] در مطالعه خود بیان می‌کنند در طول رکودها، درآمدهای مالیاتی نسبت به پایه مالیاتی افت شدیدی دارد. و بر عکس در طی دوران رونق درآمد مالیاتی سریعتر از پایه مالیاتی رشد می‌کند. چون کشش درآمد بلندمدت در برازش‌های درآمدی مورد استفاده قرار می‌گیرد، بنابراین گرایشی به تخمین بیش از حد درآمدهای مالیاتی طی رکودها و برعکس وجود دارد.

برای بررسی تجربی مساله فوق، در قسمت بعد مفهوم نظری ثبات درآمدی را بصورت مختصر تعریف می‌کنیم و در قسمت سوم این مقاله به یافته‌های حقیقی در مورد اقتصاد ایران اشاره خواهیم کرد سپس به ارائه مدل مناسب برای بررسی و ملاحظات اقتصادسنجی در مورد آن می‌پر دازیم و بعد از تخمین مدل به تفسیر آن اشاره کرده و نتیجه تحقیق را ارائه خواهیم کرد.

۲. مفهوم ثبات درآمدی و علت اندازه گیری آن

در یک نگاه کلی، مفهوم ثبات درآمدی بصورت ذاتی به واریانس درآمد در طول زمان پیوند می‌خورد. دولت مرکزی و دولت‌های محلی معمولاً بصورت سالیانه یا بیشتر، برنامه بودجه را تنظیم کرده و تخصیص می‌دهند بنابراین نوسانات سال به سال در درآمدها می‌تواند چالش آفرین باشد. ولی باید دقت کرد که، پراکندگی در درآمد فی نفسه به مفهوم بی ثباتی آن نیست. برای مثال، اگر در یک استان جمعیت با نرخ سریعی رشد کند نسبت به استانی که جمعیت آن با نرخ ثابتی رشد می‌کند واریانس بیشتری در درآمد آن خواهد بود و این به مفهوم بی ثباتی درآمد در آن استان نیست. یا اگر استان‌هایی وجود داشته باشند که تغییرات ساختاری در متغیرهای اقتصادی و جمعیتی آنها رخ دهد لزوماً درآمدهای بی ثباتی نخواهند داشت. یک تعریف از ثبات درآمدی میزان همگرایی است که بین درآمدهای تحقق یافتهٔ سالیانه، و مقدار پیش بینی شدهٔ آنها در بودجه، شکل می‌گیرد.(ریچارد اف دای

3- Cemile Sancak et al 2010

و دیگران ۲۰۰۴)[۴] پوتربا (۱۹۹۴)[۵] شوکهای درآمدی را بعنوان تفاضل بین پیش‌بینی‌های درآمدی در ابتدای دورهٔ اجرای بودجه و درآمد تحقق یافته در آخر دوره تعریف می‌کند. ولی در ادبیات این بحث، کمتر به کار پوتربا اشاره شده و عمدتاً از کار اولیه کسانی چون گراوز و کان(۱۹۵۲)[۶]، ویلفورد(۱۹۵۶)[۷] و بعدها از کار کمپل (۱۹۸۴)[۸] و هولکام و سوبل (۱۹۹۷) استفاده شده است. که ما در قسمت ارائه مدل و تغییر پذیری درآمد بدانها اشاره خواهیم کرد.

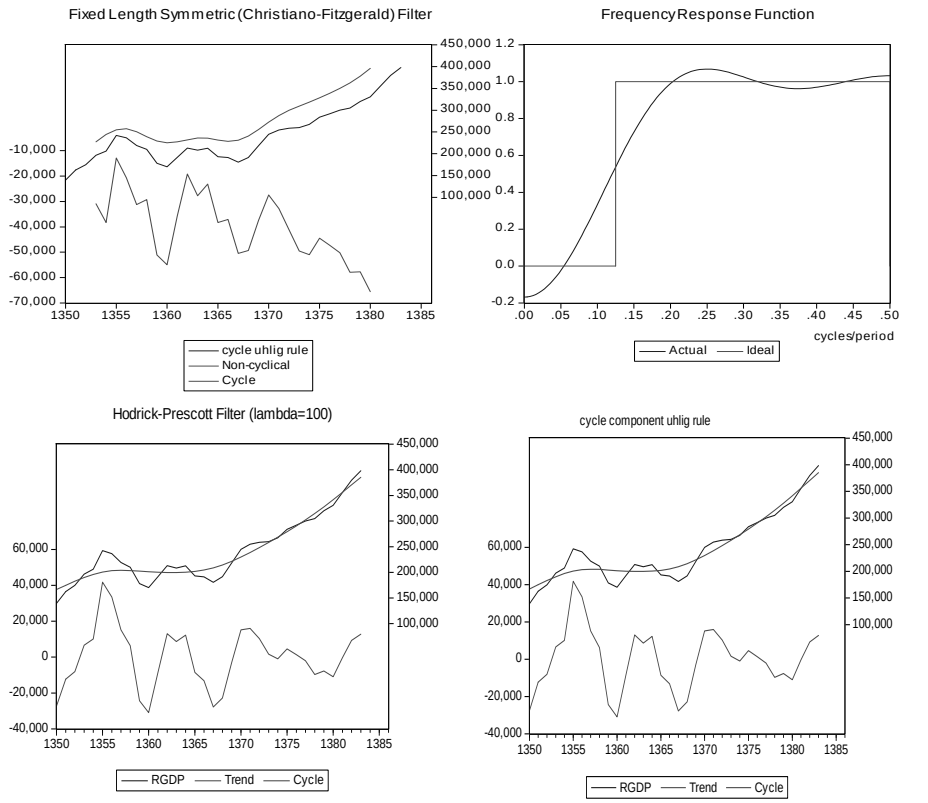
۳. یافته‌های حقیقی در مورد اقتصاد ایران

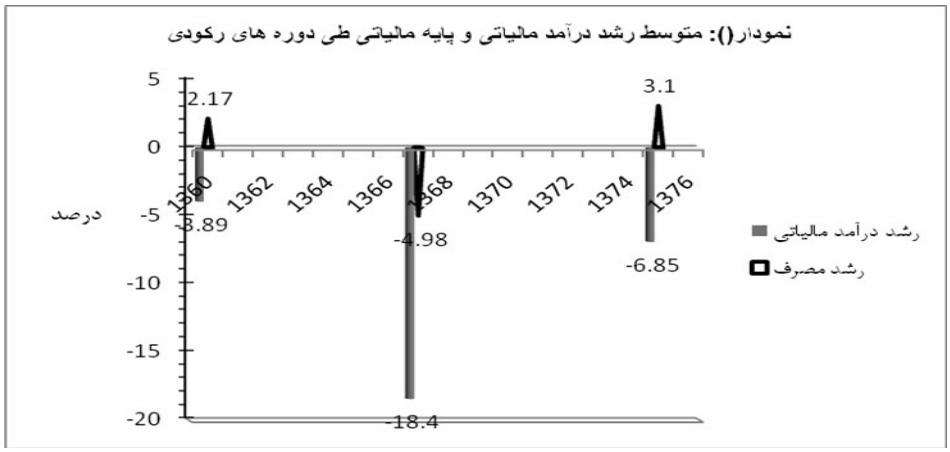
قبل از پرداختن به آزمون بحث فوق در چارچوب مدل‌های مرسوم اقتصادسنجی برآن شدیم که ابتدا آن را در رفتار داده‌های تحقق یافته دنبال کنیم. به همین منظور، با استفاده از روشهای متعارف جداسازی ادوار تجاری یعنی فیلتر هودریک – پرسکات و قاعدهٔ اوهلیگ ،دوره‌های رونق و رکود را بر اساس شکل (۱) جدا کردیم. سپس متوسط رشد درآمد مالیاتی و پایه مالیاتی را در دوره‌های کسادی و رکود و بهبود و رونق مشخص کردیم. این محاسبات در نمودارهای (۱) و (۲) نشان داده شده‌اند. همانگونه که در نمودار (۱) مشاهده می‌شود طی دوره‌های مختلف کسادی و رکود رشد پایه مالیاتی از درآمد مالیاتی بیشتر بوده است. (به ترتیب ۲/۱۷ در برابر ۳/۸۹–، ۴/۹۸– در برابر ۱۸/۴– و ۳/۱ در برابر ۶/۸۵–) و بر عکس این حالت در دوره‌های رونق اتفاق افتاده است. یعنی رشد درآمدهای مالیاتی از رشد پایه مالیاتی بیشتر بوده است. (به ترتیب ۱۴/۸ در برابر ۱۳/۴۸، ۲۲/۷ در برابر ۴/۸، ۹/۰۵ در برابر ۵/۳۶ و ۱۳/۵ در برابر ۷/۱۷) بنابراین داده‌های توصیفی با اندکی تغییر بحث متفاوت بودن کشش درآمدی را طی یک دور تجاری کامل مورد تایید قرار می‌دهند که این اشارت ضمنی بدان دارد که این دوره‌های متناوب رکود و رونق می‌توانند بر درآمدهای مالیاتی در اقتصاد ایران مؤثر باشند ولی جهت اطمینان بیشتر، فقط به این بررسی اکتفا نکرده و در ادامه از چارچوبهای اقتصادسنجی بهره می‌گیریم. اما قبل از پرداختن به تخمین

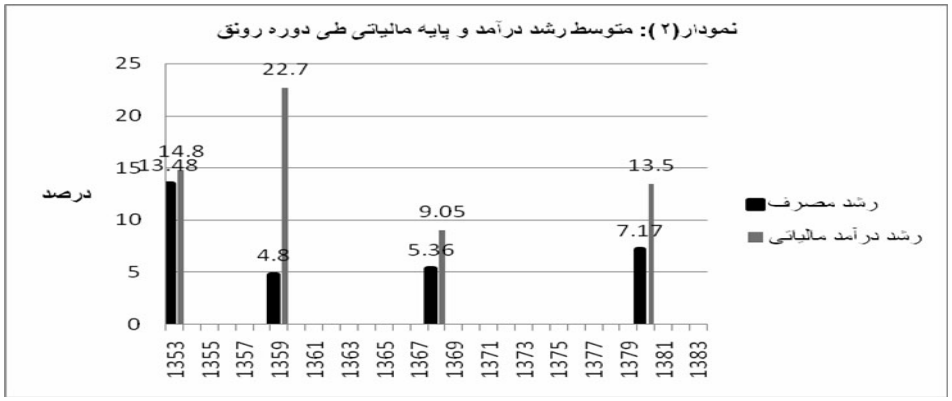
4- Richard F Dye, David F Marriman (2004)
5- Poterba (1994)
6- Groves and Kahn(1952)
7- Wilford(1956)
8- Campbell(1984)

مدل‌های اقتصادسنجی ابتدا مفهوم ثبات درآمدی و اهمیت و نحوهٔ اندازه گیری آن را بحث خواهیم کرد.

شکل ۱: جداسازی جزء سیکلی تولید واقعی







۴- معرفی مدل

۴-۱- اندازه گیری تغییرپذیری سیکلی

براساس کار سوبل و هولکام (۱۹۹۶) و هولکام و سوبل(۱۹۹۷)[9] تغییر پذیری مالیات‌ها بصورت تقریبی با برآورد رگرسیون زیر قابل محاسبه است:

$$\%\Delta R_t = \alpha + \beta \Delta Y_t + \varepsilon_t \qquad (۱)$$

این رابطهٔ رگرسیونی ساده جهت برآورد ضریب β که «کشش کوتاه مدت» را نشان می‌دهد برازش شده است. یعنی در رابطهٔ فوق $\%\Delta R_t$ تغییرات درصدی در درآمدهای مالیاتی بین دوره‌های $t-1$ و t و نیز $\%\Delta Y_t$ تغییرات درصدی در فعالیتهای اقتصادی (متغیر نشاندهندهٔ آن) در دوره‌های مشابه می‌باشد. تفسیر β ساده است. برای مثال، $\beta = 2$ بدان معنی که به ازای یک درصد تغییر در فعالیت اقتصادی یک استان، درآمد آن می‌تواند ۲ درصد تغییر کند بنابراین اگر رکود باعث شود که ۳ درصد در فعالیتها افت ایجاد شود، انتظار می‌رود درآمدها ۶ درصد کاهش یابند.

با اینحال، دربرآورد معادلهٔ فوق یک ایراد وجود دارد وآن به این واقعیت بر می‌گردد که داده‌های درآمدهای مالیاتی، انعکاس دهندهٔ همزمان تغییرات در فعالیتهای اقتصادی و سیاست‌های صلاحدیدی مالیاتی هستند. برای مثال اگر رکود مذکور اتفاق بیفتد و

9- Holcombe and Sobel(1997)

سیاستگذار مجبور شود جهت افزایش درآمدهای مالیاتی نرخ مالیاتی را افزایش دهد ارقام حاصل بعنوان درآمدهای مالیاتی هر دو حادثهٔ فوق را منعکس می‌کنند و صرفاً نشان دهندهٔ وضعیت تغییرات اقتصادی نیستند. به همین دلیل، عموماً ترجیح داده می‌شود بجای استفادهٔ مستقیم از داده‌های درآمدهای مالیاتی، از پایه‌های مالیاتی و مقیاس‌های تعدیل شده و بدست آمده از آنها استفاده کنند. بعلاوه به دلایل متعارف در اندازه گیری شاخص‌های اقتصادی، تغییرات درصدی بصورت تغییرات در لگاریتم متغیرها محاسبه می‌شود. بنابراین خواهیم داشت:

$$\%\Delta R_t = \ln(R_t) - \ln(R_{t-1}) \qquad (۲)$$

همچنین می‌توان به این سؤال هم پاسخ داد که آیا در یک استان خاص در طول دور تجاری درآمد بیشتر از متوسط سایر استان‌ها تغییر می‌کند یا خیر؟ در اینصورت درآمد آن استان در سمت چپ معادلهٔ فوق و درآمد سایر استان‌ها در سمت راست قرار می‌گیرد. آنگاه اگر $\beta \prec 1$ باشد نوسانات درآمدی استان بیشتر از متوسط است و اگر $\beta \succ 1$ باشد اشارهٔ ضمنی بدان دارد که نوسانات درآمدی استان کمتر از متوسط می‌باشد.

شایان ذکر است که بر اساس مباحث اقتصادسنجی هر متغیری که دارای روند باشد نمی‌تواند پایا باشد بنابراین چنین متغیری هیچ گرایش ذاتی جهت بازگشت به پایین را ندارد. در اینصورت(ناپایایی متغیر) یک مسأله برای ما پدید خواهد آمد وآن اینکه ما بایستی رابطهٔ بلندمدت و کوتاه مدت را از هم جدا کنیم که این امر نیازمند دو رگرسیون جداگانه است. که می‌توان آنها رابصورت زیر نشان داد:

$$\ln R_t = \gamma_0 + \gamma_1 \ln Y_t$$
$$\%\Delta \ln R_t = \alpha_0 + \alpha_1 \Delta Y_t \qquad (۳)$$

که در دو معادلهٔ فوق معادله اول رابطهٔ دو متغیر ناپایا را در بلندمدت نشان می‌دهد در حالیکه رگرسیون دوم از حالت پایای متغیرها استفاده می‌کند که برای بدست آوردن رابطهٔ کوتاه مدت لازم است. به عبارت دیگر، جهت برآورد تغییرپذیری کوتاه مدت درآمد مالیاتی بایستی متغیر به فرم پایا تبدیل شود. البته، تبدیل دقیق متغیرها به ماهیت آنها بستگی دارد. متغیر روندپایا می‌تواند با حذف روند آن پایا شود در حالیکه متغیر تفاضل پایا ممکن است با گرفتن تفاضل پایا شود.

در تخمین معادلهٔ اول ضریب γ_1 بدست آمده ممکن است بطـور مجـانبی اریـب دار باشد و انحراف معیار آن بصورت ناسازگار برآورد شود. جهت مقابله با این مشکل اسـتاک و واتسون (۱۹۹۳)[۱۰] با افزودن دوره‌های $t+1$ و $t-1$ تا ۵ دوره به متغیـر مـستقل اریـب ضریب را رفع کرده اند که این فرآیند همان حداقل مربعات معمـولی پویـا (DOLS)[۱۱] و جهت رفع ناسازگاری واریانس از فرآیند تصحیح خطای Newy-West استفاده مـی‌شـود. این تکنیک، خودهمبستگی سـریالی انحـراف معیـار را بـا مدلـسازی آن بـصورت فرآینـد میانگین متحرک از بین می‌برد. بکارگیری همزمان دو روش مذکور مـی‌توانـد کـشش بلنـد مدت بهتری را ارائه نماید. همچنین یک مشکل که می‌تواند بطور بالقوه در رگرسیون دومی شکل بگیرد این است که دو متغیر ناپایا که رابطهٔ بلندمدت باهمدیگر دارند در کوتاه مـدت ممکن است از هم واگرا شوند. بنابراین جهت رفـع ایـن مـشکل انگـل و گرنجـر (۱۹۸۷) جملهٔ تصحیح خطا را وارد کردند که از رابطهٔ بلندمدت برآورد می‌شود. وارد کردن خطـای برآورد شده (با وقفهٔ ۱) از معادله اول بعنوان متغیر مستقل در معادله کوتاه مـدت اریـب را رفع می‌کند که این مدل، مدل تصحیح خطا نامیده می‌شود:

$$d\ln R_t = c + ed\ln Y_t + h\varepsilon_t + \theta_t \qquad (۴)$$

۴-۲- بسط مدل سادهٔ فوق و بکارگیری تجربی آنها

۴-۲-۱- تعریف داده ها

اما همانگونه که در مقدمه بحث نیز گفته شد هدف ما صرفاً نشان دادن کشش درآمـد مالیاتی در کوتاه مدت و یا بلند مدت نیست بلکه آزمون تاثیر «دوره‌های بد»[۱۲] – دوره‌هـای رکود و کسادی– بر کارآیی درآمدهای مالیاتی و سطح آنهـا مـی‌باشـد.[۱۳] بـرای وارد کـردن سیکل‌های تجاری بر معادلات ساختاری مالیات‌ها به چند روش می‌توان عمـل کـرد. روش اول آن است که مستقیماً داده‌های جداسازی شده و جزء سیکلی را وارد معادله کنـیم ولـی

10- Stock and Watson 1993.
11- Dynamic Ordinary Least Squares
12 -Bad Times
۱– کارآیی درآمدهای مالیاتی عبارت است از سهم درآمد مالیاتی در پایهٔ مالیاتی که با نرخ مالیاتی مربوطه نرمالایز شده است. $C_efficiency = \frac{(taxrevenue/taxbase)}{s\tan dardtaxrate}$

این روش هدف ما را برآورده نمی‌کند به همین دلیل،بعنوان روش دوم، متغیری تعریف می‌کنیم که بتواند نقش فوق را بدرستی ایفا نماید. ما این متغیر را gap می‌نامیم. Gap یا شکاف محصول به مفهوم انحراف GDP واقعی تحقق یافته از GDP بالقوهٔ بدست آمده از فیلترینگ هودریک – پرسکات است. شکاف مثبت بدان مفهوم است که GDP واقعی تحقق یافته بالاتر از GDP بالقوه است. علاوه بر داده‌های فوق از داده‌های مربوط به قانونمندی مالیاتی در ایران که از گزارش‌های مؤسسهٔ هریتیج جمع آوری شده نیز استفاده شده است. IBFD هم داده‌های مربوط به نرخهای مالیاتی کشورها بویژه نرخهای مالیاتی مصرف محور و VAT را منتشر می‌کند.[۱۴] همچنین در این مطالعه از داده‌های مربوط به تولید ناخالص داخلی، درآمدهای مالیاتی مستقیم و غیر مستقیم و درآمد هزینه خانوارهای استان‌های منتخب نیز استفاده شده است.

۴-۳- تصریح و برآورد مدل ها

۴-۳-۱- کشش درآمدی مصرف محور و تاثیر gap

در قسمت مربوط به تغییر پذیری درآمدهای مالیاتی، نکات مربوط به برآورد مدل‌ها و نحوهٔ تعریف متغیر وابسته به تفصیل مورد بحث قرار گرفت. حال در این قسمت و ادامهٔ مقاله بصورت تدریجی بحث اصلی این تحقیق که همانا وارد کردن تاثیر نوسانات در تغییرات درآمدی است را بصورت مرحله به مرحله پی می‌گیریم. به همین منظور مدل‌های فوق بصورت تجربی و در مرحلهٔ اول بصورت کلی زیر تصریح می‌شود:

$$taxr_t = \alpha + \beta_1 taxbase_t + \beta_2 taxrate_t + \beta_3 gap_t + \varepsilon_t \qquad (۵)$$

که در معادله فوق $taxr_t$ درآمد مالیاتی در دورهٔ t و gap هم شکاف محصول است. همانگونه که مشاهده می‌شود مدل، تغییرات نرخ مالیاتی را کنترل می‌کند ولی تغییرات سایر پارامترهای مربوط به سیاست‌های مالیاتی را در بر نمی‌گیرد.

ستون (۱) در جدول ۱ که کشش به میزان ۰/۸۲ برآورد شده، بیانگر آن است که با افزایش یک درصد مصرف، درآمد مالیاتی مربوط به آن ۰/۸ درصد افزایش می‌یابد. اثر یک درصد افزایش در متغیر شکاف، ۰/۱۲ درصد درآمد مالیاتی را در طول یکسال رشد

14- International Bureau of Fiscal Documentation, http://www.ibfd.org/.

می‌دهد. چون متغیر وابسته لگاریتمی است ولی متغیر مستقل لگاریتمی نیست بنابراین زمان تفسیر بایستی ضریب متغیر مستقل را در ۱۰۰ ضرب کنیم. در هر حال، همانگونه که جدول (۱) نشان می‌دهد، صرفاً نگاه ما ،در این مطالعه، به درجه اهمیت پایهٔ مالیاتی (سطح مصرف) نیست بلکه متغیر مهم دیگری بنام شکاف نیز در این معادله نقش اساسی ایفا می‌کند. تا میزان درست نمایی برآوردها افزایش یابد.

جدول ۱: نتایج تخمین مدل (۱)، متغیر وابسته: لگاریتم درآمدهای مالیاتی حاصل از مصرف کالا و خدمات

نام متغیر	(۱)	ضریب
مصرف(لگاریتم)	(۰/۱۰۷۳)*	۰/۸۲۰۴
نرخ مالیات بر کالا و خدمات	(۰/۰۶)	۰/۱۴
gap	(۰/۰۰۴)	۰/۰۰۱۲
ثابت	(۰/۳۹۶)	-۳/۳۵
R^2		۰/۹۶

اعداد داخل پراتتز نشان‌دهندهٔ انحراف معیار می‌باشند.

منبع: محاسبات محققان

۴-۳-۲- کارآیی درآمد مالیاتی مصرف محور و واکنش آن به رکود و رونق‌ها

با روشن شدن بحث فوق حال می‌توان نسبت به تغییرات سیاست مالیاتی دقیق‌تر شده وضمن وارد کردن آن در مدل، تاثیر آنرا جدا کرد بنابراین در این قسمت از بررسی گام به گام، واکنش کارآیی مالیاتی را دربستر ادوار تجاری مورد بحث قرار خواهیم داد. شایان ذکر است که جهت تکمیل مدل، بدنبال دستیابی به میزان رابطهٔ درآمد مالیاتی و شکاف محصول در زمانهای خوب و بد بوده ایم.[15] به همین منظور، دورهٔ خوب(بد) را دوره‌ای فرض کرده‌ایم که نرخ رشد GDP واقعی تحقق یافته بیشتر (کمتر) از نرخ رشد GDP واقعی بالقوه باشد. هم بستگی مثبت و معنی‌دار بین کارآیی درآمد مالیاتی و شکاف تولید این

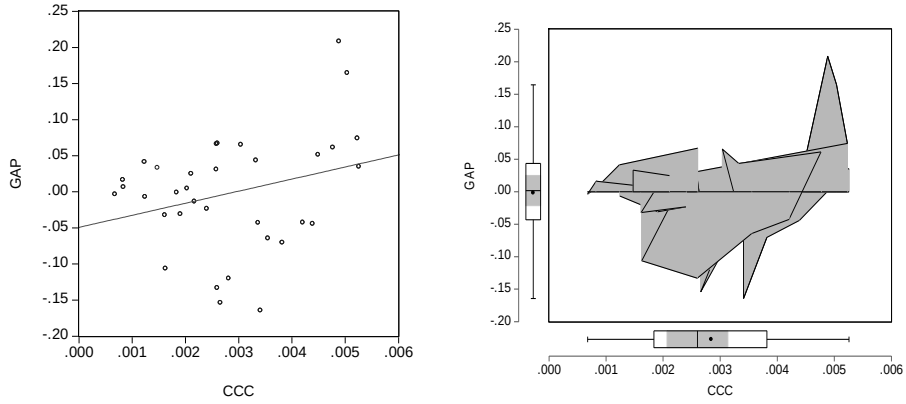
15- Good & bad times.

سؤال را مطرح می‌کند آیا کاهش در کارآیی درآمد مالیاتی طی دورهٔ بد، کاملاً در دورهٔ زمانی خوب معکوس خواهد شد؟ این مقاله سعی خواهد کرد که با اثر متقابل متغیر دامی «زمانهای بد» با شکاف محصول به این سؤالات جواب دهد.[۱۶] در هر حال، جهت بررسی واکنش کارآیی مالیاتی به وقوع ادوار تجاری از مدل زیر استفاده کرده ایم:

$$taxe_t = \alpha + \beta_1 gap_t + \beta_2 X_t + \varepsilon_t \qquad (۶)$$

که در مدل فوق $taxe_t$ بیانگر کارآیی مالیاتی و X_t برداری از سایر متغیرهای توضیح دهنده است که براساس ملاحظات نظری می‌توانند بر این کارآیی تاثیر گذار باشند و یا کانالهایی را ایجاد کنند که متغیر شکاف محصول بر کارآیی اثرگذار باشد. که بعد از تخمین جدول (۲) این متغیرها را نیز به مدل اضافه خواهیم کرد. دلیل اینکه همهٔ این متغیرها را در این جدول اضافه نمی‌کنیم این است که خود این متغیرها، به اندازهٔ کافی مبنای تئوریک و اهمیت تجربی، جهت مورد توجه قرار گرفتن دارند.

شکل ۲: رابطهٔ بین gap و کارآیی درآمدهای مالیاتی



به هر حال، قبل از برآورد رگرسیونی مدل فوق ابتدا رابطهٔ بین دو متغیر gap و متغیر کارآیی را که درآن اثرات سیاست‌های مالیاتی جدا شده است مشاهده می‌کنیم. این رابطه

۱۶- شکاف محصول بر پایهٔ سطح متغیر GDP واقعی تحقق یافته نسبت به GDP واقعی بالقوه تعریف شده در حالیکه متغیر دامی بر پایهٔ نرخ رشد GDP واقعی تحقق یافته نسبت به GDP واقعی بالقوه تعریف شده است. بنابراین متغیر دامی هر دو حالت کسادی و رکود را شامل می شود.

بصورت یک رابطهٔ مثبت در شکل ۲ مشاهده می‌شود. همچنین، جهت برآورد مدل فوق ابتدا اثر متغیر gap را برای کل دوره بر متغیر کارآیی در ستون (۲) جدول ۲ مشاهده می‌کنیم. بگونه‌ای که یک درصد افزایش در شکاف محصول، ۰/۰۰۴ درصد اثر مثبت و معنی‌دار بر کارآیی درآمد مالیاتی دارد. این در واقع نتیجه اصلی این مقاله می‌باشد که با بسط‌های زیر بیشتر مورد بررسی قرار می‌گیرد. در ادامهٔ کار، ما دوره مورد مطالعهٔ خود را به دو زیردورهٔ Bad times و Good times تقسیم کردیم. در دوره‌های Bad times متغیر دامی برای دوره هایی که نرخ رشد GDP واقعی تحقق یافته پایین تر از GDP بالقوه است، مقدار یک بخود گرفته است. در هر دو زیر دوره رابطهٔ بین gap و کارآیی مالیاتی صعودی و معنی‌دار است. جهت دقت بیشتر، در ستون (۵) اثر متقابل بین gap و Bad times را وارد کرده‌ایم. در این حالت، جملهٔ ثابت همان متوسط کارآیی مالیاتی در دوره‌های خوب را نشان می‌دهد که فرض می‌شود اقتصاد در راستای روند خود رشد می‌کند. متغیر دامی Bad times هرگونه تغییر در جمله ثابت بین این دو دوره را در بر می‌گیرد. ضریب gap، شیب کارآیی درآمد مالیاتی (مصرف کالا و خدمات) و ضریب اثر متقابل (gap*Bad times) تغییر این شیب بین زمانهای بد و خوب را نشان می‌دهد. علامت منفی ضریب Bad times نشان می‌دهد که زمانی که اقتصاد پایین‌تر از مقدار روند خود رشد می‌کند کارآیی درآمد تمایل به کاهش دارد. چون ضریب اثر متقابل، از نظر آماری بی معنی می‌باشد بنابراین تفاوتی معنی‌دار در اثر گذاری جداگانه (غیر خطی) این متغیر در دوره‌های خوب و بد قابل طرح نیست.

جدول ۲: نتایج تخمین مدل (۲)، متغیر وابسته: کارآیی درآمدهای مالیاتی حاصل از مصرف کالاوخدمات

نام متغیر	کل دوره (۲)	زیر دوره Bad times (۳)	زیر دوره Good times (۴)	Interacted (۵)
gap	۰/۰۰۴ (۰/۰۰۱۹)*	۰/۰۰۶۳ (۰/۰۰۲۸)	۰/۰۰۵ (۰/۰۰۲۲)	۰/۰۰۳۸ (۰/۰۰۱۷)
Bad times	--	--	--	-۰/۰۲ (۰/۰۰۱۵)

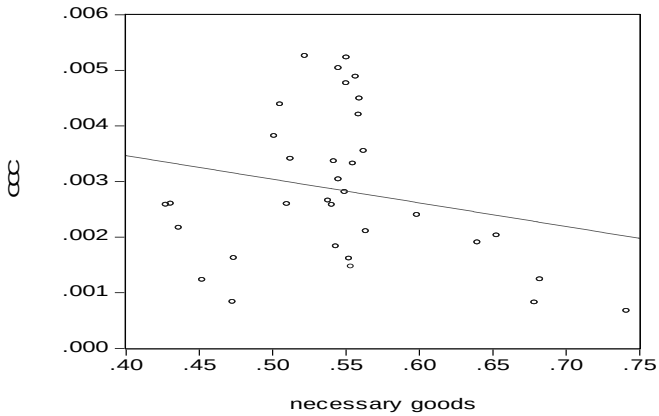
نام متغیر	کل دوره (۲)	زیر دوره Bad times (۳)	زیر دوره Good times (۴)	Interacted (۵)
Bad times*gap	--	--	--	۰/۰۰۱۸ (۰/۰۰۱۶)
Constant	۰/۰۰۳ (۰/۰۰۰۲)	۰/۰۰۷ (۰/۰۰۰۲۶)	۰/۰۰۵۴ (۰/۰۰۰۱۹)	۰/۰۰۸۳ (۰/۰۰۳۲)
R^2	۰/۰۸	۰/۰۷	۰/۰۶۳	۰/۰۷۵

* اعداد داخل پرانتز بیانگر انحراف معیارضرایب می‌باشند. منبع: همان

۴-۳-۳- تغییر در الگوهای مصرف و وارد کردن آن در مدل

طی ادوار تجاری، الگوهای مصرف تغییر می‌کنند. طی دوره‌های کسادی (بهبود) یک مصرف کنندهٔ عقلایی سهم کالاها و خدمات ضروری را در کل مصرف افزایش (کاهش) می‌دهد. هنگامی که درآمد کاهش پیدا می‌کند، سهم کالاهای ضروری در کل مصرف- کالاهایی که نرخ مالیاتی صفر و یا کمتری نسبت به نرخ مالیاتی سایر کالاها دارند- افزایش می‌یابد و سهم کالاهای لوکس کاهش می‌یابد. در یک بررسی ساده در شکل ۳ قبل از برازش معادله می‌توان رابطهٔ منفی کارآیی مالیاتی و سهم کالاهای ضروری را مشاهده کرد.

شکل ۳: رابطهٔ بین کارآیی مالیاتی(ccc) و کالاهای ضروری (necessary goods)



ماخذ: محاسبه شده بر اساس رابطهٔ کارآیی توسط محققان

همچنین در کنار تغییر الگوهای مصرف در این مرحله از تحقیق می‌توان شاخص‌های دیگری مثل شاخص قانونمندی مالیاتی و کنترل فرار مالیاتی را نیز به مدل اضافه کرد که جایگزینی برای اجابت مالیاتی است. طی دوران کسادی، ممکن است اجابت مالیاتی بخاطر وجود محدودیتهایی که پرداخت کنندگان مالیات با آن مواجه می‌شوند، کاهش پیدا کند. علاوه بر این دو متغیر، می‌توان بار مالیاتی را نیز به مدل اضافه کرد.

در هر حال، بعد از اضافه کردن متغیرهای فوق می‌توان مشاهده کرد که همانگونه که انتظار داشتیم اثر سهم کالاهای ضروری در کل مصرف بر کارآیی درآمدهای مالیاتی مصرف محور منفی بوده و باعث کاهش آن می‌شود. که این در ستونهای (۶) و (۹) جدول ۳ قابل مشاهده است. همچنین با وارد کردن شاخص قانونمندی مالیاتی[۱۷] اثر این شاخص بر کارآیی درآمدهای مالیاتی مثبت است ولی چندان از معنی‌داری آماری برخوردار نیست. اثر بار مالیاتی برکارآیی درآمد مالیاتی منفی است. شایان ذکر است که در دوره‌های رکودی به علت وجود محدودیتهایی مانند محدودیت اعتبارات و نارسایی‌های بازارها می‌توان انتظار داشت که فرار مالیاتی افزایش داشته و اثر منفی بر کارآیی درآمدهای مالیاتی داشته باشد.(از کانال شاخص قانون مندی مالیاتی)

جدول ۳: نتایج تخمین مدل (۲)، با اضافه شدن سایر متغیرهای توضیحی متغیر وابسته: کارآیی درآمدهای مالیاتی حاصل از مصرف کالاوخدمات

نام متغیر	(۶)	(۷)	(۸)	(۹)
gap	۰/۰۰۳۴ (۰/۰۰۱۶)	۰/۰۰۴۱ (۰/۰۰۱۷۸)	۰/۰۰۲۹ (۰/۰۰۱۴)	۰/۰۰۳۲ (۰/۱۵۳)
Share of necessity goods	−۱/۳۴ (۰/۴۵)			−۱/۶۵ (۰/۵۰)
Index of T. leg		#۲/۵ (۱/۳۳)		(۲,۲)# (۱/۷)
Tax burden			−۰/۶۵ (۰/۳۶)	−۰/۸ (۰/۳۹)

۱۷- براساس داده‌های گزارش مؤسسهٔ هریتیج وارد مدل شده است.

نام متغیر	(۶)	(۷)	(۸)	(۹)
constant	۰/۲۵ (۰/۱۴)	۰/۴۴ (۰/۱۷)	۰/۴۱ (۰/۱۵۵)	۰/۵۳ (۰/۱۲)
R^2	۰/۳۶	۰/۱۱	۰/۲۵	۰/۴۴

عدم معنی‌داری آماری. منبع: محاسبات محققان

در ادامه بررسی‌ها تاثیر شکاف محصول را بر درآمدهای مالیاتی مستقیم مانند مالیات بر مشاغل و درآمد مشاهده کردیم. همانگونه که جدول (۴) نشان می‌دهد اثر شکاف محصول در ستونهای ۱۰ تا ۱۳ هر چند مثبت است ولی از معنی‌داری آماری برخوردار نیست. این مساله اشارت ضمنی بدان دارد که مالیات‌های مستقیم در اقتصاد ایران در طول دوره مورد مطالعه ما چندان تحت تاثیر نوسانات مثبت و منفی تولید قرار نگرفته‌اند. نکتهٔ مهم دیگر اینکه این نوع مالیات‌ها اساساً سهم قابل توجهی در درآمدهای دولت مرکزی ندارند.

جدول ۴: نتایج تخمین مدل (۲)، متغیر وابسته: کارآیی درآمدهای مالیاتی (مستقیم)

نام متغیر	کل دوره (۱۰)	زیر دوره Bad times (۱۱)	زیر دوره Good times (۱۲)	Interacted (۱۳)
gap	#۰/۰۱۴ (۰/۰۱۱)*	#۰/۰۱۳۳ (۰/۰۱۲۸)	#۰/۰۱۵ (۰/۰۱۳۲)	۰/۰۱۶۸ (۰/۰۱۱۷)
Bad times	--	--	--	-۰/۰۸ (۰/۰۴۱۵)
Bad times*gap	--	--	--	۰/۰۳۱۱ (۰/۰۲۱۶)
Constant	۰/۰۲۶ (۰/۰۰۱۱)	۰/۰۳۷ (۰/۰۰۲۲۶)	۰/۰۲۵۶ (۰/۰۰۳۱۹)	۰/۰۷۹ (۰/۰۰۲۱)
R^2	۰/۰۶۵	۰/۰۴۳	۰/۰۷۱	۰/۰۸۶

عدم معنی‌داری آماری منبع: همان

* اعداد داخل پرانتز بیانگر انحراف معیار ضرایب می‌باشند.

۴-۴- برآورد مدل کارآیی برای استان‌های منتخب با رویکرد داده‌های تابلویی

بعد از ارائه مدل برای داده‌های کل کشور و توضیح در مورد متغیرها، در این قسمت به تخمین و برآورد مدل مربوط به استان‌ها می‌پردازیم. بعد از تصریحات مختلف، در نهایت از مدل زیر جهت برآورد و ادامه بررسی استفاده کردیم:

$$taxe_{it} = \alpha + \beta_1 gap_{it} + \beta_2 X_{it} + \beta_3 taxe_{it-1} + \varepsilon_{it} \qquad (۷)$$

هنگامی که در مدل داده‌های تلفیقی، متغیر وابسته به صورت وقفه در طرف راست ظاهر شود دیگر برآوردهایOLS سازگار نیست(هشیائو[۱۸](۱۹۸۶)، آرلانو و باند[۱۹](۱۹۹۲)، بالتاجی[۲۰] (۲۰۰۵))و برآوردگرها اریب دار خواهند بود زیرا قادر به کنترل مسأله‌ی ناهمسانی نخواهد شد. با برآورد مدل اثر ثابت، مسأله‌ی ناهمسانی واریانس حل خواهد شد ولی به خاطر وجود متغیر وابسته‌ی وقفه‌دار در سمت راست، این اریب همچنان وجود خواهد داشت. با توسل به روش‌های برآورد دومرحله‌ای 2SLS اندرسون و هشیائو[۲۱] (۱۹۸۱)، می‌توان مساله‌ی ناسازگاری برآوردگرها را تا حدی بهبود بخشید. به گفته ماتیاس و سوستر[۲۲](۱۹۹۲) برآورد 2SLS ممکن است به دلیل مشکل در انتخاب ابزارها، واریانس-های بزرگ برای ضرایب به دست دهد و برآوردها از لحاظ آماری معنی‌دار نباشد. بنابراین روش گشتاورهای تعمیم یافته آرلانو و باند (1992)، آرلانو و باور[۲۳] (۱۹۹۵) و بلاندل و باند[۲۴] (۱۹۹۸) برای بهبود این مشکلات استفاده می‌شود و البته برای این که نتایج در این مد ل‌ها از نقطه نظر پایداری قابل اطمینان‌تر باشند، باید تعداد مشاهدات به انداز ه‌ی کافی بزرگ باشند، زیرا در این روش ممکن است مواقعی که تعداد مشاهدات کوچک است، به دلیل تورش زیاد، تفسیر نتایج با مشکل مواجه شود (باند و همکاران[۲۵]،۲۰۰۱). از طرفی در روش گشتاورهای تعمیم یافته‌ی (GMM) آرلانو[۲۶] (۱۹۹۳) و آرلانو و باند(1992)که جز

18- Hsiao (1986)
19- Arellano and Bond (1992)
20- Baltagi (2005)
21- Anderson and Hsiao (1981)
22- Matyas and Sevestre (1992)
23- Arellano and Bover (1995)
24- Blundell and Bond (1998)
25- Bond, Hoeffler and Temple (2001)
26- Arellano (1993)

برآوردگرهای متغیرهای ابزاری است، از محدودیت گشتاوری خطی برای حصول به تخمین‌های سازگار استفاده می‌گردد. بدین ترتیب دیگر به فرض برونزای اکید ابزارها برای شناسایی نیازی نیست. با در نظر گرفتن برخی مفروضات اضافی شامل عدم همبستگی جمله‌ی خطا با متغیرهای توضیحی و همچنین، عدم وجود خودهمبستگی در خطاها، بردار ضرایب را می‌توان با استفاده از روش گشتاورهای تعمیم یافته برآورد کرد. در روش اولیه‌ی آرلانو و باند، تفاضل مرتبه‌ی اول متغیرهای از پیش تعیین‌شده و درونزا ابزارهایی هستند که با وقفه‌ای از سطوح خودشان وارد مدل می‌شوند. با این حال، اگر سری‌ها پایایی از درجات بالا داشته باشند و یا واریانس موجود به همراه اثرات ثابت در مقایسه با شوک‌های تصادفی بزرگ باشد، سطوح وقفه‌دار می‌تواند ابزارهای ضعیفی برای تفاضل‌های مرتبه‌ی اول باشد. بنابراین، آرلانو – باور و بلاندل – باند برآوردگرهای سیستمی GMM را بسط دادند که معادله‌ای را در سطوح اضافه می‌کنند که در تفاضل مرتبه‌ی اول برآورد می‌شود و این برآوردگرهای سیستمی GMM نسبت به برآوردگرهای تفاضلی نیز تورش و اریب کمتری دارند (هاکایاوا[۲۷]، ۲۰۰۶).

جهت افزایش تعداد مشاهدات، داده‌های مورد استفاده در این بررسی به داده‌های فصلی تبدیل شده‌اند. که از فرآیند زیر جهت فصلی سازی داده‌ها استفاده شده است:

$$X_t = \Gamma(L) X_{t-1}$$

$$X_{t-1} = \varphi(l) X_t$$

$$\varphi(L) = \Gamma^{-1}(L)$$

$$X_{t-1}^{i} = \frac{1}{4} \varphi^{i}(L) X_t$$

$$X_{t-1} = \sum_{i=1}^{4} X_{t-1}^{i} = \left[\frac{1}{4} \sum_{i=1}^{4} \varphi^{i}(l) \right] x_t$$

27- Hayakawa (2006)

$$X^{1}_{t-1}=\frac{1}{4}(a_1L^2+b_1L+C_1)X_t \qquad q_1=(\alpha_{11}\mathrm{A}_t+\alpha_{12}\mathrm{A}_{t-1}-\alpha_{13}\mathrm{A}_{t+1})/n$$

$$X^{2}_{t-1}=\frac{1}{4}(a_2L^2+b_2L+C_2)X_t \qquad q_2=(\alpha_{21}\mathrm{A}_t-\alpha_{22}\mathrm{A}_{t-1}-\alpha_{23}\mathrm{A}_{t+1})/n$$

$$q_3=(\alpha_{31}\mathrm{A}_t-\alpha_{32}\mathrm{A}_{t-1}-\alpha_{33}\mathrm{A}_{t+1})/n$$

$$X^{3}_{t-1}=\frac{1}{4}(a_3L^2+b_3L+C_3)X_t \qquad q_4=(\alpha_{41}\mathrm{A}_t-\alpha_{42}\mathrm{A}_{t-1}+\alpha_{43}\mathrm{A}_{t+1})/n$$

$$X^{4}_{t-1}=\frac{1}{4}(a_4L^2+b_4L+C_4)X_t \qquad (۸)$$

کـه درآن A_t داده دوره جـاری، A_{t-1} داده دوره قبـل و A_{t+1} داده دوره بعـد مـی‌باشـد، صورت گرفته است. و qها نشاندهندهٔ فصل‌ها می‌باشند. جهت جلوگیری از اطالـه کـلام از ارائهٔ بقیه روابط صرف نظر می‌کنیم.[۲۸]

قبل از اینکه به تخمین مدل‌ها بپردازیم لازم است تا مانایی متغیرها بررسـی شـود. بـه دلیل فصلی بودن داده‌ها[۲۹] از آزمون HEGY[۳۰] برای بررسی مانایی متغیرها استفاده می‌کنیم. برای استفاده از روش HGEY برای آزمون مانایی در داده‌های فصلی پانل دیتـا لازم اسـت تا فروضی در نظر گرفته شود.

فرآیندهای آزمون بر مبنای رویکرد HEGY قرار دارد که بصورت مدل‌های زیر بـرای انواع معادلات با جملات عرض از مبدا، روند و متغیرهای دامی در نظر گرفته می‌شود[۳۱]:

۲۸- جهت مطالعه بیشتر در این زمینه به مقاله «درون یابی فصلی داده‌های سالیانه اقتصاد کلان، از سری مطالعات موجود در بانک مرکزی» مراجعه شود.

۲۹- برای محاسبهٔ نرخ رشد داده‌های فصلی GDP واقعی از رابطهٔ $(GDP_t - GDP_{t-4})/GDP_{t-4}$ استفاده شده است. و برای فصلی شدن دادها از فرآیندهای زیر استفاده شده است:

30-Hylleberg, Engle, Granger and Yoo (1993)

۳۰- تمام این محاسبات و برآوردها با استفاده از نرم افزار Stata 11 انجام شده است.

(۹)

$$y_{i,4t} = \pi_1 y_{i,1,t-1} + \pi_2 y_{i,2,t-1} + \pi_3 y_{i,3,t-1} + \pi_4 y_{i,3,t-2} + \varepsilon_{it}$$
$$y_{i,4t} = \mu + \pi_1 y_{i,1,t-1} + \pi_2 y_{i,2,t-1} + \pi_3 y_{i,3,t-1} + \pi_4 y_{i,3,t-2} + \varepsilon_{it}$$
$$y_{i,4t} = \mu + \beta t + \pi_1 y_{i,1,t-1} + \pi_2 y_{i,2,t-1} + \pi_3 y_{i,3,t-1} + \pi_4 y_{i,3,t-2} + \varepsilon_{it}$$
$$y_{i,4t} = \mu + \sum_{q=1}^{3} \gamma_q D_{i,q,t} + \pi_1 y_{i,1,t-1} + \pi_2 y_{i,2,t-1} + \pi_3 y_{i,3,t-1} + \pi_4 y_{i,3,t-2} + \varepsilon_{it}$$
$$y_{i,4t} = \mu + \beta t + \sum_{q=1}^{3} \gamma_q D_{i,q,t} + \pi_1 y_{i,1,t-1} + \pi_2 y_{i,2,t-1} + \pi_3 y_{i,3,t-1} + \pi_4 y_{i,3,t-2} + \varepsilon_{it}$$
$$y_{i,4t} = \alpha_i + \pi_1 y_{i,1,t-1} + \pi_2 y_{i,2,t-1} + \pi_3 y_{i,3,t-1} + \pi_4 y_{i,3,t-2} + \varepsilon_{it}$$
$$y_{i,4t} = \alpha_i + \beta t + \pi_1 y_{i,1,t-1} + \pi_2 y_{i,2,t-1} + \pi_3 y_{i,3,t-1} + \pi_4 y_{i,3,t-2} + \varepsilon_{it}$$

در مدل‌های فوق که برای آزمون ریشه واحد برای داده‌های فصلی استفاده شده است $D_{i,q,t}$ متغیر دامی فصلی برای $q = 1,2,3.$ می‌باشد. متغیرهای عرض از مبدا و روند (μ و βt) ثابت بوده ولی متغیر α_i پارامتر اثر ثابت بوده و در بین مقاطع تغییر خواهد کرد دو معادله آخر برای پنل‌های غیر همگن کاربرد دارند.

از آنجایی که t برای هر مقطع به صورت مجزا به دست می‌آید لازم است برای به دست آوردن آماره t نهایی میانگینی از tهای بدست آمده برای مقاطع منفرد را در نظر بگیریم که به صورت زیر می‌باشد:

$$t^{HEGY} = \frac{1}{N}\sum_{i=1}^{N} t_i \qquad (۱۰)$$

اگر آماره محاسباتی بزرگتر از مقدار بحرانی باشد فرضیه صفر رد می‌شود و مانایی متغیرها پذیرفته می‌شود. نتایج بررسی مانایی متغیرها در جدول ۵ آمده است. جواب آزمون برای متغیرهای مورد بررسی نشان می‌دهد که همه‌ی متغیرها در سطح مانا بودند. در جدول ۵ دو آماره مورد بحث هستند؛ یکی آماره ی گزارش شده با عنوان کل مشاهدات[۳۲] فصلی[۳۳] که آزمون معناداری مشترک برای آزمون ریشه واحد فصلی را بحث می‌کند و دیگری

۳۲- برای بدست آوردن ضرایب آماری آزمون در این روش معمولا نوسانات این سری را با دستورات صفر، $\pi/2$ و غیره ترسیم کرده وسپس این مقادیر را در رابطهٔ مربوط به سری زمانی قرار می‌دهند و بر همین مبنا آماره آزمون محاسبه می‌شود. شایان ذکر است که این دستورات بصورت برنامه نویسی شده در حافظه نرم افزار موجود است.

33- All seasonal frequencies

آماره‌ی کل مشاهدات[۳۴] می‌باشد که معناداری مشترک برای کل مجموعه ریشه واحدها با مشاهدات فصلی و بدون مشاهدات فصلی را گزارش می‌دهد.

جدول ۵: نتایج آزمون مانایی برای داده‌های کل استان‌های نمونه

متغیرها	All seasonal frequencies	All frequencies
RGDP	۱۰/۱	۹/۶
RC	۱۲/۱۱	۱۱/۱
T.Consumtion	۱۲/۴۵	۱۲/۳۳
Share of necessity goods	۱۰/۶۳	۷/۸
Tax burden	۱۲/۲	۱۰/۷۲
مقادیر بحرانی		
	سطح معناداری ۵٪	سطح معناداری 10٪
All seasonal frequencies	۶/۰۶	۵/۶۵
All frequencies	۶/۸۹	۵/۹۵

منبع: همان

با توجه به اینکه مدل‌های حداقل مربعات معمولی تجمیع شده، اثرات ثابت و تصادفی نیز تخمین زده شدند، لازم بود که آزمون‌های تشخیصی نظیرآزمون وجود داده‌های دورافتاده (اوتلایرز)، نیز انجام بگیرد.

آزمون اوتلایرز(وجود داده‌های دورافتاده) به بررسی این مطلب می‌پردازد که آیا داده-های مربوط به یک استان به عنوان اوتلایرز عمل می‌کند یا نه و اگر به صورت مذکور مشاهده شود بایستی از لیست استان‌های تخمینی حذف گردد (بک[۳۵]، ۲۰۰۶). به عبارت دیگر اوتلایرز بصورت غیرفرمولی و جبری عبارت از تعدادی از مشاهدات است که با بقیه مشاهدات سازگار نیستند یا به شدت از سایر مشاهدات انحراف دارند بگونه‌ای که این تردید بوجود می‌آید که سازوکار شکل دهنده‌ی این مشاهدات با سایر داده‌ها متفاوت است

34- All frequencies
35- Beck (2006)

(شخار و همکاران[۳۶]، ۲۰۰۲). بسیاری از محققان معتقدند که این داده‌ها زمانی مضر هستند که از کنترل تحلیل‌گر خارج شوند (مور و لوریدسن[۳۷]،۲۰۰۳). دو روش برای تشخیص این مسئله وجود دارد؛ یکی ترسیم Box Plot از متغیر وابسته و دیگری اعتبارسنجی مقاطع[۳۸] است. اعتبارسنجی نیاز به محاسبات بیشتری دارد. طبق گفته ی بک[۳۹] (۲۰۰۱) ساده‌ترین حالت خارج ساختن یک استان از لیست استان‌های نمونه، انجام یک رگرسیون حداقل مربعات معمولی است، سپس با مقایسه میانگین مجذور خطا می‌توانیم پی ببریم که کدام یک از استان‌ها بایستی از لیست مورد نظر حذف شوند و تخمین نهایی با وجود کدام استان‌ها انجام شود. با توجه به گزارشاتی که از محاسبات انجام شده در جدول ۶ آمده است، میانگین مجذور خطای محاسباتی تقریبا به همدیگر نزدیک بوده و هیچ استانی به عنوان اوتلایرز مشاهده نشده است.

جدول ۶: نتایج اعتبار سنجی مقاطع

استان‌ها	**Mean Square Error**
آذربایجان شرقی	0.000113334
آذربایجان غربی	0.000123556
اردبیل	0.000112214
اصفهان	0.0001044503
تهران	5.2851E-06
خراسان رضوی	0.000124062
خوزستان	0.00012246
زنجان	0.000134337
سمنان	0.0001145
فارس	0.000144364
قزوین	0.000123337

36- Shekhar et al (2002)
37- mur and Lauridsen (2003)
38- Cross Validation
39- Beck (2001)

استان‌ها	Mean Square Error
قم	0.000118403
کرمان	0.000115031
مازندران	0.00013890
مرکزی	0.000121687
هرمزگان	0.00012658
همدان	0.000104461
یزد	0.000113038

بعد از انجام آزمون‌های فوق حال می‌توان اثر متغیرهای معادلهٔ ۷ را بر کارآیی درآمد مالیاتی در سطح استان‌ها نیز مشاهده کرد. برای منظور ستون (۱۶) جدول ۷ که با تکنیک GMM تخمین زده شده است نتایج قبلی ما را در جداول فوق، در این سطح(استان‌ها) نیز تایید می‌کند. بگونه‌ای که کارآیی درآمدهای مالیاتی یک حرکت موافق سیکلی را در استان‌ها نشان می‌دهد. شایان ذکر است که زمانیکه ما اثر سیاست‌های مالیاتی را از داده‌های مالیاتی جدا نمی‌کنیم متغیر gap اثر کاملاً مبهم و غیر معمول را بر کارآیی درآمد مالیاتی مصرف محور نشان می‌دهد. همچنین تاثیر سهم کالاهای ضروری بر کارآیی درآمدهای مالیاتی مصرف محور منفی می‌باشد و با افزایش سهم این نوع کالاها در سبد مصرفی خانوار درآمد مالیاتی کاهش می‌یابد. به عبارت دقیق تر، یکی از کانالهای اساسی که نوسانات تولید بر کارآیی درآمدهای مالیاتی تاثیر گذار است همین کانال سهم کالاهای ضروری است. همچنین کارآیی مالیاتی می‌تواند تحت تاثیر شاخص قانون مندی مالیاتی نیز قرار بگیرد در واقع کنترل فرار مالیاتی یکی از کانالهایی است که باعث افزایش درآمد مالیاتی می‌شود هرچند اثر این متغیر مثبت است اما از معنی‌داری آماری چندانی برخوردار نیست.

جدول ۷: نتایج تخمین مدل (۷)، با اضافه شدن سایر متغیرهای توضیحی. متغیر وابسته: کارآیی درآمدهای مالیاتی مصرف محور

variable	Pooled OLS		Fixed Effect		GMM System	
	Coeff. (۱۴)	s.e.	Coeff. (۱۵)	s.e.	Coeff. (۱۶)	s.e.
$taxe_{t-1}$	۰/۶	۰/۱	۰/۷۵	۰/۱۶	۰/۵۵	۰/۱۴
gap	۰/۰۰۵۴	۰/۰۰۲۳	۰/۰۰۴۴	۰/۰۰۲۸	۰/۰۰۴۹	۰/۰۰۲۱
Share of necessity goods	−۲/۳	۰/۹	−۱/۹	۰/۸۶	−۲/۷	۰/۸۶
Index of T. leg	۱/۹	۰/۸۵	۱/۶۷	۰/۹۵	#۱/۵	۱/۰۵
Tax burden	−۰/۵	۰/۳	−۰/۸	۰/۴۴	−۰/۷	۰/۴
dummies (*p*-value)	۰/۰۱۱				۰,۰۰	
	$R^2 = 0.67$					

۵- نتیجه گیری

در این مطالعه ارتباط بین کارآیی درآمدهای مالیاتی شکاف محصول مورد بررسی قرار گرفت. در واقع طی یک دور تجاری واکنش کارآیی درآمد مالیاتی و وصول مالیات‌ها مورد بررسی قرار گرفت. مهمترین نتایج این بررسی را بصورت زیر می‌توان ارائه کرد:

۱- رابطهٔ مثبت و معنی‌داری بین شکاف محصول و کارآیی درآمد مالیاتی مصرف محور وجود دارد. به گونه‌ای که یک درصد افزایش در شکاف محصول، کارآیی درآمد مالیاتی را ۰/۰۰۳۴ درصد افزایش می‌دهد. هر چند این رابطه مثبت است ولی عدد بدست آمده چندان قابل توجه نیست. این رابطه برای درآمدهای مالیاتی مستقیم ۰/۰۱ است ولی از معنی‌داری آماری چندانی برخوردار نیست یعنی این نوع درآمدها مستقل از تغییرات سیکل‌ها هستند. همچنین رقم مذکور برای استان‌ها حدود ۰/۰۰۵ است.

۲- با یک درصد افزایش در شکاف محصول جمع آوری درآمد مالیاتی ۰/۱۲ درصد رشد می‌کند. که این رقم نیز چندان قابل توجه نیست. زیرا انتظار می‌رود که بیش از یک درصد وصول درآمد مالیاتی افزایش یابد.

۳- تغییر در الگوهای مصرف در بستر ادوار تجاری باعث واکنش معکوس کارآیی درآمد مالیاتی به آن می‌شود. بگونه‌ای که افزایش (کاهش) سهم کالاهای ضروری بعنوان یک جایگزین برای تغییر در الگوهای مصرف، که اغلب نرخ مالیاتی بسیار پایین تر از نرخهای متعارف دارند، در دوره‌های رکود (رونق)، بعنوان کانالی جهت اثرگذاری نوسانات عمل می‌کند.

۴- در تئوری، قانونمندی مالیاتی بعنوان یکی از مهمترین شاخص‌های اثر گذار بر کارآیی درآمد مالیاتی می‌باشد که در این مطالعه هرچند اثر انتظاری را نشان داد ولی از نظر آماری چندان معنی‌دار نبود.

۶- پیشنهادات سیاستی

۱- مهمترین اشارت ضمنی این مطالعه این بود که سیاستگذار اقتصادی بایستی فراتر از مقدارعددی کشش مالیاتی در بلند مدت را مدنظر قرار دهد. چراکه این ارقام در دوره‌های نوسانی، مقداری کمتر یا بیشتر از حد متعارف برآورد می‌شوند. بنابراین، در سیاستگذاری وپیش بینی درآمد مالیاتی اثرگذاری رکودها و رونق‌ها را در نظر بگیرند تا در ایجاد تعادل در درآمد و هزینه‌ها با شکست مواجه نشوند.

۲- اشارت ضمنی دیگر این مطالعه آن بود که اگر سیاستگذار به شکاف محصول و اثرات آن توجه نداشته باشد. بجای اینکه سیاست مالی – مالیاتی مخالف سیکلی را انتخاب کند سیاستی موافق سیکلی انتخاب خواهد کرد و ابزار سیاستی کارآیی خود را از دست خواهد داد. یعنی در رکودها مجبور خواهد بود به درآمد کمتر بسنده کند و در رونق‌ها بیشتر خرج خواهد کرد.

۳- اشارت سوم این مطالعه، اثرپذیری بیشتر و قوی ترکارآیی درآمدهای مالیاتی مصرف محور نسبت به درآمدهای مالیاتی مستقیم می‌باشد. یعنی در دوره‌های رونق، درآمدهای مالیاتی مصرف محور بیشترین کارآیی را خواهند داشت.

منابع

الف. فارسی

دفتر مطالعات و تحقیقات مالیاتی(سازمان امور مالیاتی). نماگرهای مالیاتی، دوره‌های مختلف.

مرکز آمار ایران، سالنامهٔ آماری، سال‌های مختلف.

مرکز آمار ایران، حسابهای هزینه و درآمد خانوار، استان‌های مختلف، سال‌های مختلف.

ب. انگلیسی

Anderson, T. W., Hsiao, C. (1981). "Estimation of Dynamic Models with Error Component", Journal of the American Statistical Association, 76.

Arellano, M. (1993). "On Testing of Correlation Effects With Panel Data", Journal of Econometrics , 59,1,pp: 87-97.

Arellano, M., Bond. S (1992). "Some Test of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations", Review of Economic Studies, 58. pp: 277–97.

Arellano, M., Bover. O (1995). "Another Look at the Instrumental-Variable Estimation of Error- Component Models", Journal of Econometrics, 68, pp: 29–52.

Baltagi, B.H. (2005). "Econometric Analysis of Panel Data", John Wiley & Sons Ltd, The Atrium, Southern Gate, Chichester, West Sussex PO198SQ, England.

Beck. N,(2006). "Time-Series Cross-Section Methods", Forthcoming, Oxford Handbook of Political Methodology.

Beck. N, (2001). "Time-Series Cross Section Data: What Have We Learned in The Past Few Years?", Annual Review Political Science, 4, pp: 271-293.

Blundell, R., S. Bond, (1998). "Initial Conditions and Moment Restrictions in Dynamic Panel Data Models", Journal of Econometrics, 87, 1, pp: 115–43.

Cornia, Gary C. and Ray D. Nelson.(2010)." State Tax Revenue Growth and Volatility", Federal Reserve Bank of ST. Louis Regional Economic Development Volume 6, Number 1 .

Depalo Domenico .(2008)." A seasonal unit root test with STATA", Tor Vergata University, Milan, October 21st.

Dye, Richard F. and David F. Merriman.(2004)." State Revenue

Stability: Alternative Conceptualizations", National Tax Association Annual Conference, November .
Groves, Harold M., and C. Harry Kahn.(1952)." The Stability of State and Local Tax Yields. "American Economic Review 42 (March 1952): 87-102.
Hayakawa, K. (2006). "Small Sample Bias Properties of The System GMM Estimator in Dynamic Panel Data Models", Economics Letters 95 (2007), pp: 32–38.
Holcombe, Randall G., and Russell S. Sobel.(1997)."Growth and Variability in State Tax Revenue: An Anatomy of State Fiscal Crises". Westport, CT: Greenwood Press.
Hyylleberg, S., Engle, R. F., Granger, W. J., Yoo, B. S., (1990). "Seasonal Integration and Cointegration", Journal of Econometrics 44, 215-238.
International Bureau of Fiscal Documentation, http://www.ibfd.org/.
Marti Judith P.(2009)." Tax Evasion ,Technology Shocks and The Cyclicality of Government Revenue", Autonomus University of Barcelona .
Matyas, L. and Sevestre P. (1992). "The Econometric Analysis of Panel Data", Handbook of Theory and Application, Dordrech, Kluwer Academic Press.
Mur.J.,Lauridsen.J. (2002)."Outliers in Cross-Sectional Regressions", working paper.
Nuri UÇAR and Hüseyin GÜLER.(2008). "SEASONAL PANEL UNIT ROOT ESTIMATION: THEORY and INFERENCE", WP.
Poterba, James M. (1994)."State Responses to Fiscal Crises: The Effects of Budgetary Institutions and Politics", Journal of Political Economy 102 (August 1994): 799-821.
Richard F Dye,David F Marriman (2004). "State Revenue Stability: Alternative Conceptunization",University of Illinois, National Tax Association Annual Conference.
Russell Sobel and Gary A. Wagner.(2003). "Cyclical Variability in State Government Revenue: Can Tax Reform Reduce it?", State Tax Notes, August .
Sancak, cemile. Ricardo velloso and Jing Xing. (2010)."Tax Revenue Response to The Business Cycle", IMF working papers.
Seyfried, William and Louis Pantuosco. (2003). "Estimating the Sensitivity of State Tax Revenue to Cyclical and Wealth Effects",

Journal Of Economics And Finance -9 Volume 27 * Number I-9 Spring.
Shekhar, S., Lu,C., Zhang.P. (2002)."Detecting Graph-based Spatial Outliers", Intelligent Data Analysis 6, pp:451-468.
Sobel, Russell S., and Randall G. Holcombe.(1996)."Measuring the Growth and Variability of Tax Bases Over the Business Cycle". National Tax Journal 49 (December 1996): 535-552.
Stock, James H. and Watson, Mark W.(1989). "New Indexes of Coincident and Leading Economic Indicators," in O.J. Blanchard and S. Fischer, eds., NBER Macroeconomics Annual 1989. Cambridge, MA: MIT Press, 1989, pp. 351-94.
Wilford, Walton Terry.(1965)." State Tax Stability Criteria and the Revenue-Income Coefficient Reconsidered". National Tax Journal 18 (September 1965): 304-312.