

تأثیر جهانی‌شدن بر شاخص مالیات به هزینه‌های جاری دولت

محمد مهدی برقی اسکویی^۱

ناهید عاشوری^۲

اکبر عاشوری^۳

تاریخ دریافت: ۱۳۹۴/۳/۱۹ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۵/۷/۲۸

چکیده

سازگاری مخارج جاری دولت با درآمدهای مالیاتی یکی از مهمترین شاخص‌های ارزیابی عملکرد دولت‌ها در اقتصاد سیاسی و بخش عمومی می‌باشد. همچنین جهانی‌شدن باعث می‌شود که دولت‌ها نقش انحصاری خود را در اعمال سیاست‌های مالی از دست بدهند. این مقاله به بررسی نقش متغیرهای جهانی‌شدن، درآمدهای نفتی، تورم و رشد اقتصادی بر شاخص درآمد مالیاتی بر هزینه‌های جاری دولت (T/G) اقتصاد ایران طی سال‌های ۱۳۹۳-۱۳۴۹ با استفاده از روش خودتوضیح با وقفه‌های توزیعی (ARDL) می‌پردازد. بر طبق نتایج، شاخص جهانی‌شدن در کوتاه‌مدت تأثیر مثبت و در بلندمدت تأثیر منفی بر شاخص T/G دارد. بنابراین در کوتاه‌مدت «فرضیه کارایی» جهانی‌شدن و در بلندمدت «فرضیه جبران» جهانی‌شدن برای اقتصاد ایران صادق می‌باشد. شاخص درآمدهای نفتی هم در بلندمدت و هم در کوتاه‌مدت تأثیر منفی و معنادار بر شاخص T/G دارد. این نتیجه تأییدی بر صادق بودن «فرضیه نفرین منابع» در مورد سیاست‌های مالی دولت دارد که موجب ناکارایی شاخص مالیات بر هزینه‌های جاری دولت می‌شود. همچنین تولید سرانه حقیقی بدون نفت و نرخ تورم به ترتیب تأثیر مثبت و منفی بر عملکرد شاخص T/G در طی بازه زمانی تحقیق داشته‌اند. مهمترین پیشنهادات سیاستی حاصل از این پژوهش برای پژوهش‌گران و سیاست‌گذاران بحث شده است.

واژه‌های کلیدی: درآمد کل مالیاتی، مخارج جاری دولت، شاخص جهانی‌شدن کوف (KOF)، نفرین منابع

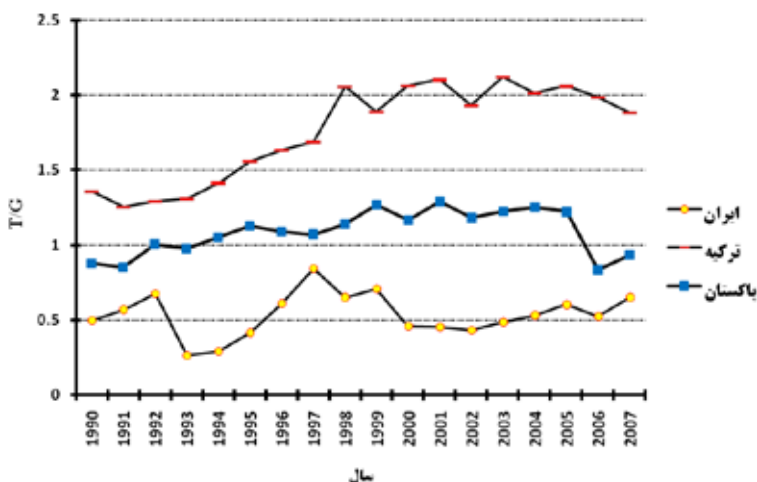
۱. عضو هیات علمی اقتصاد، گروه اقتصاد دانشکده اقتصاد و مدیریت دانشگاه تبریز (نویسنده مسئول) mahdi_oskoee@yahoo.com

۲. دانشجوی دکتری اقتصاد دانشگاه تبریز Ashouri1990@yahoo.com

۳. کارشناسی ارشد حسابداری

۱- مقدمه

در اغلب تحقیقات اقتصادی و مطالعات تجربی، مالیه عمومی از شاخص نسبت درآمد کل مالیات به تولید ناخالص داخلی به عنوان شاخص ارزیابی نظام مالیاتی استفاده شده و شاخص نسبت مالیات به هزینه‌های جاری توجه کمی را به خود جلب کرده است. افزایش شاخص T/G ، مستلزم کارایی نظام مالیات ستانی و کنترل هزینه‌های جاری دولت می‌باشد. تأمین کامل مخارج جاری دولت از محل درآمدهای مالیاتی، یکی از اهداف مهمی است که همواره مورد توجه سیاست‌گذاران اقتصادی کشور بوده است. با این حال، مقایسه نسبت مالیات به هزینه‌های جاری ایران با برخی از کشورها نیز حکایت از نقش ضعیف مالیات در تأمین هزینه‌های جاری دولت دارد (نمودار ۱). از سوی دیگر، بررسی روند رشد درآمدهای مالیاتی حاکی از عملکرد مناسب سازمان امور مالیاتی طی سالیان گذشته دارد، درحالی که نسبت مالیات به هزینه‌های جاری دولت رشد چندانی نیافته است؛ که این حاکی از بزرگ بودن اندازه بخش دولت در اقتصاد ایران و افزایش غیرضروری هزینه‌ها برای اداره امور کشور است.

نمودار (۱)- روند شاخص T/G در کشورهای منتخب اکو

منبع: WDI

همانطور که نمودار (۱) نشان می‌دهد، شاخص T/G برای کل دوره منتخب برای اقتصاد ایران پایین‌تر از یک بوده و بیانگر این نکته می‌باشد که طی دوره مورد نظر هزینه‌های جاری دولت بیشتر از درآمد مالیاتی بوده و تقریباً ۵۰ درصد هزینه‌های جاری دولت توسط درآمدهای مالیاتی تأمین شده است. در مقابل این نسبت برای کشور ترکیه دارای یک روند صعودی و برای کل دوره بیش‌تر از یک می‌باشد. از سوی دیگر،

حداقل مخارج جهت تأمین امنیت، فراهم کردن زیرساخت‌ها و تثبیت سیستم قضایی و قانون محوری در مدیریت کشوری توسط دولت ضروری است. در حالی که اندازه بیش از حد دولت باعث شکل‌گیری بسیاری از ناکارایی‌ها در اقتصاد خواهد شد.

بر طبق نظر فریدمن (۱۹۷۲) افزایش مالیات‌ها، تنها باعث بالا رفتن هزینه‌های دولت می‌شود؛ به گفته وی مشکل ما این نیست که مالیات کافی نداریم بلکه مشکل، بالا بودن میزان هزینه‌هاست. افزایش مالیات‌ها به این معنی است که ما کسری بالایی خواهیم داشت که با یک سطح بالاتر هزینه‌های دولتی همراه است. اما بر طبق نظر بوکانن و واگنر (۱۹۷۷) هرگاه هزینه‌ها به شکل کامل بوسیله مالیات مستقیم جبران شود، مردم بایستی هزینه‌های خودشان را کاهش دهند و اگر از طریق مالیات‌های غیر مستقیم تأمین شود، قیمت‌ها (به شکل تورم و نرخ بهره) افزایش می‌یابد و اندازه دولت (هزینه‌های دولتی) رشد پیدا می‌کند. چنین حوادثی سبب بی‌ثباتی اقتصاد گشته و همچنین موجباتی را فراهم می‌کند که اندازه دولت، رشد بیشتری می‌نماید (چهار محالی و خدایی، ۱۳۸۳: ۱۵۲).

بر طبق ادبیات مالیه بین‌الملل دولت‌ها در فرآیند جهانی‌شدن^۱ نقش انحصاری خود را در اعمال سیاست‌های مالی از دست می‌دهند. جهانی‌شدن به فرآیندی اشاره دارد که طی آن وابستگی متقابل کشورها به همدیگر در نتیجه ادغام فزاینده تجارت، مردم و ایده‌ها در بازار جهانی، بیشتر می‌شود. جهانی‌شدن تحت دو فرضیه کارایی و جبران بر ساسیت‌های مالی دولت‌ها تأثیر می‌گذارد و رقابت مالیاتی یکی از مهم‌ترین پیامدهای جهانی‌شدن می‌باشد. فلاح‌شمس (۱۳۸۹) در مطالعه خود بیان می‌کند که در اقتصاد امروزی، جهانی‌شدن ضرورتی ناگزیر بوده و تمام برنامه‌های اقتصادی کشورها را تحت تأثیر خود قرار داده است. همچنین متغیر دیگری که در اقتصادهای نفتی بر سیاست‌های مالی دولت‌ها تأثیر می‌گذارد، منابع و ذخایر انرژی و درآمدهای حاصل از فروش آنها می‌باشد که تحت عنوان فرضیه نفرین منابع^۲ باعث ناکارآمدی دولت‌ها و شاخص T/G می‌شود. صامتی و اسمعیل درجانی (۱۳۹۲) و گرایبی نژاد و چپرادر (۱۳۹۱) در مطالعه خود به این نتیجه رسیدند که ثروت‌های بادآورده ناشی از منابع نفتی، نیاز به مالیات‌گیری را کاهش می‌دهد و کارایی سیستم مالیاتی را پایین می‌آورد.

با عنایت به موارد فوق، به نظر می‌رسد افزایش بی‌رویه هزینه‌های دولت در برخی سال‌ها نقش عمده‌ای در وضعیت نه‌چندان مناسب نسبت مالیات به هزینه‌های جاری دولت در ایران داشته است. لذا لازم است عوامل مؤثر بر نسبت T/G و راهکارهای بهبود این شاخص به طور ویژه مورد مطالعه و بررسی قرار گیرد.

1. Globalization

2. Resource Curse

نوآوری این پژوهش هم در موضوع و عنوان پژوهش و هم بررسی اثر شاخص جهانی شدن و پدیده نفرین منابع بر شاخص T/G در چارچوب رهیافت آزمون کرانه‌ها می‌باشد. همچنین در این پژوهش از شاخص جامع جهانی‌شدن کوف (KOF) بهره جسته‌ایم. نتایج نشان‌دهنده صادق بودن فرضیه کارایی جهانی‌شدن در کوتاه‌مدت و فرضیه جبران جهانی‌شدن در بلندمدت برای اقتصاد ایران است.

ادامه مقاله بدین صورت تنظیم شده است: در بخش دوم مبانی نظری و پیشینه پژوهشی مرور شده و در ادامه روش‌شناسی مطالعه بیان شده و نحوه تخمین ضرایب کوتاه‌مدت و بلندمدت در چارچوب مدل ARDL توضیح داده می‌شود. در بخش بعدی نتایج آزمون‌های تشخیصی و ریشه واحد (معمولی و غیرخطی با لحاظ شکست‌های ساختاری) ارایه شده و مدل تصریحی تخمین‌زده می‌شود. بخش پنجم به بحث و نتیجه‌گیری اختصاص یافته و در آخر نیز پیشنهادات سیاستی برای پژوهش‌گران و سیاست‌گذاران ارایه شده است.

۲- مبانی نظری

در حالت عمومی چهار دیدگاه درباره تبیین اندازه دولت در اقتصاد وجود دارد که عبارتند از: واگنر (۱۹۱۱) و ماسگریو (۱۹۶۹) علت اصلی رشد مخارج دولتی را صنعتی‌شدن، افزایش درآمد سرانه و توسعه اقتصادی می‌دانند. پیکاک و وایزمن (۱۹۶۱)، طبق نظریه چرخ دنده‌ای رشد مخارج دولت^۱ خود، بر این باورند که شرایط بحرانی زودگذر، باعث افزایش مخارج دولت می‌شود و این مخارج در سطحی بالاتر از سطح مخارج قبل از بحران باقی می‌ماند. همچنین طبق نظریه بامول (۱۹۷۲)، بخش عمومی نسبت به بخش خصوصی کاربر بوده و همچنین بهره‌وری در بخش دولتی به مراتب کمتر از بخش خصوصی است. درحالی‌که افزایش دستمزد در بخش دولتی و خصوصی، شبیه به هم است و همین امر باعث افزایش قیمت کالاها و خدمات دولتی می‌شود و در نتیجه سهم اسمی مخارج دولتی در کل تولید ناخالص ملی افزایش می‌یابد (محنت‌فر و مجاوریان، ۱۳۸۶: ۸۳).

رابطه جهانی‌شدن و شاخص T/G

جهانی‌شدن فرآیندی است که طی آن به تدریج از اهمیت مرزها و فواصل جغرافیایی کاسته شده و تمامی کشورها به یک حد استاندارد (از لحاظ متغیرهای کلان اقتصادی، سیاسی و غیره ...) همگرا می‌شوند. واژه جهانی‌شدن به طور گسترده از سال ۱۹۸۰ مورد توجه قرار گرفت؛ یعنی زمانی که پیشرفت‌های تکنولوژیکی باعث تسریع معاملات بین‌المللی شد. جهانی‌شدن بر ساختار نظام مالیات‌ستانی و هزینه‌های دولت تأثیر بسزایی دارد؛ چرا که در نتیجه ادغام بین‌المللی کشورها (یا اقتصادها)، دولت‌ها نقش انحصاری

خود در اعمال سیاست‌های مالی (انبساطی و انقباضی) را از دست می‌دهند و بایستی به عکس‌العمل‌هایی استراتژیک در مقابل کشورهای شریک دست بزنند. علاوه بر این، به خاطر جهانی‌شدن، نااطمینانی و تعدیل‌های ساختاری در یک اقتصاد افزایش می‌یابد که به نوبه خود بر سیاست‌های مالی تأثیر می‌گذارد. در ادبیات اقتصاد سیاسی، اثرات جهانی‌شدن بر سیاست‌های مالی دولت‌ها توسط دو اصطلاح «فرضیه کارایی»^۱ و «فرضیه جبران»^۲ توضیح داده می‌شود. فرضیه کارایی بیان می‌کند که دولت‌ها در جذب عوامل تولید (نیروی کار، سرمایه) و کالاهای باکیفیت با هم رقابت می‌کنند. که در این میان، دولت‌های محلی به تدریج ادغام شده و تحلیل می‌روند (تأثیرپذیری از خارج افزایش و تأثیرگذاری داخلی کاهش می‌یابد). در مقابل، فرضیه جبران بیان می‌کند که دولت‌ها به منظور اطمینان بخشی به شهروندان در برابر ریسک ناشی از جهانی‌شدن، اقدام به افزایش رفاه ملی خود کرده و سیاست‌های مالی انبساطی (افزایش مخارج جاری (G) و کاهش مالیات (T)) را در پیش می‌گیرند (بریشگر و هتیچ، ۲۰۰۲: ۶۹۷).

در این بین، رقابت مالیاتی^۳ یکی از مهمترین نتایج فرضیه کارایی می‌باشد. رقابت مالیاتی بیشتر بر روی عامل تولید سرمایه که از لحاظ بین‌المللی متحرک می‌باشد، تمرکز می‌کند. البته شایان ذکر است مفهوم کارایی را می‌توان برای سایر جنبه‌های رقابت دولت‌ها بکار برد؛ از جمله رقابت برای جذب نیروی کار، مصرف‌کننده، دفع مشکلات زیست‌محیطی و تدارک کالای عمومی بهره‌ورتر.

در این مطالعه به منظور مدل‌سازی رقابت مالیاتی، کشورهای یکسانی را فرض می‌کنیم که هر کشور دارای تعداد زیادی خانوار، بنگاه و دولت را شامل می‌شود. همچنین در داخل هر کشور بنگاه‌ها در یک بازار رقابتی کامل یک کالای همگن را با به کارگیری دو عامل سرمایه و نیروی کار تولید می‌کنند. کالای همگن تولید شده به خانوار داخلی به عنوان کالای مصرفی فروخته می‌شود. همچنین دولت می‌تواند با خرید و تغییر این کالای همگن آن را به عنوان کالای عمومی به مردم عرضه کند. خانوارها دارای سرمایه ثابت بوده و دارای نیروی کار بی‌تحرک و بی‌کشش می‌باشند. در این مدل سرمایه از لحاظ بین‌المللی متحرک بوده و خانوارها می‌توانند سرمایه خود را در هر جایی که دوست دارند، سرمایه‌گذاری کنند. بدیهی است که سرمایه به جایی سوق داده می‌شود که در آنجا سود خالص (سود-مالیات) سرمایه‌گذاری بیشتر باشد. همچنین خانوارها منابع مالی مورد نیاز برای خرید کالا را از طریق درآمد حاصل از عرضه نیروی کار (دستمزد) و درآمد حاصل از سرمایه‌گذاری بدست می‌آورند. در این مدل مطلوبیت خانوارهای یکسان رابطه مثبت با مصرف

-
1. Efficiency Hypothesis
 2. Compensation Hypothesis
 3. Tax Competition

کالای خصوصی (شخصی) و کالای بخش عمومی دارد. همچنین دولت هزینه عرضه کالای عمومی را فقط از طریق مالیات‌بندی بر عامل سرمایه تأمین مالی می‌کند.

در ادامه فرض می‌شود که دولت طبق یک رفتار بهینه عمل می‌کند؛ یعنی نه مالیات بیش از حد می‌گیرد و نه درآمدی را تلف می‌کند. بنابراین دولت با انتخاب نرخ مالیات بر درآمد سرمایه، کالای عمومی را با هدف حداکثر کردن مطلوبیت خانوار، با توجه به قید (۱) فراهم می‌کند؛

$$G = \tau \cdot K, \quad (۱)$$

که در آن G عرضه کالای عمومی، τ نرخ مالیات سرمایه (نسبت مالیات سرمایه به کل موجودی سرمایه) و K نیز موجودی سرمایه داخلی می‌باشد. در نقطه بهینه اجتماعی، دولت نرخ مالیات بر سرمایه (τ) را طوری انتخاب می‌کند که رابطه (۲) برقرار باشد.

$$MB^{soc} = MC^{soc}, \quad (۲)$$

که در آن MB^{soc} و MC^{soc} به ترتیب فایده نهایی و هزینه نهایی اجتماعی می‌باشند. به منظور تعیین و تبیین اجزای هزینه نهایی اجتماعی (MC^{soc})، با دیفرانسیل‌گیری کامل از رابطه (۱) می‌توان به رابطه زیر دست یافت؛

$$dG = d\tau \cdot K + \tau \cdot dK, \quad (۳)$$

بخش اول طرف راست رابطه (۳)، $d\tau \cdot K$ ، بیانگر هزینه انفرادی نهایی مالیات‌بندی (MC^{priv}) بوده و در نتیجه کاهش فرصت‌های مصرف خصوصی به خاطر کاهش درآمد اسمی (در نتیجه کسر مالیات)، بوجود می‌آید. بخش دوم طرف راست رابطه (۳)، $\tau \cdot dK$ ، اثر پایه مالیاتی سرمایه می‌باشد. برای یک اقتصاد بسته و ایستا، اثر مذکور ناچیز و صفر است (زیرا؛ $dK=0$). از این رو شرط عمومی بهینه (رابطه ۲) به صورت شرط کارایی ساموئلسون^۱ بیان می‌شود؛

$$MB^{soc} = MC^{priv}, \text{ with } \tau = \tau^{opt} \text{ and } G = G^{opt}, \quad (۴) \text{ که در آن،}$$

$$MB^{soc} = \sum MB^{priv},$$

این اولین نتیجه بهینه است. دولت با انتخاب نرخ بهینه مالیات بر درآمد سرمایه، τ^{opt} ، مقدار بهینه کالای عمومی، G^{opt} ، را به شهروندان ارائه می‌دهد. به هر حال، اگر به عامل سرمایه اجازه تحرک بین‌المللی داده

شود، در این صورت با افزایش نرخ مالیات بر سرمایه خروج سرمایه ($dK \neq 0$) را خواهیم داشت. بنابراین در این حالت هزینه نهایی خروج سرمایه را خواهیم داشت و هزینه نهایی اجتماعی مالیات‌بندی با جمع هزینه انفرادی نهایی مالیات‌بندی (MC^{priv}) و هزینه نهایی خروج سرمایه (MC^{outfl}) برابر خواهد بود. بنابراین برای یک اقتصاد باز شرط عمومی بهینه (رابطه ۲) به صورت قانون تعدیل‌یافته ساموئلسون (رابطه ۵) بیان می‌شود:

$$MB^{soc} = MC^{priv} + MC^{outfl}, \text{ with } \tau < \tau^{opt} \text{ and } G < G^{opt}, \quad (5)$$

که در آن،

$$MB^{soc} = \sum MB^{priv},$$

با توجه به رابطه (۵)، چون هزینه نهایی اجتماعی مالیات‌بندی برای یک اقتصاد باز بیشتر از یک اقتصاد بسته است، بایستی فایده نهایی اجتماعی ناشی از تدارک کالای عمومی نیز بیشتر باشد. بنابراین به منظور برآورده ساختن دومین شرط کارایی (رابطه ۴)، نرخ مالیات بر درآمد سرمایه و عرضه کالای عمومی در حالت غیربهینه قرار دارد. شایان ذکر است که مدل رقابت مالیاتی به چند صورت مختلف توسعه داده شده است که در این پژوهش حالت ساده آن و برای دو کشور کوچک و یکسان در نظر گرفته شده است. بوکوفسکی (۱۹۹۱) و ویلسون (۱۹۹۱) مدل رقابت مالیاتی را برای دو کشوری بررسی کردند که برای دستیابی به سرمایه متحرک بین‌المللی رقابت می‌کنند. آنها نشان دادند که کشور کوچکتر در نهایت با پایه مالیاتی حساس روبرو خواهد شد و در تعادل نرخ مالیات بر درآمد سرمایه کوچکتری را انتخاب می‌کند. در مقابل کشور بزرگتر نرخ مالیات بر درآمد سرمایه بزرگتری را اتخاذ می‌کند چرا که پایه مالیاتی‌اش به صورت سرانه کاهش پیدا می‌کند.

همچنین رودریک (۱۹۹۸) برای تبیین رابطه بین اندازه دولت و درجه بازی تجاری و آزمون فرضیه جبران، یک مدل سه بخشی (شامل بخش‌های؛ خصوصی، عمومی و خارجی) را در نظر گرفت و عنوان کرد که افزایش در ریسک تجاری موجب تخصیص مجدد منابع به سمت فعالیت بخش عمومی و بزرگ شدن اندازه دولت می‌شود.^۱ در نهایت می‌توان گفت که فرضیه‌های کارایی و جبران نقش مهمی در توضیح رفتار سیاست‌های مالی دولت‌ها در مسیر جهانی‌شدن و ادغام بین‌المللی دارند؛ که اولی مربوط به درآمدها

۱. به منظور دستیابی به مدل نظری فرضیه جبران به مقاله تقی‌نژاد عمران و شهری‌فر (۱۳۹۱) و رودریک (۱۹۹۸) رجوع کنید.

و دومی مربوط به هزینه‌ها می‌باشد.

۳- پیشینه پژوهش

در این بخش ابتدا به خلاصه‌ای از مهمترین مطالعات تجربی (داخلی و خارجی) مرتبط با موضوع پژوهش حاضر اشاره شده و در ادامه این مطالعات جمع‌بندی شده و نوآوری مطالعه حاضر بیان می‌شود. رضایی و همکاران (۱۳۹۰)، در مطالعه خود با عنوان «آزمون اثرات انگیزه‌های رانت جویانه بر درآمدهای مالیاتی (رابطه بین ترکیب مخارج دولت و درآمدهای مالیاتی)» ضمن ارائه مدلی برای درآمدهای مالیاتی که بر مبنای اقتصاد خرد استوار بود، شاخص انگیزه‌های رانت جویی از مخارج دولت را با استفاده از روش تحلیل مؤلفه‌های اصلی اندازه‌گیری کرده و اثرات آن را به همراه سایر متغیرها بر درآمدهای مالیاتی نشان دادند. به طور کلی، نتایج حاصل از این مطالعه نشان می‌دهد که نسبت مالیات به GDP، با کاهش رانت جویی، افزایش درآمد، کاهش سهم کشاورزی در تولید، بازتر شدن اقتصاد و افزایش درآمدهای نفتی افزایش می‌یابد. در بین این متغیرها، اثرات درآمدهای نفتی از همه بزرگتر است. همچنین نتایج حاصل رگرسیون تعمیم یافته (IV-GLS) بیانگر آن است که افزایش در تورم نسبت مالیاتها را کاهش می‌دهد. افزایش نرخ ارز مؤثر واقعی، اگر چه بر درآمد مالیاتی اثر مثبت دارد ولی از نظر آماری معنی‌دار نیست. همین‌طور، اصلاحات ساختاری اثر مثبت و معنی‌داری بر درآمدهای مالیاتی داشته است.

تقی‌نژاد عمران و شهروزی‌فر (۱۳۹۱)، در مطالعه خود فرضیه جبرانی رودریک (۱۹۹۸) را برای کشورهای با درآمد متوسط به پایین، شامل ایران، طی بازه زمانی ۲۰۰۰ تا ۲۰۰۶ آزمون کردند. بدین منظور آنها از تکنیک‌های اقتصادسنجی داده‌های تابلویی و تخمین‌زن اثرات ثابت بهره بردند. بر طبق نتایج آنها متغیر درجه باز بودن تجاری به طور مثبت و معناداری بر اندازه دولت در گروه منتخب کشورها اثر داشته است. همچنین آنها عنوان کردند که با توجه به روند کنونی سیاست کوچک‌سازی اندازه دولت در کشورها، سیاست‌گذاران در تدوین سیاست‌ها باید به گونه‌ای عمل کنند که به نقش جبرانی دولت آسیبی وارد نشود. سلطانی و پورغفار دستجردی (۱۳۹۱) با استفاده از یک مدل لگاریتمی، درآمدهای مالیاتی و تأثیر شاخص جهانی‌شدن به همراه برخی متغیرهای کلان اقتصادی را با استفاده از مدل خود توضیح‌برداری با وقفه‌های گسترده (ARDL) برای بازه زمانی (۱۳۸۵-۱۳۵۲) مورد بررسی قرار دادند و ضرایب بلندمدت و همچنین همجمعی بین متغیرها را با کمک الگوی تصحیح خطا ارزیابی کردند. نتایج حاصل نشان‌دهنده وجود یک رابطه مثبت بین درآمدهای مالیاتی و خروج سرمایه می‌باشد. شایان ذکر است که آنها در این مطالعه از شاخص درجه بازی تجاری (نسبت مجموع صادرات و واردات به تولید ناخالص داخلی) به عنوان پراکسی

جهانی‌شدن استفاده کرده‌اند.

چهارم‌حالی و خدایی (۱۳۸۳) در مطالعه خود رابطه علیت بین هزینه‌های جاری دولت و درآمدهای مالیاتی در اقتصاد ایران را برای سال‌های ۱۳۸۲-۱۳۵۰ از دیدگاه تجربی مورد بررسی قرار دادند. نتایج حاصل، حکایت از وجود ارتباط دو طرفه بین دو متغیر بیان شده دارد به صورتی که تغییر هزینه‌های جاری دولت، درآمدهای مالیاتی را تحت تأثیر قرار داده است و بالعکس.

بریشگر و هتیچ (۲۰۰۲)، در مطالعه خود رابطه بین جهانی‌شدن، تحرک سرمایه و رقابت مالیاتی را با استفاده از شواهد نظری و تجربی برای ۱۴ کشور عضو سازمان همکاری اقتصادی و توسعه، در دوره زمانی ۱۹۶۷ تا ۱۹۹۴ بررسی کردند. بر طبق نتایج باز بودن اقتصاد بر رشد، مخارج رفاهی و اجتماعی اثر مثبت و معنادار داشته که حاکی از تأیید فرضیه جبرانی رودریک است.

دریهر (۲۰۰۳)، در مطالعه خود با عنوان «تأثیر جهانی‌شدن بر درآمدهای مالیاتی و هزینه‌های اجتماعی: شواهد تجربی از کشورهای OECD» با بهره‌گیری از تخمین‌زن‌های پانلی طی دوره زمانی ۲۰۰۰-۱۹۷۰ به نتایج مقابل رسید: ۱- جهانی‌شدن باعث افزایش نرخ مالیات بر درآمد سرمایه شده است. ۲- با در نظر گرفتن روش تخمین، جهانی‌شدن (یا ادغام) اجتماعی بر سیاست‌های مالی دولت تأثیر می‌گذارد ولی ادغام سیاسی تأثیر معناداری بر سیاست‌های اقتصادی ندارد.

شلتون (۲۰۰۷)، در مطالعه خود با تقسیم‌بندی مخارج دولت به سه گروه آموزشی، بهداشتی و دفاعی، با استفاده از اطلاعات ۱۰۰ کشور جهان طی دوره زمانی ۱۹۷۰ تا ۲۰۰۰ فرضیه جبران رودریک را تأیید کرد. بر طبق نتایج وی، درجه بازی تجاری تأثیر مثبت و معنادار بر اندازه دولت داشته و باعث افزایش مخارج جاری دولت می‌شود.

۴- جمع‌بندی مطالعات و جنبه‌های نوآوری پژوهش

در جمع‌بندی مطالعات صورت گرفته شده می‌توان گفت که در تمامی این مطالعات از شاخص نسبت درآمد کل مالیاتی به GDP به عنوان متغیر وابسته مدل و کارایی نظام مالیاتی استفاده شده است. در این صورت فقط امکان آزمون فرضیه کارایی جهانی‌شدن مقدور بوده و فرضیه جبران قابل آزمون نیست. در این مطالعه از شاخص درآمد کل مالیاتی به هزینه‌های جاری دولت (T/G) به عنوان شاخص کارایی نظام مالیات عمومی دولت استفاده شده و امکان آزمون هم‌زمان هر دو فرض کارایی و جبران جهانی‌شدن را مقدور می‌سازد. همچنین در مطالعات تجربی صورت گرفته شده (از جمله مطالعه سلطانی و پورغفار دستجردی، ۱۳۹۱) از شاخص درجه بازی تجاری (نسبت مجموع صادرات و واردات از تولید ناخالص داخلی) به عنوان پراکسی

جهانی شدن استفاده شده است که به جهت علمی و تجربی ناکارآمد است؛ چرا که تجارت فقط یک بعد جهانی شدن می باشد. در این مطالعه از شاخص جهانی شدن کوف استفاده شده است. شاخص جهانی شدن کوف، شاخصی جامع بوده و هر سه بعد جهانی شدن (اقتصاد، اجتماع و سیاست) را لحاظ می کند (دریهر و همکاران، ۲۰۰۸).

۵- روش شناسی و مدل تحقیق

با توجه به مطالب ذکر شده، هدف این تحقیق بررسی نحوه و شدت اثرگذاری متغیرهای جهانی شدن، درآمدهای نفتی، تولید سرانه و تورم بر شاخص نسبت درآمد مالیاتی به هزینه جاری (T/G) در اقتصاد ایران برای دوره زمانی ۱۳۹۳-۱۳۴۹ است. بدین منظور مدل خود توضیح با وقفه های توزیعی ($ARDL$)^۱ زیر در چارچوب داده های سری زمانی تصریح می شود^۲:

$$\left(\frac{T}{G}\right)_T = \beta_1 + \sum_{i=1}^p \beta_2 \left(\frac{T}{G}\right)_{T-i} + \sum_{i=1}^{p1} \beta_3 \ln Y_{T-i} + \sum_{i=1}^{q2} \beta_4 GLO_{T-i} + \sum_{i=1}^{q3} \beta_5 \ln OR_{T-i} + \sum_{i=1}^{q4} \beta_6 P_{T-i} + \epsilon_t \quad (۶)$$

که در آن؛ $\left(\frac{T}{G}\right)$ ، شاخص نسبت مالیات به هزینه های جاری دولت؛ $\ln Y$ ، لگاریتم طبیعی درآمد سرانه واقعی به قیمت ثابت (بدون نفت) سال ۱۳۸۳؛ GLO ، شاخص جهانی شدن؛ $\ln OR_t$ ، لگاریتم طبیعی درآمدهای نفتی (پروکسی وفور منابع طبیعی و انرژی)؛ P_t ، رشد شاخص قیمت مصرف کننده (نرخ تورم) و ϵ_t ، جزء اخلاص به منظور مدل سازی تغییرات پیش بینی نشده و اثر شوک ها می باشد. شایان ذکر است که در این مطالعه از متغیرهایی که به صورت نرخ رشد (تورم)، نسبت T/G و شاخص بدون واحد (جهانی شدن) هستند، لگاریتم گیری نشده و مدل به صورت نیمه لگاریتمی تصریح شده است.

در روش آزمون باند $ARDL$ چنانچه متغیر وابسته، Y_t و $X1_t$ و $X2_t$ متغیرهای توضیحی باشد، آنگاه به منظور تحلیل همگرایی مدل تصحیح خطای نامقید^۳ ($UECM$) زیر تخمین زده می شود:

$$\Delta Y_t = \alpha_0 + \nu_1 Y_{t-1} + \nu_2 X1_{t-1} + \nu_3 X2_{t-1} + \alpha_1 \sum_{i=1}^p \Delta Y1_{t-i} \quad (۷)$$

$$+ \alpha_2 \sum_{i=0}^p \Delta X1_{t-i} + \alpha_3 \sum_{i=0}^p \Delta X2_{t-i} + \theta W_t + \mu_t$$

فرضیه صفر و فرضیه مقابل در این آزمون به صورت مقابل تعریف می شود:

1. Auto Regressive Distributed Lag (ARDL)

۲. شایان ذکر است که این مدل با انجام تعدیلاتی از مطالعات رضایی و همکاران (۱۳۹۰)، بریشگر و هتیک (۲۰۰۲) استخراج شده است.

3. Unrestricted Error Correction Model (UECM)

$$\begin{aligned} H_0 : v_1 = v_2 = v_3 = 0 \\ H_1 : v_1 \neq v_2 \neq v_3 \neq 0 \end{aligned} \quad (8)$$

در فرمول بالا، ضرایب بلندمدت، عرض از مبدا و بردار اجزاء برون‌زا می‌باشد. مقادیر با وقفه ΔY و مقادیر با وقفه و جاری ΔX ، پویایی‌های کوتاه‌مدت را نشان می‌دهند. در این روش، دو حد بحرانی ارائه شده است؛ حد بالایی برای سری‌های زمانی $I(1)$ و حد پایینی برای سری‌های زمانی $I(1)$ ، چنانچه مقدار آماره F محاسبه شده از مقدار حد بالایی بیشتر باشد، فرض صفر عدم همگرایی رد می‌شود؛ و چنانچه مقدار F کمتر از حد پایینی باشد، فرض صفر رد نمی‌شود و در صورتی که آماره F درون محدوده‌ها قرار گیرد، نمی‌توان نتیجه‌ای گرفت (پسران و همکاران، ۲۰۰۱). آماره F محاسبه شده با مقادیر بحرانی ارائه شده توسط نارایان (۲۰۰۵) که برای نمونه‌های با حجم کم (نمونه‌های کمتر از ۸۰ داده) محاسبه شده، مقایسه می‌شود. با توجه به موارد ذکر شده در بالا مدل تصحیح خطای نامقید به منظور آزمون رهیافت کرانه‌ها در این مطالعه به صورت زیر خواهد بود؛

$$\begin{aligned} \Delta \left(\frac{T}{G} \right)_t = a + v_1 \left(\frac{T}{G} \right)_{t-1} + v_2 \ln Y_{t-1} + v_3 GLO_{t-1} + v_4 \ln OR_{t-1} + v_5 P^*_{t-1} + a_1 \sum_{i=1}^p \Delta \left(\frac{T}{G} \right)_{t-i} + \\ a_2 \sum_{i=1}^p \Delta \ln Y_{t-i} + a_3 \sum_{i=1}^p \Delta GLO_{t-i} + a_4 \sum_{i=1}^p \Delta \ln OR_{t-i} + a_0 \sum_{i=1}^p \Delta P_{t-i} + \theta W_t + \mu_t \end{aligned} \quad (9)$$

به منظور بررسی وجود رابطه بلندمدت میان متغیرها در چارچوب رهیافت آزمون کرانه‌ها، پسران و همکاران (۲۰۰۱) پنج حالت را معرفی کرده‌اند که در پژوهش حاضر حالت سوم با عرض از مبدا نامقید و بدون روند^۱، حالت چهارم با عرض از مبدا نامقید و روند مقید^۲ و همچنین حالت پنجم با عرض از مبدا نامقید^۳ و روند نامقید که بیشترین مطابقت را با واقعیات و داده‌های اقتصادی دارند، مورد استفاده قرار می‌گیرند (پسران و همکاران، ۲۰۰۱: ۲۹۰). گام بعدی پس از وجود رابطه تعادلی بلندمدت تخمین ضرایب بلندمدت و مدل تصحیح خطای متناظر با آن است. بر طبق مدل تصحیح-خطا (ECM)^۴ سرعت تعدیل خطای تعادل کوتاه مدت (ϕ) به سمت رابطه تعادلی و بلندمدت برآورد می‌شود. مدل ECM تخمینی به منظور برآورد ضرایب کوتاه‌مدت و سرعت تعدیل در بلندمدت به صورت زیر تصریح می‌شود؛

$$\begin{aligned} \Delta \left(\frac{T}{G} \right)_t = \omega_1 + \sum_{i=1}^p \omega_2 \Delta \left(\frac{T}{G} \right)_{t-i} + \sum_{n=1}^{q1} \omega_3 \Delta \ln Y_{t-i} + \sum_{m=1}^{q2} \omega_4 \Delta GLO_{t-i} + \\ \sum_{j=1}^{q3} \omega_5 \Delta \ln OR_{t-i} + \sum_{j=1}^{q4} \omega_6 \Delta P_{t-i} + \phi ECM_{t-i} + \epsilon_t \end{aligned} \quad (10)$$

-
1. Unrestricted Intercept; No Trend
 2. Unrestricted Intercept; Restricted Trend
 3. Unrestricted Intercept; Unrestricted Trend
 4. Error Correction Model

مزیت استفاده از روش هم‌جمعی آزمون کرانه‌ها نسبت به سایر روش‌های هم‌جمعی از جمله روش جوهانسن-جوسیلیوس و انگل-گرنجر این است که این روش بیش از یک بردار هم‌جمعی بین متغیرهای مدل را در نظر گرفته و در صورت استفاده از این روش تخمین‌زنده‌ها دارای کارایی مجانبی خواهند بود. از روش هم‌جمعی جوهانسن-جوسیلیوس زمانی استفاده می‌شود که تمامی متغیرهای مدل انباشته از یک، $I(1)$ ، باشند یا به عبارت دیگر با یک بار تفاضل‌گیری پایا شوند. اما روش هم‌جمعی آزمون کرانه‌ها را، صرف نظر از اینکه متغیرهای مدل $I(1)$ ، $I(0)$ یا ترکیبی از هر دو باشند، می‌توان بکار برد (شادمهری و دیگران، ۱۳۸۹: ۴۴). علاوه بر این، بر خلاف سایر روش‌های هم‌جمعی مانند انگل-گرنجر و جوهانسن که برای نمونه‌های با حجم کم مناسب نیستند، رهیافت آزمون کرانه‌ها برای نمونه‌هایی با حجم کم نیز بسیار مناسب می‌باشد. همچنین، در روش جوهانسن باید طول وقفه بهینه تمام متغیرها مشابه باشد و نتایج حاصل از آن نسبت به وقفه انتخاب شده حساس است، اما در این روش نیازی به مشابه بودن طول وقفه بهینه برای متغیرها نیست و در نهایت اینکه، در آزمون هم‌جمعی جوهانسن باید انتخاب‌های زیادی مانند انتخاب متغیرهای برون‌زا و درون‌زا و انتخاب طول وقفه بهینه صورت پذیرد و نتایج به دست آمده نیز نسبت به این انتخاب‌ها حساس است اما در رهیافت آزمون کرانه‌ها این مشکلات وجود ندارد (پهلوانی و همکاران، ۲۰۰۵: ۷).

همچنین علاوه بر آزمون کرانه‌ها، رویکرد دیگر برای تشخیص و آزمون همگرایی بلندمدت، روش ارائه شده توسط بنرجی، دولادو و مستر (۱۹۹۲) می‌باشد. در این رویکرد فرضیه صفر و مقابل برای تشخیص همگرایی (رابطه) بلندمدت در مدل، به صورت رابطه (۱۰) تعریف می‌شود:

$$\begin{aligned} H_0: \sum_{i=1}^p a_i - 1 &\geq 0 \\ H_1: \sum_{i=1}^p a_i - 1 &\geq 0 \end{aligned} \quad (10)$$

که در آن، a_i نشان‌دهنده ضرایب خودرگرسیون متغیر وابسته در وقفه‌های مختلف است. همچنین فرضیه صفر بیانگر عدم وجود رابطه بلندمدت و فرضیه مقابل بیانگر وجود رابطه بلندمدت بین متغیر وابسته و متغیرهای توضیحی می‌باشد. در این روش کمیت آماره t برای آزمون وجود همگرایی بلندمدت بر طبق رابطه (۱۱) محاسبه می‌شود:

$$t = \frac{\sum_{i=1}^p a_i - 1}{\sum_{i=1}^p sd_i} \quad (11)$$

همانطور که مشاهده می‌شود در این آزمون، برای دستیابی به آماره t بایستی مجموع وقفه‌های متغیر وابسته

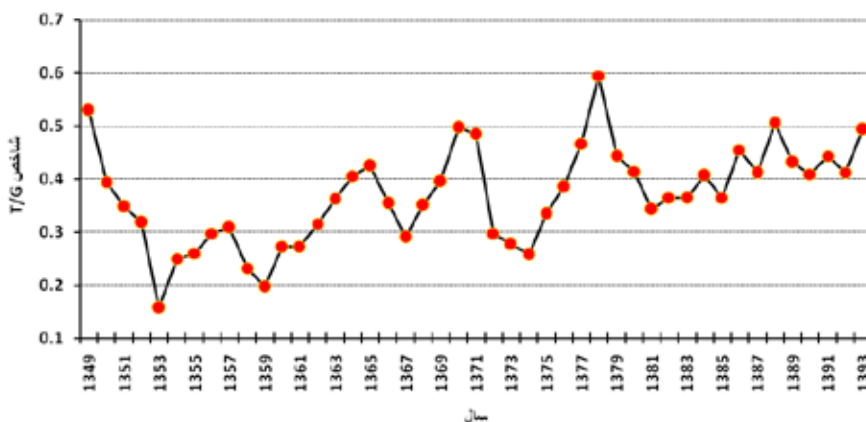
از یک کسر و بر مجموع انحراف معیار آنها تقسیم شود. اگر آماره t محاسبه شده در رابطه (۱۱) از مقدار کمیت بحرانی ارائه شده توسط بنرجی، دولادو و مستر بیشتر باشد، فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود همگرایی بلندمدت رد می‌شود (تشکینی، ۱۳۸۴). شایان یادآوری است که در این مطالعه به منظور انجام آزمون‌های تشخیصی آماری و برآورد مدل از نرم‌افزارهای اقتصادسنجی ایویوز (Eviews) نسخه ۹، میکروفیت (Microfit) نسخه ۴٫۱ و استیتا (Stata) نسخه ۱۲ استفاده شده است.

۶- تجزیه و تحلیل داده‌ها و نتایج تجربی

توصیف داده‌ها

شاخص T/G: در این مطالعه نسبت درآمد کل مالیاتی به کل مخارج جاری دولت تعریف شده است. آمار مربوط به درآمد کل مالیاتی و مخارج جاری دولت از سایت بانک اطلاعات سری‌های زمانی بانک مرکزی ج.ا.ایران^۱ و گزارش‌های منتشره شده توسط آن، بر واحد میلیارد ریال بدست آمده است. نمودار (۲)، روند شاخص مالیات به هزینه‌های جاری دولت را برای اقتصاد ایران طی دوره زمانی (۱۳۴۹-۱۳۹۳) نشان می‌دهد. همانطور که مشاهده می‌شود، روند مذکور نوسانی بوده و در سال‌های اولین شوک نفتی (۱۳۵۲)، انقلاب اسلامی و جنگ تحمیلی عراق علیه ایران و تعدیل ساختاری (دهه ۷۰ هجری شمسی) این نوسان بیشترین مقدار بوده است.

نمودار (۲) - روند شاخص T/G برای اقتصاد ایران طی سال‌های ۱۳۴۹-۱۳۹۳



منبع: بانک مرکزی

1. <http://tsd.cbi.ir/Display/Content.aspx>

شاخص جهانی شدن: در این مطالعه از شاخص جامع جهانی شدن کوف^۱ استفاده شده است. شاخص جهانی شدن کوف سه بعد مهم جهانی شدن را اندازه می‌گیرد و برای هر یک از این ابعاد یک شاخص جهانی شدن معرفی می‌کند و پس از تلفیق این سه بعد، یک شاخص جهانی شدن را برای هر کشور در هر سال محاسبه می‌کند. این سه بعد عبارتند از: اقتصاد، اجتماع و سیاست. شاخص جهانی شدن اجتماع با وزن ۳۸ درصدی دارای بالاترین وزن، شاخص جهانی شدن اقتصاد دارای وزن ۳۶ درصد و شاخص جهانی شدن سیاست دارای وزن ۲۶ درصد می‌باشند. شایان ذکر است که این شاخص ۱۵۶ کشور جهان را از سال ۱۹۷۰ میلادی (۱۳۴۹ هجری شمسی) به بعد پوشش می‌دهد (دریهر و همکاران، ۲۰۰۸). جدول (۱) شاخص جهانی شدن کوف و متغیرهای مؤثر در محاسبه آن را نشان می‌دهد.

جدول (۱) - شاخص جهانی شدن کوف (KOF) و متغیرهای اثرگذار در محاسبه آن

شاخص‌ها و متغیرها	وزن‌ها
۱ - جهانی شدن اقتصادی	(۳۶٪)
الف) جریان بخش حقیقی	۵۰٪
حجم تجارت (درصدی از GDP)	۲۱٪
سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی، موجودی سرمایه (درصدی از GDP)	۲۷٪
سرمایه‌گذاری پرتفوی (درصدی از GDP)	۲۴٪
پرداخت‌ها درآمدی به ملت‌های خارجی (درصدی از GDP)	۲۷٪
ب) محدودیت‌ها	۵۰٪
موانع موجود بر سر راه واردات پنهان	۲۴٪
نرخ تعرفه متوسط	۲۸٪
مالیات بر تجارت بین المللی (درصد از درآمد فعلی)	۲۶٪
محدودیت‌های حساب سرمایه	۲۲٪
۲ - جهانی شدن اجتماعی	(۳۸٪)
الف) داده‌های مربوط به تماس‌های شخصی افراد	۳۳٪
ترافیک تلفن	۲۵٪
انتقالات (درصدی از GDP)	۴٪

وزن‌ها	شاخص‌ها و متغیرها
۲۶٪	توریسم بین‌المللی
۲۱٪	جمعیت خارجی (به صورت درصدی از کل جمعیت)
۲۴٪	نامه‌های بین‌المللی
۲۶٪	ب) داده‌های مربوط به جریان اطلاعات
۳۶٪	کاربران اینترنت (هر هزار نفر)
۳۷٪	تلویزیون (هر هزار نفر)
۲۷٪	تجارت در روزنامه (درصدی از GDP)
۳۲٪	ج) داده‌های مربوط به نزدیکی فرهنگی
۴۵٪	تعداد رستوران‌های مکدونالد (سرانه)
۴۵٪	تعداد نمایندگی‌های ایکیا (سرانه)
۱۰٪	تجارت در کتاب (درصدی از GDP)
(۲۶٪)	۳- جهانی‌شدن سیاست
۲۵٪	تعداد سفارت‌ها در کشور
۲۸٪	عضویت در سازمان‌های بین‌المللی
۲۲٪	مشارکت در مأموریت‌های شورای امنیت سازمان ملل
۲۵٪	معاهده‌های بین‌المللی

منبع: شاخص جامع جهانی‌شدن کوف، ۲۰۱۴

نمودار (۳) - روند شاخص جامع جهانی‌شدن کوف برای ج.ا. ایران طی بازه (۱۳۹۳-۱۳۴۹)



منبع: کوف، ۲۰۱۵

آزمون‌های ریشه واحد و شکست‌های ساختاری

از آنجایی که رهیافت آزمون کرانه‌ها در شرایطی که متغیرها همجمع از درجه ۲ باشند قابل استفاده نیست. در ابتدا به جهت اطمینان از این مسئله که هیچکدام از متغیرها انباشته از درجه ۲ نباشند، آزمون ریشه واحد دیکی فولر تعمیم یافته انجام می‌شود. در این قسمت ابتدا پایایی متغیرهای مدل با استفاده از آزمون دیکی فولر تعمیم یافته (ADF) بررسی می‌شود. از سوی دیگر، در سری زمانی متغیرهای کلان اقتصادی وجود شکست ساختاری امری محتمل می‌باشد و در نظر گرفتن این نقاط شکست علاوه بر اینکه ممکن است جهت رابطه علیت را تغییر دهد، تخمین‌های سازگارتری را ارائه داده و از ایجاد رگرسیون‌های کاذب (ساختگی) جلوگیری می‌کند. بنابراین به منظور بررسی واقعی‌تر مانایی و شناسایی نقاط شکست از آزمون ریشه واحد با یک شکست ساختاری درونزا زیوت اندریوز^۱ (۱۹۹۲) استفاده می‌کنیم. فرضیه صفر در آزمون ریشه واحد با شکست ساختاری درونزا، نامانایی و فرضیه مقابل مانا با لحاظ شکست ساختاری می‌باشد. مکان لحاظ شکست بسته به مدل مورد استفاده می‌تواند عرض از مبدا، شیب و یا هر دو باشد.

جدول (۲)، نتایج آزمون ریشه واحد دیکی و فولر تعمیم‌یافته (ADF) برای متغیرهای مدل را نشان می‌دهد. همانطور که مشاهده می‌شود در حالت با جمله ثابت و روند فقط متغیرهای شاخص T/G و نرخ تورم در سطح معنی‌دار بوده و انباشته از مرتبه صفر هستند. در مقابل بقیه متغیرها با یک بار تفاضل‌گیری مانا شده‌اند و انباشته از مرتبه یک می‌باشند. بنابراین طبق آزمون ریشه‌واحد ADF می‌توان از آزمون کرانه‌ها استفاده کرد چرا که هیچ کدام از متغیرها I (۲) نیستند و ترکیبی از I (۰) و I (۱) می‌باشند.

جدول (۲) - آزمون پایایی متغیرهای مدل، آزمون ریشه واحد دیکی فولر تعمیم یافته (ADF)

متغیرها	در سطح			یکبار تفاضل‌گیری		
	بدون عرض از مبدا و روند زمانی	با عرض از مبدا	با عرض از مبدا و روند زمانی	بدون عرض از مبدا و روند زمانی	با عرض از مبدا و روند زمانی	با عرض از مبدا و روند زمانی
T/G	-۰/۷۴۰	** -۳/۰۲۴	*** ۴/۴۸۰	*** -۶/۸۲۰	*** -۶/۷۳۰	*** -۶/۷۰۲
LY	** ۲/۲۱۹	-۱/۵۳۵	-۱/۵۴۵	*** -۳/۷۱۷	*** -۳/۸۷۰	** -۳/۸۱۵
LOR	*** ۲/۶۹۲	-۰/۹۱۰	-۲/۱۰۰	*** -۵/۵۴۰	*** -۶/۴۶۶	*** -۶/۳۸۷
GLO	۱/۰۱۵	-/۶۷۲	-۱/۲۰۹	*** -۵/۱۷۲	*** -۵/۲۳۹	*** -۵/۲۱۱
P	* -۱/۶۴۸	*** -۴/۴۹۹	*** -۴/۵۲۰	*** -۸/۴۵۲	*** -۸/۳۷۱	*** -۸/۲۹۹

منبع: یافته‌های تحقیق

***، ** و * نشان دهنده معنی‌داری در سطح ۱، ۵ و ۱۰ درصد می‌باشد. مقادیر بحرانی از مکینان (۱۹۹۶) استخراج شده است.

جدول (۳)، نتایج آزمون ریشه واحد با لحاظ شکست ساختاری درونزا زیوت و اندریوز (۱۹۹۲) را برای متغیرهای مدل نشان می‌دهد. آزمون ZA علاوه بر بررسی واقعی‌تر پدیده ریشه‌واحد، این موضوع که متغیرهای تحقیق چقدر تحت تأثیر شکست‌های ساختاری قرار گرفته‌اند را مشخص می‌کند و همچنین با توجه به درونزا بودن شکست، سال شکست ساختاری را نیز به ما می‌دهد. دانستن سال‌های شکست ساختاری شاخص T/G می‌تواند به ما در تحلیل هرچه دقیق‌تر این شاخص در کل دروه زمانی تحقیق کمک کند. همچنین این امکان را فراهم می‌کند که ما بتوانیم یک یا چند متغیر موهومی را در مدل نهایی وارد کرده و مدل تخمینی را بهتر تصریح کنیم.

جدول (۳) - آزمون ریشه واحد زیوت و اندریوز (۱۹۹۲) برای متغیرهای تحقیق

متغیرها	مدل A (شکست در عرض از مبدا)		مدل B (شکست در روند)		مدل C (شکست در هر دو)	
	آماره t	سال شکست	آماره t	سال شکست	آماره t	سال شکست
T/G	***-۵/۶۳۹	۱۳۶۳	***-۵/۲۰۳	۱۳۷۱	***-۵/۶۶۱	۱۳۶۰
LY	***-۴/۹۷۴	۱۳۶۳	*-۴/۳۸۰	۱۳۶۸	-۴/۷۰۱	۱۳۶۳
LOR	-۳/۳۷۷	۱۳۷۲	-۳/۱۱۴	۱۳۶۶	-۳/۸۱۲	۱۳۶۹
GLO	-۴/۳۴۸	۱۳۵۹	-۳/۲۷۲	۱۳۶۷	-۳/۹۴۲	۱۳۵۹
P	***-۵/۶۱۵	۱۳۷۶	***-۴/۸۱۹	۱۳۵۶	***-۵/۵۸۷	۱۳۷۶

منبع: محاسبات محققان.

***، ** و * نشان دهنده معنی‌داری در سطح ۱، ۵ و ۱۰ درصد می‌باشد.

نکته: مقادیر بحرانی عبارتند از: مدل A در سطح ۱، ۲/۵ و ۵ و ۱۰ درصد به ترتیب؛ -۵/۳۴، -۵/۰۲، -۴/۸۰ و -۴/۵۸. مدل B در سطح ۱، ۲/۵ و ۵ و ۱۰ درصد به ترتیب؛ -۴/۹۳، -۴/۶۷، -۴/۴۲ و -۴/۱۱. مدل C در سطح ۱، ۲/۵ و ۵ و ۱۰ درصد به ترتیب؛ -۵/۵۷، -۵/۳۰، -۵/۰۸ و -۴/۸۲.

بر طبق نتایج آزمون ریشه واحد زیوت و اندریوز (۱۹۹۲)، شکست ساختاری فقط مانایی متغیر لگاریتم طبیعی درآمد سرانه حقیقی را تحت تأثیر قرار داده است، چرا که فقط این متغیر در سطح طبق آزمون ADF نامانا بوده ولی با لحاظ اثر شکست مانا می‌شود. سال‌های شکست ساختاری شاخص T/G ابتدای دهه شصت

و ابتدای دهه ۷۰ تعیین شده‌اند که توسط رویدادهای جنگ تحمیلی ایران و عراق و ابتدای دولت سازندگی (اجرای سیاست‌های تعدیل ساختاری) تأیید می‌شوند. سال‌های شکست ساختاری شاخص جهانی‌شدن نیز توسط رویداد آغاز جنگ تحمیلی ایران و عراق (۱۳۵۹) و پایان جنگ سال ۱۳۶۸ تأیید می‌شود. اما این امکان دارد که یک متغیر دو بار یا بیشتر دچار شکست ساختاری شود، در این مواقع باید از آزمون‌های شکست ساختاری لامز (۱۹۹۷) و کلمنت، مونتائز و ری^۱ (۱۹۹۸) (از این به بعد آزمون CMR) استفاده نمود. آزمون CMR، دو شکست ساختاری را همزمان در میانگین متغیر به صورت درونزا لحاظ می‌کنند. اجرای آزمون ریشه واحد با دو شکست ساختاری CMR برای متغیر شاخص T/G وقوع دو شکست ساختاری در ابتدای سال ۱۳۶۰ (مصادف با آغاز جنگ ایران-عراق) که منجر به کاهش شدید شاخص T/G در اثر افزایش هزینه‌های جاری دولت در اثر جنگ و کاهش درآمد کل مالیاتی به سبب کاهش درآمد ملی و تولید ناخالص داخلی می‌باشد و دهه ۱۳۷۰ که مصادف با روی کار آمدن دولت سازندگی و اجرای سیاست‌های تعدیل ساختاری می‌باشد. هر دوی این شکست‌ها منجر به افزایش نوسان شاخص T/G شده‌اند.^۲

نتایج تخمین

پس از بررسی پایایی متغیرهای مدل و اطمینان از مرتبه جمعی متغیرها، وجود یا عدم وجود رابطه بلندمدت بین متغیرهای پژوهش مورد بررسی قرار می‌گیرد. جدول (۴)، نتایج آزمون کرانه‌ها را برای متغیرهای پژوهش (وابسته و توضیحی) نشان می‌دهد.

جدول (۴) - نتایج آزمون وجود رابطه بلندمدت (آزمون کرانه‌ها): متغیر وابسته شاخص T/G

تعداد وقفه‌ها	مدل سوم (III) آماره f	ارزش احتمال
۱	*** ۶/۰۹۲	۰/۰۰۰
۲	* ۴/۰۵۰	۰/۰۰۷
۳	۰/۹۵۶	۰/۴۶۷
۴	۰/۹۵۷	۰/۴۷۵
تعداد وقفه‌ها	مدل پنجم (V) آماره f	ارزش احتمال
۱	*** ۱۱/۳۰۸	۰/۰۰۰
۲	*** ۹/۲۸۷	۰/۰۰۰

1. Clemente, Montanes, Reyes Unit Root Tests with two Structural Breaks

۲. نتایج آزمون‌های ریشه واحد با لحاظ دو شکست ساختاری لامزدین و پاپل (۱۹۹۷) و کلمنت، مونتائز و ری (۱۹۹۸) در صورت درخواست از نویسنده مسئول قابل ارائه می‌باشند.

۰/۰۰۴	* ۴/۹۴۵	۳
۰/۰۲	۳/۹۳۹	۴

منبع: یافته‌های تحقیق. مقادیر بحرانی از مقاله نارایان (۲۰۰۵) استخراج شده است.

***، ** و * نشان دهنده معنی‌داری در سطح ۱، ۵ و ۱۰ درصد می‌باشد. آماره‌های مدل چهارم به دلیل داشتن هم‌خطی توسط نرم‌افزار ایویوز گزارش نشده‌اند.

بر طبق نتایج آزمون کرانه‌ها (جدول ۴) وجود رابطه بلندمدت یک طرفه وقتی که شاخص مالیات به هزینه‌های جاری دولت (T/G) به عنوان متغیر وابسته می‌باشد، در هر دو مدل سوم و پنجم برازش شده، تأیید می‌شود. همانطوری که ذکر شد، پس از تأیید وجود رابطه بلندمدت به ترتیب الگوی پویای مدل ARDL، ضرایب بلندمدت و الگوی تصحیح -خطا (ECM) برازش می‌شوند. نتایج حاصل از برآورد الگوی پویای مدل ARDL در جدول (۵) گزارش شده است. شایان ذکر است که برای تعیین وقفه بهینه از معیار شوراتز بیزین (SBC) استفاده شده است.

جدول (۵) - برآورد الگوی پویا در چارچوب

متغیر	ضریب	انحراف معیار	آماره تی (t)	احتمال (PV)
T/G(-۱)	۰/۲۱۳	۰/۱۱۳	۱/۸۸۶	* ۰/۰۶۸
LY	۰/۱۹۸	۰/۰۷۴	۲/۶۸۲	*** ۰/۰۱۱
LOR	-۰/۱۰۴	۰/۰۱۷	-۶/۰۹۳	*** ۰/۰۰۰
LOR(-۱)	۰/۰۴۷	۰/۰۱۷	۲/۶۸۲	** ۰/۰۱۱
GLO	۰/۰۰۱	۰/۰۰۳	۰/۴۹۵	۰/۶۲۴
GLO(-۱)	-۰/۰۰۹	۰/۰۰۳	-۲/۶۹۶	*** ۰/۰۱۱
P	-۰/۱۵۱	۰/۰۶۹	-۲/۱۶۷	*** ۰/۰۳۸
C	-۲/۴۸۴	۱/۱۳۱	-۲/۱۹۶	*** ۰/۰۳۵
T	۰/۰۱۳	۰/۰۰۳	۴/۱۶۵	*** ۰/۰۰۰
DU1	-۰/۰۷۹	۰/۰۲۴	-۳/۲۵۵	*** ۰/۰۰۳
DU2	۰/۲۰۳	۰/۰۴۱	۴/۹۶۲	*** ۰/۰۰۰

منبع: یافته‌های تحقیق

***، ** و * نشان دهنده معنی‌داری در سطح ۱، ۵ و ۱۰ درصد می‌باشد. برای تعیین وقفه بهینه از

معیار شوارتز (SBC) استفاده شده است. DU_1 و DU_2 به ترتیب متغیرهای موهومی به منظور مدل سازی اثرات جنگ (و انقلاب) و سیاست تعدیل ساختاری می‌باشد.

جدول (۵)، نتایج تخمین مدل تصریحی را در چارچوب الگوی پویای $ARDL(1,0,1,0)$ نشان می‌دهد. همانطور که مشاهده می‌شود متغیرهای شاخص مالیات به هزینه‌های جاری دولت (T/G)، لگاریتم طبیعی درآمدهای نفتی و شاخص جهانی‌شدن با یک وقفه در مدل ظاهر شده‌اند و بقیه متغیرها هیچ وقفه‌ای نداشته‌اند. متغیر T/G سال قبل تأثیر مثبت و معنی‌داری بر شاخص T/G سال جاری داشته که این می‌تواند بیانگر عادات مصرفی دولت باشد؛ چرا که بر طبق نظریه‌های مصرف، مصرف سال قبل بر مصرف جاری تأثیر مثبت دارد (البته با فرض ثبات T). ضریب شاخص T/G نسبت به لگاریتم درآمد سرانه حقیقی مثبت و از لحاظ آماری در سطح ۵ درصد معنادار می‌باشد. متغیر لگاریتم طبیعی درآمد نفتی سال جاری و سال قبل (یک وقفه) به ترتیب تأثیر منفی و مثبت معنی‌دار بر شاخص مالیات به هزینه جاری دولت دارد. همچنین متغیر جهانی‌شدن سال جاری تأثیر مثبت بی‌معنی بر شاخص T/G داشته، در مقابل این متغیر با یک سال وقفه تأثیر منفی و معنی‌دار بر شاخص T/G داشته و باعث کاهش آن می‌شود. همان‌طور که اشاره شد، متغیر نرخ تورم بدون هیچ وقفه‌ای در مدل ظاهر شده و تأثیر منفی و معنی‌دار بر شاخص T/G دولت دارد. بررسی ضریب روند نیز حاکی از این واقعیت مهم است که بخشی از تغییرات شاخص T/G توسط زمان توضیح داده شده و زمان، تأثیر مثبت بر شاخص T/G دولت داشته است. همچنین همان‌طور که مشاهده می‌شود متغیرهای موهومی جنگ و انقلاب اسلامی و همچنین سیاست‌های تعدیل ساختاری به ترتیب تأثیر منفی و مثبت معنی‌دار بر شاخص T/G داشته‌اند. همان‌طور که اشاره شد می‌توان پس از تخمین الگوی پویای $ARDL$ از آماره ارائه شده توسط بنرجی و همکاران (۱۹۹۲) برای آزمون وجود رابطه بلندمدت استفاده کرد. مقدار آماره بنرجی و همکاران (۱۹۹۲) در این پژوهش $-۸/۶۳۶$ می‌باشد که به مراتب بیشتر از مقادیر بحرانی در سطح ۱، ۵ و ۱۰ درصد ($-۵/۰۴$ ، $-۴/۴۳$ و $-۴/۰۳$) می‌باشد. بنابراین بر طبق آزمون بنرجی و همکاران نیز وجود رابطه بلندمدت تأیید می‌شود و این نتیجه با نتایج حاصل از آزمون رابطه بلندمدت کرانه‌ها هم‌خوانی دارد.

در الگوی $ARDL$ آنچه که از لحاظ اقتصادی و سیاست‌گذاری اهمیت دارد ضرایب بلندمدت و ضرایب کوتاه‌مدت مدل می‌باشد. نتایج حاصل از برآورد ضرایب بلندمدت و کوتاه‌مدت (الگوی تصحیح-خطا) به ترتیب در جداول (۶) و (۷) آمده است.

جدول (۶) - تخمین ضرایب بلندمدت مدل $ARDL(1,0,1,0)$

متغیر	ضرایب	انحراف معیار	آماره تی (t)	احتمال
LY	۰/۲۵۲	۰/۱۰۳	۲/۴۴۶	***۰/۰۲۰
LOR	-۰/۰۷۲	۰/۰۱۹	-۳/۸۲۸	***۰/۰۰۱
GLO	-۰/۰۱۰	۰/۰۰۴	-۲/۴۱۶	***۰/۰۲۲
P	-۰/۱۹۲	۰/۰۸۵	-۲/۲۴۴	***۰/۰۳۲
C	-۳/۱۵۸	۱/۵۶۶	-۲/۰۱۶	*۰/۰۵۲
T	۰/۰۱۷	۰/۰۰۳	۵/۵۹۲	***۰/۰۰۰
DU1	-۰/۱۰۱	۰/۰۲۹	-۳/۴۳۳	***۰/۰۰۲
DU2	۰/۲۵۹	۰/۰۶۰	۴/۲۷۰	***۰/۰۰۰

منبع: یافته‌های تحقیق

***، ** و * نشان دهنده معنی‌داری در سطح ۱، ۵ و ۱۰ درصد می‌باشد.

بر طبق نتایج جدول (۶)، همانطور که مشاهده می‌شود در بلندمدت در صورت افزایش یک واحدی رشد اقتصادی، به طور متوسط شاخص T/G به اندازه ۰/۲۵ واحد افزایش خواهد یافت. بنابراین رشد اقتصادی و افزایش رفاه شهروندان باید مورد توجه دولت و سیاست‌گذاران قرار گیرد. در بلندمدت درآمدهای نفتی تأثیر منفی و معنی‌دار بر شاخص مالیات بر هزینه جاری داشته و در صورت افزایش رشد یک واحدی درآمدهای نفتی، به طور متوسط شاخص T/G به اندازه ۰/۰۷ واحد کاهش خواهد یافت. ضریب منفی درآمدهای نفتی حاکی از این واقعیت مهم دارد که برای اقتصاد ایران فرضیه نفرین منابع در مورد سیاست‌های مالی دولت صادق بوده و افزایش درآمدهای نفتی موجب کاهش شاخص T/G (از طریق افزایش مخارج جاری و کاهش درآمد مالیاتی) می‌شود. شاخص جهانی‌شدن نیز همانند درآمدهای نفتی در بلندمدت تأثیر منفی و معنی‌دار بر شاخص T/G داشته و به طور متوسط باعث کاهش ۰/۰۱ واحدی نسبت مالیات به هزینه جاری می‌شود. بنابراین می‌توان گفت که در بلندمدت اثر فرضیه جبران بیشتر از فرضیه کارایی بوده و دولت به منظور اطمینان بخشی به شهروندان در مقابل ریسک جهانی‌شدن، مخارج جاری خود را افزایش می‌دهد و در نتیجه شاخص T/G کاهش می‌یابد. بر طبق نتایج در صورت افزایش یک واحدی نرخ تورم، به طور متوسط نسبت مالیات به هزینه‌های جاری، ۰/۱۹ واحد کاهش خواهد یافت. می‌توان گفت که در بلندمدت افزایش سطح عمومی قیمت‌ها از طریق افزایش مخارج جاری دولت (الگوی اسکاندیناوی تورم بامول) باعث ناکارایی شاخص

T/G می‌شود. در ادامه با توجه به وجود رابطه بلندمدت بین متغیر وابسته شاخص T/G و متغیرهای توضیحی، سرعت تعدیل نوسانات کوتاه‌مدت به مقادیر تعادلی بلندمدت توسط مدل تصحیح خطا (ECM) اندازه‌گیری می‌شود. جدول (۷)، نتایج تخمین الگوی تصحیح خطا را برای متغیرهای مدل نشان می‌دهد. همانطور که مشاهده می‌شود ضریب جزء تصحیح خطا نیز با علامت مورد انتظار (منفی و بین صفر و ۱) در سطح بالایی معنی‌دار شده است. این ضریب علاوه بر اینکه نتایج آزمون کرانه‌ها مبنی بر وجود رابطه بلندمدت میان متغیرها در این معادله را تأیید می‌کند، سرعت تعدیل انحراف از تعادل بلندمدت را نیز نشان می‌دهد یعنی در صورت انحراف از تعادل بلندمدت در این معادله در هر دوره به میزان ۷۸ درصد از آن تصحیح و به تعادل بلندمدت نزدیک می‌شود.

جدول (۷) - تخمین ضرایب کوتاه‌مدت (ARDL (۱,۰,۱,۱,۰)

متغیر	ضرایب	انحراف معیار	آماره تی(t)	احتمال (PV)
DLY	۰/۱۹۸	۰/۰۷۴	۲/۶۸۲	**۰/۰۱۱
DLOR	-۰/۱۰۴	۰/۰۱۷	-۶/۰۹۳	***۰/۰۰۰
DG	۰/۰۰۱	۰/۰۰۳	۰/۴۹۵	۰/۶۲۳
D $\dot{P}$	-۰/۱۵۱	۰/۰۶۹	-۲/۱۶۷	**۰/۰۳۷
DC	-۲/۴۸۴	۱/۱۳۱	-۲/۱۹۶	**۰/۰۳۵
DT	۰/۰۱۳	۰/۰۰۳	۴/۱۶۵	***۰/۰۰۰
DU _۱	-۰/۰۷۹	۰/۰۲۴	-۳/۲۲۵	***۰/۰۰۳
DU _۲	۰/۲۰۳	۰/۰۴۱	۴/۹۶۲	***۰/۰۰۰
ECMT(-۱)	-۰/۷۸۶	۰/۱۱۳	-۶/۹۵۱	***۰/۰۰۰

منبع: یافته‌های تحقیق

***، ** و * نشان‌دهنده معنی‌داری در سطح ۱، ۵ و ۱۰ درصد می‌باشد.

درآمد سرانه حقیقی در کوتاه‌مدت نیز همانند بلندمدت تأثیر مثبت و معنی‌دار بر شاخص T/G داشته و باعث بهبود شاخص مالیات به هزینه‌های جاری می‌شود (۰/۱۹ واحد). متغیر درآمدهای نفتی در کوتاه‌مدت نیز تأثیر منفی بر شاخص T/G داشته و موجب ناکارایی آن می‌شود. همانطور که مشاهده می‌کنید ضریب کوتاه‌مدت (۰/۱۰ واحد) متغیر درآمدهای نفتی بزرگتر از ضریب بلندمدت (۰/۰۷ واحد) است، بنابراین افزایش درآمدهای نفتی در کوتاه‌مدت دارای تأثیر بیشتری بر کاهش نسبت T/G دارد. بر خلاف علامت

منفی ضریب بلندمدت جهانی‌شدن، در کوتاه‌مدت جهانی‌شدن تأثیر مثبت بر شاخص T/G داشته ولی اثر آن از لحاظ آماری معنی‌دار نمی‌باشد. شایان ذکر است که مقدار ضریب نسبت T/G نسبت به شاخص جهانی‌شدن در کوتاه‌مدت کوچک بوده و نزدیک به صفر می‌باشد (۰/۰۰۱ واحد). بر طبق نتایج تورم در کوتاه‌مدت نیز همانند بلندمدت تأثیر منفی و معنی‌دار بر شاخص T/G دارد و باعث کاهش آن می‌شود.

بر طبق یافته‌های حاصل از این پژوهش، می‌توان گفت که در بلندمدت فرضیه جبران جهانی‌شدن صادق بوده در حالی که در کوتاه‌مدت فرضیه کارایی جهانی‌شدن نسبت به فرضیه جبران برتری نسبی داشته است. بنابراین در فرآیند جهانی‌شدن دولت ج. ا. ایران در بلندمدت برای حمایت از بخش خصوصی و شهروندان در برابر تکانه‌ها و آشفتگی‌های بین‌المللی، مخارج جاری خود را افزایش می‌دهد. می‌توان گفت که به طور متوسط رقابت‌پذیر نبودن تولیدات و خدمات ارائه شده توسط بخش خصوصی داخلی در مواجهه با تولیدات و خدمات ارائه شده توسط سایر کشورهای پیش‌رفته، مهمترین دلیل افزایش مخارج جاری دولت و غلبه فرضیه جبران بر فرضیه کارایی است.

آزمون‌های تشخیصی و پایداری

در روش‌شناسی الگوی خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی (ARDL) به منظور اطمینان از صحت نتایج برآورد شده و استنتاج صحیح آماری، آزمون‌های تشخیصی همبستگی سریالی، ناهمسانی واریانس، تصریح صحیح فرم تبعی و نرمال بودن اجزاء اخلاخل انجام می‌شود. بر طبق نتایج گزارش شده در جدول (۸)، وجود همبستگی سریالی و ناهمسانی واریانس در مدل ARDL برازش شده رد شده و همچنین مدل برازش شده از لحاظ فرم تبعی به درستی تصریح شده است.

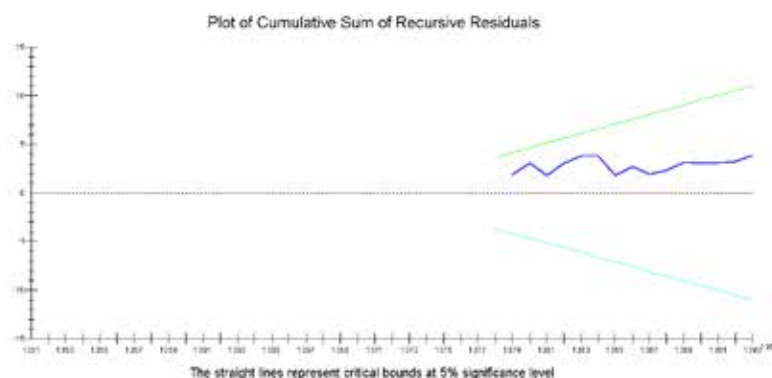
از سوی دیگر، پارامترهای تخمین زده شده در یک مدل‌سازی سری زمانی ممکن است در طی زمان تغییر کنند و با توجه به این که پارامترهای بی‌ثبات به عدم تشخیص صحیح منجر می‌شوند، بنابراین به منظور بررسی پایداری ضرایب رگرسیون برآورد شده، آزمون پایداری انجام شده است. در این آزمون مقادیر آماره آزمون در بین دو حد بحرانی در سطح معنی‌داری ۵ درصد رسم می‌گردد. در صورتی که مقادیر برآورد شده از این دو حد بحرانی خارج نشود، فرضیه صفر که حاکی از پایدار بودن ضرایب رگرسیون تخمین زده شده می‌باشد، رد نمی‌شود. با توجه به نمودارهای (۴) و (۵) ضرایب مدل ARDL برآورد شده در این پژوهش پایدار می‌باشد.

جدول (۸) - آزمون‌های تشخیصی و خوبی برازش

نوع آزمون	آماره آزمون	ارزش احتمال (PV)
آزمون همبستگی سریالی	۱/۹۱۶	۰/۱۶۶
آزمون ناهمسانی واریانس	۱/۴۳۳	۰/۲۳۱
آزمون فرم تبعی مدل	۰/۰۰۴	۰/۹۴۶
آزمون نرمال بودن اجزاء اخلاص	۳/۷۹۸	۰/۱۵۰

منبع: یافته‌های تحقیق

نمودار (۴) - آزمون CUSUM



منبع: یافته‌های تحقیق

۷- بحث و نتیجه‌گیری

یکی از اهداف مهم دولت در بخش عمومی کشورمان تأمین مالی مخارج جاری از طریق درآمدهای مالیاتی است چرا که مطابق نظریه‌های اقتصادی، هرچه سهم مالیات‌ها در تأمین هزینه‌های جاری دولت بیشتر باشد، آثار نامطلوب اقتصادی به میزان چشم‌گیری کاهش می‌یابد. برای تحقق این هدف، شناسایی عوامل مؤثر بر نسبت مالیات به مخارج دولت اهمیت اساسی دارد.

مقایسه روند درآمدهای مالیاتی با مخارج جاری دولت نشان‌دهنده این موضوع است که علی‌رغم روند صعودی درآمدهای مالیاتی، مخارج جاری دولت همیشه بالاتر از درآمدهای مالیاتی قرار گرفته است. همچنین شاخص درآمدهای مالیاتی به کل مخارج جاری دولت برای اقتصاد ایران به مراتب کمتر از مقدار این شاخص در کشورهای منتخب عضو اکو دارد. این پژوهش عوامل مؤثر در ناکارایی شاخص T/G در اقتصاد ایران را طی بازه زمانی (۱۳۹۳-۱۳۴۹) مورد بررسی قرار داد. شاخص جهانی شدن کوف

(KOF)، درآمدهای نفتی (به منظور آزمون فرضیه نفرین منابع)، تولید سرانه واقعی و نرخ تورم از جمله متغیرهای توضیحی این پژوهش بودند که توسط روش خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی (ARDL) اثر آنها بر شاخص T/G ارزیابی شد. شاخص جهانی‌شدن در کوتاه‌مدت تأثیر مثبت اما بی‌معنی بر شاخص T/G داشته اما در مقابل در بلندمدت تأثیر منفی و معنادار بر شاخص مالیات به هزینه‌های جاری داشته و باعث کاهش شاخص مذکور می‌شود. این نتیجه هم راستا با نتایج حاصل از مطالعات تقی‌نژاد عمران و شهروزی‌فر (۱۳۹۱) و صادقی و همکاران (۱۳۹۰) بوده که در آنها فرضیه جبران رودریک تأیید شده است. درآمدهای نفتی هم در کوتاه‌مدت و هم در بلندمدت باعث کاهش شاخص T/G شده و فرضیه نفرین منابع را در مورد شاخص T/G تأیید می‌کند. تولید سرانه حقیقی (با داشتن ضریب بزرگتر در مقایسه با سایر متغیرها) نیز هم در کوتاه‌مدت و هم در بلندمدت تأثیر مثبت معنی‌دار بر شاخص T/G داشته و موجب بهبود آن می‌شود. همچنین تورم، هم در کوتاه‌مدت و هم در بلندمدت تأثیر منفی معنی‌دار بر شاخص T/G داشته و سازگار با نظریه بامول در مورد هزینه‌های جاری دولت می‌باشد. بر طبق نظریه بامول بهره‌وری در بخش دولتی به مراتب کمتر از بخش خصوصی است؛ درحالی‌که افزایش دستمزد در بخش دولتی و خصوصی، شبیه به هم بوده و همین امر باعث افزایش قیمت کالاها و خدمات دولتی می‌شود و در نتیجه سهم اسمی مخارج دولتی در کل تولید ناخالص ملی افزایش یافته و شاخص T/G کاهش می‌یابد.

۸- پیشنهادات سیاستی

مهمترین پیشنهادات سیاستی حاصل از نتایج این مطالعه برای پژوهشگران و سیاست‌گذاران عبارتند از:

- ۱- تأثیر متفاوت شاخص جهانی‌شدن در کوتاه‌مدت و بلندمدت بیانگر این واقعیت مهم است که در بلندمدت اقتصاد ایران توان رقابت و سازگاری با پدیده ادغام بین‌المللی را نداشته و به سبب رقابتی نبودن تولیدات ساخت داخل با نمونه‌های مشابه خارجی، ریسک ناشی از جهانی‌شدن افزایش یافته و موجب می‌شود دولت با افزایش هزینه‌های جاری و در قالب حمایت از بخش خصوصی و بخش تولید این ریسک را پوشش دهد. همچنین در کوتاه‌مدت به سبب پدیده رقابت مالیاتی، جهانی‌شدن باعث بهبود شاخص T/G از طریق افزایش درآمدهای مالیاتی می‌شود. ولی در مقابل در بلندمدت، به سبب وجود قوانین دست و پا گیر، بی‌ثباتی قوانین و مقررات و عدم وجود فضای کسب و کار مناسب، منافع حاصل از رقابت مالیاتی و ورود سرمایه از بین رفته و درآمدهای مالیاتی کاهش می‌یابد. بنابراین دولت ج. ا. ایران باید با بهبود شاخص‌های فضای کسب و کار، رفع موانع ورود و خروج سرمایه، رقابتی کردن تولید و تعامل سازنده با جهان بر ریسک ناشی از جهانی‌شدن فائق آید.

۲- وابستگی مخارج جاری دولت به درآمدهای نفتی و درآمدهای حاصل از فروش مواهب طبیعی انرژی و معدنی، مهمترین عامل ناکارایی شاخص T/G در اقتصاد ایران در مقایسه با سایر کشورها می‌باشد. بنابراین توصیه می‌شود با اتخاذ ساز و کار مناسب برای صندوق توسعه ملی (NDF) برای هزینه کردن درآمدهای حاصل از فروش مواهب طبیعی انرژی (نفت و گاز) در زیرساخت‌های اقتصادی برنامه‌ریزی شود.

۳- بر طبق نتایج این مطالعه رشد اقتصادی و افزایش درآمد سرانه حقیقی (بدون نفت) بیشترین تأثیر را در توضیح رفتار نسبت T/G داشته و باعث بهبود آن می‌شود (۰/۲۵ واحد در بلندمدت و ۰/۱۹ واحد در کوتاه‌مدت). بنابراین دولت بایستی رشد اقتصادی (خروج از رکود) غیرنفتی و افزایش درآمد سرانه حقیقی را در اولویت خود قرار دهد. که این نیز از طریق توانمندسازی سایر بخش‌های اقتصادی از جمله صنعت و معدن، کشاورزی و خدمات میسر است.

فهرست منابع

۱. تقی‌نژاد عمران، وحید؛ شهروزی‌فر، زهرا (۱۳۹۱)، اثر باز بودن تجاری بر اندازه دولت: مطالعه موردی گروه کشورهای با درآمد متوسط پایین ۲۰۰۶-۲۰۰۰، فصلنامه پژوهشنامه بازرگانی، شماره ۶۵، صص: ۱۶۷-۱۸۴.
۲. چهار محالی، علی اکبر؛ خدایی، محمد (۱۳۸۳)، رابطه علیت بین هزینه‌های جاری دولت و درآمدهای مالیاتی طی سالهای ۱۳۸۲-۱۳۵۰ در ایران، مجله پژوهشنامه اقتصادی، شماره ۱۴، صص: ۱۴۹-۱۶۶.
۳. حاتمیان، علی (۱۳۹۳)، نهادهای سیاسی و نفرین منابع طبیعی، روزنامه دنیای اقتصاد - شماره ۳۲۱۷، کد خبر: DEN-۸۰۷۱۲۲، قابل دسترس در: <http://www.donya-e-eqtasad.com/۸۰۷۱۲۲/news>.
۴. رضایی، ابراهیم؛ شهبازی، کیومرث؛ رضائی، محمدقاسم (۱۳۹۰)، آزمون اثرات انگیزه‌های رانت جویانه بر درآمدهای مالیاتی (رابطه‌ی بین ترکیب مخارج دولت و درآمدهای مالیاتی)، پژوهشنامه مالیات، شماره ۱۲، صص: ۹۷-۱۲۰.
۵. زایر، آیت؛ سعیده شفیعی (۱۳۸۸)، بررسی تأثیر بحران مالی جهانی بر درآمدهای مالیاتی کشور، فصلنامه پژوهشنامه مالیات، سال ۱۷، شماره ۴، صص: ۱۳۳.
۶. سلطانی، مهدی تقی؛ پورغفار دستجردی، جواد (۱۳۹۱)، فرایند جهانی‌شدن و تأثیر آن بر درآمدهای مالیاتی در ایران، فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی، سال بیستم، شماره ۶۲، صص: ۱۷۰-۱۴۳.
۷. صادقی، حسن؛ صامتی، مجید و مرتضی سامتی (۱۳۹۰)، تأثیر جهانی‌شدن اقتصاد بر اندازه دولت؛ مطالعه کشورهای منتخب آسیایی، فصلنامه علمی پژوهشی، پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی، سال دوم، شماره ششم، صص: ۲۰۹-۲۴۹.
۸. صامتی، مجید؛ اسمعیل درجانی، نجمه (۱۳۹۲)، تأثیر وفور منابع طبیعی بر سیاست‌های مالی دولت در ایران طی دوره (۱۳۸۷-۱۳۵۷) با تأکید بر فرضیه نفرین منابع طبیعی، فصلنامه سیاست‌های مالی و اقتصادی، دوره ۱، شماره ۳، صص: ۵۳-۷۰.
۹. فلاح شمس، میرفیض (۱۳۸۹)، تحلیلی بر چالش‌های جهانی‌شدن بازار سرمایه در ایران، ماهنامه گزیده مدیریت، شماره ۱۱۰، ص ۹۰.
۱۰. گرایبی نژاد، غلامرضا؛ چپردار، الهه (۱۳۹۱)، بررسی عوامل مؤثر بر درآمدهای مالیاتی در ایران، فصلنامه

- علوم اقتصادی، دوره ۶، شماره ۲۰، صفحه ۶۹-۹۲.
۱۱. محمدطاهر، احمدی؛ شادمهری، علی‌اکبر، ناجی میدانی؛ فرشته جندقی میبدی (۱۳۸۹)، روش همگرایی آزمون باند، تعامل بین سرمایه انسانی و بهره‌وری کل عوامل تولید در ایران، فصلنامه علمی- پژوهشی، پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی، سال اول، شماره اول، صص: ۳۱-۵۷.
۱۲. محنت فر، یوسف؛ مجاوریان، سید مجتبی (۱۳۸۶)، ارزیابی اثر اقتصادی درآمدهای مالیاتی بر میزان مخارج جاری دولت در ایران: یک تحلیل تجربی (۱۳۸۳ - ۱۳۵۷)، مجله پژوهشها و سیاست‌های اقتصادی، شماره ۴۳، صص: ۷۷ تا ۱۰۸.
۱۳. تشکینی، احمد (۱۳۸۴)، اقتصادسنجی کاربردی به کمک مایکروفتیت. تهران: انتشارات دیباگران.
14. Apergisa, Nicholas, & Arusha Cooray. (2014). Tax revenues convergence across ASEAN, Pacific and Oceania countries: Evidence from club convergence, *Journal of Multinational Financial Management*, 27 (2014), 11-21.
15. Banerjee, A., J.J. Dolado & R. Mester. (1992). On Some Simple Test for Cointegration: The Cost of Simplicity. *Bank of Spain Working Paper*, No. 9302.
16. Bretschger, L., & Frank Hettich. (2002). Globalization, capital mobility and tax competition: theory and evidence for OECD countries, *European Journal of Political Economy*, Vol. 18 (2002), 695-716.
17. Bucovetsky, S. (1991). Asymmetric tax competition. *Journal of Urban Economics* 30, 167-181.
18. Bucovetsky, S., Wilson, J.D. (1991). Tax competition with two tax instruments. *Regional Science and Urban Economics* 21, 333-350.
19. Clemente, J., Montanes, A., Reyes, M. (1998). Testing for a unit root in variables with a double change in the mean. *Economics Letters* 59, 175-182.
20. Dreher, Axel (2006). Does Globalization Affect Growth? Evidence from a new Index of Globalization. *Applied Economics* 38, 10: PP. 1091-1110.
21. Dreher, Axel, Noel Gaston and Pim Martens (2008). *Measuring Globalization – Gauging its Consequences*. (New York: Springer).

22. Goldsmith, R.W (1969). Financial structure and development. New Haven: Yale University Press. Obstfeld, M. (1994). Risk-taking, global diversification, and growth. *American Economic Review*, 84, pp: 1310–1329.
23. IMF (International Monetary Found), 2008. Globalization: A Brief Overview, retrieved from: <http://www.imf.org/external/np/exr/key/global.htm>.
24. Lumsdaine, R.L., & Papell, D.H. (1997). Multiple trend breaks and the unit root hypothesis”, *Review of Economics and Statistics*, vol 79, 212-218.
25. Narayan, P.K., (2005). The saving and investment nexus for China: evidence from cointegration tests. *Applied Economics* 37, pp. 1979–1990.
26. Narayan, P.K., Smyth, R. (2005). Electricity consumption, employment and real income in Australia evidence from multivariate Granger causality tests. *Energy Policy* 33, pp. 1109–1116.
27. Pahlavani, M., Wilson, E., & Worthington, A. C. (2005). Trade-GDP nexus in Iran: An Application of the Autoregressive Distributed Lag (ARDL) Model. *Faculty of Commerce Papers*, University of Wollongong, Australia.
28. Perron, P., Vogelsang, T. (1992). Non-stationarity and level shifts with an application to purchasing power parity. *Journal of Business and Economic Statistics* 10, 301-320
29. Pesaran, M. H., Shin, Y. and Smith, R. (2001). Bounds testing approaches to the analysis of level relationships. *Journal of Applied Econometrics*, Vol. 16, PP 289–326.
30. Sachs, J.D., Warner, A.M., (2001). The curse of natural resources. *European Economic Review*, 45, 827-838.
31. Shelton, C.A. (2007); The Size and Composition of Government Expenditure”, *Journal of Public Economics*, no. 91(11-12), pp. 2230-2260.
32. Wilson, J.D. (1986). A theory of interregional tax competition. *Journal of Urban Economics*, 19, 296–315.

33. Wilson, J.D., 1991. Tax competition with interregional differences in factor endowments. *Regional Science and Urban Economics* 21, 423–451.
34. Wilson, J.D. (1999). Theories of tax competition. *National Tax Journal* 52, 269–304.
35. Zivot, E. and Andrews, D. (1992). Further evidence of the great crash, the oil-price Shock and the unit-root hypothesis. *Journal of Business and Economic Statistics* 10, 251-270.