آزمون ارتباط بلندمدت و کوتاه‌مدت میان درآمد و مخارج دولت: با لحاظ شکست ساختاری

عباسعلی رضایی *

تاریخ دریافت ۱۳۹۲/۱۲/۱۹	تاریخ پذیرش ۱۳۹۳/۹/۱۸

در مباحث اقتصاد بخش عمومی ارتباط میان درآمد و مخارج دولت به‌ویژه برای کشور ایران که از وجود کسری بودجه رنج می برد، یکی از موضوعات مهم و کلیدی محسوب می‌شود. به لحاظ نظری در مورد نوع این ارتباط چهار نحله فکری وجود دارد. هدف اصلی این مقاله بررسی ارتباط بلندمدت و کوتاه‌مدت میان درآمد و مخارج دولت در ایران طی دوره زمانی ۱۳۸۹-۱۳۵۷ با استفاده از تحلیل‌های شکست ساختاری است. از آنجا که در طول دوره بررسی اقتصاد ایران با چندین شکست ساختاری و تغییر رژیم روبه‌رو بوده است، بنابراین در ابتدا مانایی متغیرهای الگو با استفاده از آزمون‌های ریشه واحد زیوت اندریوز و لی استرازیچکی مورد بررسی قرار می‌گیرد. نتایج حاصل از آزمون‌های ریشه واحد زیوت اندریوز و لی استرازیچکی نشان می‌دهد که تمامی متغیرها الگو در سطح نامانا اما تفاضل مرتبه اول درآمد و مخارج دولت مانا می‌باشند. سپس با استفاده از آزمون‌های هم‌انباشتگی سایکنن لوتکیپل و گریگوری هانسن و روش خودرگرسیون برداری با وقفه گسترده ارتباط بلندمدت میان متغیرهای الگو بررسی می‌شود. نتایج حاصل از این آزمون‌ها مؤید وجود ارتباط بلندمدت مثبت و علی یک‌سویه از سمت درآمدهای دولتی به مخارج دولت در ایران است. نتایج حاصل از این پژوهش با نظریه فریدمن (۱۹۷۸) که معتقد به‌وجود رابطه علی مثبت از سمت درآمدهای دولت به مخارج دولت می‌باشد، منطبق است.

کلیدواژه‌ها: شکست ساختاری؛ آزمون علیت تودا ـ یاماموتو؛ تحلیل هم‌انباشتگی؛ اقتصاد ایران

---

* کارشناس ارشد اقتصاد، دانشکده اقتصاد، دانشگاه مفید قم؛ E-mail: a.rezaei.a @gmail.com

مقدمه

توسعه اقتصادی اصلی‌ترین هدف اقتصادی کشورهای در حال توسعه است. در این راستا سیاست‌های مالی با تصحیح فعالیت‌ها به تحقق این هدف کمک می‌کنند. در کشورهای در حال توسعه که حیطه فعالیت دولت به علت ضعف عملکرد بخش خصوصی گسترده است، بودجه دولت نقش تعیین‌کننده‌ای در سیاستگذاری اقتصادی برعهده دارد. دولت‌ها با استفاده از ابزار بودجه به اتخاذ سیاستگذاری‌های مالی می‌پردازند. اما کارایی سیاست‌های مالی در گرو تناسب و ترکیب ابزارهای مالی یعنی درآمدها و مخارج دولتی و نیز انعطاف‌پذیری و تأثیرگذاری آنها بر اهداف اقتصادی است.

در اقتصاد ایران، وابستگی بودجه دولت به درآمدهای نفتی و انعطاف‌ناپذیری مخارج دولت، باعث ناکارایی سیاست‌های مالی شده که این موضوع به نوبه خود نقش درآمدهای مالیاتی را در کاهش کسری بودجه دولت و نوسانات آن کم‌رنگ کرده است. کسری بودجه مداوم در بسیاری از کشورهای در حال توسعه و پیشرفته و نتایج نامطلوب آن از جمله نرخ بهره واقعی بالا، کندی سرمایه‌گذاری، نرخ بالای بیکاری و افزایش بدهی دولت، در چند دهه گذشته سبب شد تا این موضوع مورد توجه خاص سیاستگذاران و محققان اقتصادی قرار گیرد. برای حل این مشکل راه‌های متفاوتی از جمله کاهش مخارج دولت، افزایش مالیات یا هر دو پیشنهاد شده است، اما تأثیر بهینه هریک از راهکارهای ارائه شده بر کسری بودجه، مستلزم شناسایی دقیق ارتباط علی بین درآمدها و مخارج دولت است. تعیین جهت علیت بین این دو متغیر به سیاستگذاران در زمینه شناسایی دلایل کسری بودجه و همچنین طراحی برنامه‌های اصلاحی مناسب کمک می‌کند. از آنجا که اقتصاد ایران طی سالیان اخیر شاهد وقوع رویدادهای بزرگی همچون وقوع انقلاب، جنگ تحمیلی، تحریم و ... بوده که در نتیجه آنها امکان بروز شکست ساختاری در متغیرهای سری زمانی الگو وجود دارد، در این مقاله تلاش شد از آزمون‌های مختلف شکست‌های ساختاری پیرامون موضوع ریشه واحد همچون آزمون ریشه واحد زیوت ـ اندریوز و هم‌انباشتگی با لحاظ شکست ساختاری همانند آزمون سایکنن ـ لوتکیپل استفاده شود.

مقاله حاضر در شش بخش تنظیم شده است که پس از مقدمه، در بخش اول مبانی نظری و در بخش دوم به مرور ادبیات نظری درباره موضوع تحقیق پرداخته می‌شود. سپس در بخش سوم روش‌شناسی تحقیق، رابطه علیت بین متغیرهای درآمد و مخارج و در بخش چهارم رابطه هم‌انباشتگی میان متغیرهای الگو با لحاظ شکست ساختاری در ایران مورد بررسی قرار می‌گیرد و در بخش پایانی جمع‌بندی و نتایج مقاله حاضر ارائه شده است.

۱. مبانی نظری ارتباط میان درآمد و مخارج دولت در ایران

رابطه علی میان درآمد و مخارج دولت مسئله‌ای بوده که از دیرباز مورد بحث و توجه اقتصاددانان بخش عمومی قرار داشته است. در این مورد در ادبیات اقتصادی نظریه‌های متفاوتی وجود دارد که می‌توان در قالب چهار فرضیه رقیب آنها را بررسی کرد.

فرضیه اول، فرضیه مالیات ـ مخارج[1] است که به‌وسیله فریدمن[2] (۱۹۷۸) مورد حمایت قرار گرفته و مبتنی‌بر این ایده است که رابطه علی از طرف درآمدهای دولت به سمت مخارج آن است. طبق این نظریه، هزینه‌ها نسبت به سطح درآمدی که به‌وسیله دولت می‌تواند تأمین شود، انطباق داده شده و افزایش و کاهش نشان می‌دهند. براساس فرضیه فریدمن (۱۹۷۸) کنترل مالیات‌ها، یک راهکار اساسی برای جلوگیری یا محدود کردن رشد اندازه دولت است، زیرا کنترل سطح درآمدها رشد مخارج دولت را نیز محدود خواهد کرد (هوور و شفرین،[3] ۱۹۹۲). همچنین، در راستای کسری بودجه نباید به افزایش مالیات‌ها به‌عنوان یک ابزار کارا اعتماد کرد، به این دلیل که درآمدهای بالا مخارج بالاتر را به دنبال دارد. با این وجود، فریدمن معتقد به رابطه علی مثبت بین درآمدها و مخارج دولت است. همانند فریدمن، بوکانن و واگنر[4] (۱۹۷۸ و ۱۹۷۷) نیز از فرضیه مالیات و مخارج دفاع می‌کنند، اما خاطرنشان می‌کنند که پیش‌بینی مالیات و مخارج ممکن است

1. Tax and Spend Hypothesis
2. Friedman
3. Hoover and Sheffrin
4. Buchanan and Wagner

مورد تحریف قرار گیرد، زیرا احتمال زیادی دارد که تبعات سیاسی تغییر در نرخ‌های مالیاتی از آثار اقتصادی و توزیع درآمدی بیشتر باشد.

براساس نظریه بوکانن و واگنر، محدود کردن مالیات‌ها به افزایش کسری بودجه منجر خواهد شد. آنها چنین تحلیل می‌کنند که کاهش مالیات‌ها، مخارج دولت را افزایش خواهد داد. بنابراین یک رابطه علی منفی از سمت درآمدها به مخارج برقرار خواهد بود، زیرا مردم به‌دلیل وجود پدیده توهم مالی،[1] تأثیر این کاهش مالیات‌ها را بر هزینه‌هایشان به‌طور صحیح متوجه نمی‌شوند. درواقع، اگر چه دولت مالیات‌ها را کاهش داده است، اما از روش‌های دیگری مانند قرض کردن از بازارهای مالی یا بانک مرکزی، برای تأمین مالی مخارج خود استفاده خواهد کرد. نتیجه چنین سیاستی، نرخ‌های بهره بالاتر، جانشین کردن بخش دولتی به جای بخش خصوصی و افزایش تورم خواهد بود. مردم بدون توجه به این مسئله به‌دلیل توهم مالی و تنها با در نظر گرفتن این مطلب که مالیات قیمت کالاهای عمومی است، با کاهش مالیات‌ها مقدار تقاضایشان را برای کالاهای عمومی افزایش می‌دهند و در نتیجه، مخارج دولت افزایش خواهد یافت. هرگاه دولت مالیات‌ها را افزایش دهد، مردم درمی‌یابند که قیمت کالاهای عمومی افزایش یافته است، در نتیجه تقاضا برای کالاهای عمومی کاهش و مخارج دولت نیز کاهش می‌یابد (یانگ و هال،[2] ۲۰۰۸).

فرضیه دوم، فرضیه مخارج و مالیات[3] است که فرض می‌کند رابطه علیت از طرف مخارج به سمت درآمدهای مالیاتی می‌باشد. براساس این فرضیه دولت در ابتدا هزینه می‌کند و سپس تصمیم می‌گیرد که چگونه این هزینه‌ها در صورت لزوم از طریق افزایش مالیات‌ها تأمین مالی شود. اگر افزایش دائمی یا موقتی مخارج دولت دیر یا زود به افزایش مالیات‌ها منجر شود، در این صورت رابطه علی از سمت مخارج به درآمدهای دولت برقرار خواهد شد. همانند نظریه برابری ریکاردویی، بارو (۱۹۷۴) اذعان می‌کنند که دولت بدهی مالیاتی آتی خود را براساس قرض گرفتن‌های دولت فعلی پیش‌بینی و بودجه‌ریزی می‌کند. بنابراین،

---

1. Fiscal Illusion
2. Young and Hall
3. Spend and Tax Hypothesis

در غیاب توهم مالی، افزایش در مخارج دولت به افزایش در مالیات‌ها منجر می‌شود. پیکاک و وایزمن[1] (۱۹۷۹) این نظریه را تأیید و چنین تحلیل می‌کنند که موقعیت‌های خاص مانند بحران‌های طبیعی، اقتصادی و سیاسی توجیهی برای افزایش مخارج دولتی می‌باشند که متعاقباً به‌وسیله افزایش مالیات‌ها تسویه می‌شود. براساس این فرضیه، کاهش در مخارج دولت مطلوب‌ترین راه‌حل برای کاهش کسری بودجه به‌ویژه در غیاب انواع بحران‌هاست.

فرضیه سوم بر جداسازی ساختاری[2] توابع تخصیصی و مالیات‌بندی دولت تأکید می‌کند و تعیین درآمدها و مخارج به‌صورت مستقل و توسط دو نهاد جداگانه را مبنا قرار می‌دهد. براساس این فرضیه، هیچ رابطه علی بین درآمدها و مخارج دولت وجود نخواهد داشت. این فرضیه در قالب الگوی سهم ـ ثابت توسط هوور و شفرین (۱۹۹۲)، مورد بررسی قرار گرفته است. براساس فرضیات این الگو، دولت میزان مخارج و مالیات‌ها را با یک حساب تخمینی به‌صورت سهم ثابتی از تولید ناخالص ملی در نظر می‌گیرد و نیازی به هماهنگی سهم در نظر گرفته شده وجود ندارد. از دید آنها با توجه به چارچوب اقتصادی آمریکا، این فرضیه به غیاب هماهنگی مابین تصمیمات درآمدی و هزینه‌ای دولت به‌دلیل نبود توافق مابین بدنه اجرایی و قانونگذاری دولت که در فرایند بودجه‌ریزی مشارکت دارند، تأکید می‌کند. سازگار با این دیدگاه یافته‌های باغستانی و مک ناون[3] (۱۹۹۴)، نشان می‌دهد که هیچ‌کدام از نظریه‌های مالیات ـ مخارج و یا مخارج ـ مالیات در بودجه‌ریزی اقتصاد آمریکا پس از جنگ جهانی دوم صادق نیستند؛ در مقابل، آنها اثبات کردند که انبساط مالی در درآمدها و هزینه‌های دولت، به‌وسیله رشد اقتصادی بلندمدت تعیین می‌شود.

فرضیه چهارم به یک رابطه علی دوسویه میان درآمدها و مخارج دولت تأکید دارد. نظریه هم‌زمانی مالی[4] توسط ماسگریو،[5] ملتزر و ریچارد[6] ارائه و فرض می‌شود که

1. Peacock and Wiseman
2. Institutional Separation Hypothesis
3. Baghestani and McNown
4. Synchronization Hypothesis
5. Musgrave
6. Meltzer and Richard

تصمیمات در مورد درآمدها و مخارج دولت به‌وسیله تحلیل هزینه ـ فایده برنامه‌های جایگزین، به‌صورت هم‌زمان اخذ می‌شوند و یک رابطه علی دوسویه بین درآمدها و مخارج دولت وجود دارد. لذا این دیدگاه علیت یک‌سویه مابین درآمدها و مخارج دولت را نقض می‌کند. در این حالت میزان مطلوب درآمدها و مخارج دولت از برابری منافع و هزینه‌های نهایی برنامه‌های دولت مشخص می‌شود (اسلان و تاسدمیر، ۲۰۰۹).

۲. مروری بر ادبیات تجربی

ساه و بافز[1] (۱۹۹۴) در مطالعه‌ای برای کشورهای آمریکای لاتین به این نتیجه رسیدند که در کشور آرژانتین طی دوره ۱۹۸۴-۱۹۱۳ و برای کشور مکزیک طی دوره ۱۹۸۴-۱۸۹۵ میان درآمد و مخارج دولت رابطه علیت دوطرفه وجود دارد. اما طی دوره مذکور برای برزیل رابطه علی یک‌طرفه از درآمد به مخارج دولت وجود دارد. اویی[2] (۱۹۹۵) در بررسی ارتباط میان درآمد و مخارج دولت در بین کشورهای G7 نشان می‌دهد که برای پنج کشور از هفت کشور عضو G7 ارتباط علی دوسویه میان درآمد و مخارج دولت وجود دارد و تنها برای دو کشور ژاپن و ایتالیا ارتباط علی یک‌طرفه از درآمد به مخارج دولت وجود دارد. اوینگ و پاینی[3] (۱۹۹۸) کشورهای آمریکای لاتین را مورد بررسی قرار داده و نتایج متفاوتی به‌دست آوردند. به‌عنوان مثال در مطالعه آنها برای شیلی و پاراگوئه وجود ارتباط علی دوطرفه میان درآمد و مخارج دولت به اثبات می‌رسد، اما برای کشورهایی نظیر کلمبیا، اکوادور و گواتمالا ارتباط علی یک‌طرفه از درآمد دولت به مخارج دولت تأیید می‌شود.

عبدل عزیز و شاه حبیب اله[4] (۲۰۰۰) به بررسی ارتباط میان درآمدهای مالیاتی و مخارج دولت مالزی با استفاده از رابطه علیت تودا ـ یاماموتو طی دوره ۱۹۹۷-۱۹۶۰ می‌پردازد. نتایج حاصل از مطالعه وی نشان می‌دهدکه طی دوره ذکر شده بین درآمدهای

1. Shah and Baffes
2. Owoye
3. Ewing and Payne
4. Abdul Aziz and Shah Habibullah

مالیاتی و مخارج دولت ارتباط علی دوسویه وجود دارد. حسین و هایدر[1] (۲۰۰۴) به بررسی ارتباط میان درآمد و مخارج دولت پاکستان طی دوره ۲۰۰۳-۱۹۷۳ می‌پردازد. نتایج حاصل از پژوهش وی ارتباط علی دوسویه میان درآمد و مخارج دولت پاکستان طی دوره مطالعه را تأیید می‌کند. مغیره و سویدان[2] (۲۰۰۴) به بررسی فرضیات مالیات ـ مخارج، مخارج ـ مالیات و هم‌زمانی مالی برای کشور اردن طی دوره زمانی ۲۰۰۲-۱۹۶۹ می‌پردازند. آنها از متغیر تولید ناخالص داخلی واقعی به‌عنوان متغیر کنترل و از متغیرهای مخارج حقیقی و درآمد واقعی دولت به‌منظور بررسی رابطه علیت متغیرها با استفاده از روش مدل تصحیح خطا (ECM) استفاده می‌کنند. نتایج حاصل از پژوهش آنها وجود رابطه علی دوطرفه میان درآمد و مخارج دولت را در کشور اردن تأیید می‌نماید.

میوآرا و فلورینا[3] (۲۰۰۶) در مطالعه‌ای با عنوان «رابطه علی و معلولی بین درآمدها و مخارج دولت در رومانی» به آزمون رابطه علیت بین درآمدها و مخارج عمومی پرداختند. آنها به‌منظور بررسی پویایی‌های کوتاه‌مدت از توابع واکنش آنی به‌دست آمده از برآورد یک مدل خودرگرسیون برداری غیرمقید استفاده کردند که نتایج آن فرضیه هم‌زمانی مالی بین درآمد و مخارج را مورد حمایت قرار می‌دهد، یعنی درآمدهای دولت علیت گرنجر مخارج آن است و برعکس. همچنین، نتایج آزمون خودرگرسیون برداری نشان می‌دهد که با توجه به اینکه کسری بودجه به‌طور پایدار بین ۲ تا ۳ درصد از GDP است، تصمیمات عمومی تنها به‌وسیله کاهش هزینه‌ها قابل اجرا نخواهد شد و کاهش مخارج دولت کاهش درآمدهای دولتی را به بار خواهد آورد. نیامنگو[4] (۲۰۰۷) با به‌کارگیری داده‌های ماهیانه و روش مدل تصحیح خطای برداری به بررسی ارتباط میان درآمد و مخارج دولت در کشور آفریقای جنوبی می‌پردازد. نتایج حاصل از مطالعه وی نشان می‌دهد که دو متغیر درآمد و مخارج دولت هم انباشته و بنابراین ارتباط بلندمدت بین آنها وجود دارد همچنین آزمون

1. Hussain and Haider
2. Maghyereh and Sweidan
3. Mioara and Florina
4. Nyamongo et al.

علیت گرنجری مؤید وجود ارتباط دوسویه بین درآمد و مخارج دولت می‌باشد و بنابراین فرضیه هم‌زمانی مالی بین دو متغیر مذکور در کشور آفریقای جنوبی تأیید می‌گردد. اما درکوتاه‌مدت هیچگونه ارتباط علی میان دو متغیر وجود ندارد، بنابراین فرضیه جداسازی ساختاری این دو متغیر در کوتاه‌مدت تأیید می‌شود.

آموا و لولو[1] (۲۰۰۸) به بررسی ارتباط علی میان درآمد و مخارج دولت در کشور غنا با استفاده از داده‌های سالیانه دو متغیر مذکور، در دو حالت اسمی و واقعی (که تبدیل به داده‌های فصلی شده بودند) طی دوره زمانی ۲۰۰۷-۱۹۸۳ می‌پردازند. نتایج حاصل از روش تصحیح خطا و آزمون علیت گرنجری در کوتاه‌مدت و بلندمدت با یکدیگر متفاوت است به‌گونه‌ای که نتایج آزمون علیت در بلندمدت نشان می‌دهد که جهت علیت از سمت مخارج به درآمدهای دولتی است (فرضیه مخارج ـ مالیات تأیید می‌شود) درحالی‌که در کوتاه‌مدت جهت علیت از سمت درآمدهای دولتی به سمت مخارج دولت است (فرضیه مالیات ـ مخارج تأیید می‌شود). ایتا و امبازیما[2] (۲۰۰۸) به بررسی ارتباط علی میان درآمد و مخارج دولت در نامیبیا در قالب یک الگوی خودرگرسیون برداری با استفاده از سری زمانی سالیانه متغیرهای درآمد و مخارج دولت طی دوره ۲۰۰۷-۱۹۷۷ می‌پردازند. نتایج حاصل از این مطالعه از فرضیه درآمد ـ مخارج حمایت می‌کند به این معنا که جهت علیت از سمت درآمدهای دولتی به سمت مخارج دولت در نامیبیا تأیید می‌شود. طاها و لوگاناتان[3] (۲۰۰۸) به بررسی ارتباط میان درآمد و مخارج دولت طی دوره ۲۰۰۶-۱۹۷۰ در کشور مالزی می‌پردازد. آنها با تفکیک درآمدهای دولتی به سه بخش، درآمدهای حاصل از مالیات مستقیم، درآمدهای مالیاتی غیرمستقیم و درآمدهای غیرمالیاتی دولت و با استفاده از آزمون علیت گرنجری به این نتیجه می‌رسند که بین درآمدهای مالیاتی مستقیم، درآمدهای مالیاتی غیرمستقیم و مخارج دولت طی دوره مطالعه ارتباط علی دوسویه وجود دارد اما بین درآمدهای غیرمالیاتی و مخارج دولت هیچگونه ارتباط علی وجود ندارد.

1. Amoah and Loloh
2. Eita and Mbazima
3. Yuan-Hong Ho and Chiung-Ju Hunag

یوان هنگ هو و چی یونگ هانگ[1] (۲۰۰۹) در مطالعه‌ای با عنوان «مالیات به هزینه، هزینه به مالیات یا هم‌زمانی مالی: یک تحلیل تابلویی از داده‌های واقعی چین» به آزمون فرضیه در مورد رابطه علیت بین مخارج و درآمدهای دولت در ۳۱ استان چین در دوره ۲۰۰۵-۱۹۹۹ پرداختند. نتایج، مدل‌های تصحیح خطای پانل چندمتغیره نشان می‌دهد که هیچ رابطه علیت معناداری بین درآمدها و هزینه‌های دولت در کوتاه‌مدت وجود ندارد. اما در بلندمدت یک رابطه بلندمدت دوطرفه بین درآمدها و هزینه‌های دولت وجود دارد که فرضیه هم‌زمانی مالی را برای ۳۱ استان چین در دوره یاد شده مورد حمایت قرار می‌دهد.

مرات اسلان و مرات تاش دمیر[2] (۲۰۰۹) در پژوهشی با عنوان «آیا فرضیه هم‌زمانی مالی برای ترکیه مصداق دارد؟ شواهدی از هم‌انباشتگی و آزمون علیت گرنجر با شکست‌های ساختاری درون‌زا» تلاش کردند تا با استفاده از آزمون‌های هم‌انباشتگی و علیت گرنجر با لحاظ شکست ساختاری الگوی رابطه علیت و پویایی‌های بین درآمد و مخارج دولت در ترکیه در دوره ۲۰۰۷-۱۹۵۰ استخراج کنند. نتایج نشان می‌دهد که رابطه بلندمدت بین درآمدها و مخارج دولت از یک روند تصادفی پیروی می‌کند و نتایج بسیار پایدار است. یعنی هیچ نوع شکست ساختاری و یا تغییر در وقفه نتایج مدل را تغییر نمی‌دهد. در نهایت، نتایج حاکی از تأیید برقراری وقفه هم‌زمانی مالی بین درآمدها و هزینه‌های دولت در ۵۰ سال گذشته است.

آفونسو و رالت[3] (۲۰۰۹) به بررسی ارتباط میان درآمد و مخارج دولت در بین کشورهای اتحادیه اروپا طی دوره ۲۰۰۶-۱۹۶۰ و با روش اقتصادسنجی پانل دیتا به بررسی پرداختند. نتایج حاصل از مطالعه آنها نشان می‌دهد که برای کشورهای ایتالیا، فرانسه، اسپانیا، یونان و پرتغال ارتباط علی از سمت مخارج به درآمدهای مالیاتی است درحالی‌که برای کشورهای آلمان، بلژیک، اتریش، فنلاند و انگلیس رابطه علیت از سمت درآمدهای مالیاتی به سمت مخارج

1. R. Taha and N. Loganathan
2. Murat Aslan and Murat Taşdemir
3. Afonso and Rault

دولت است. راوینسیراکوماران[1] (۲۰۱۱) به بررسی ارتباط میان درآمد و مخارج دولت در کشور سریلانکا طی دوره ۲۰۰۹-۱۹۷۷ با استفاده از روش هم‌انباشتگی انگل گرنجری می‌پردازد. نتایج حاصل از این مطالعه نشان می‌دهد که بین دو متغیر درآمد و مخارج دولت در کشور سریلانکا طی دوره زمانی مذکور ارتباط علی دوسویه وجود دارد.

الیاسی و رحیمی[2] (۲۰۱۱) به بررسی ارتباط میان درآمد و مخارج دولت در ایران طی سال ۲۰۰۷-۱۹۶۳ می‌پردازند. متغیرهای موجود در این مطالعه شامل درآمد، مخارج دولت و تولید ناخالص داخلی حقیقی سرانه به شکل لگاریتمی مورد استفاده قرار می‌گیرند. آنها با استفاده از روش خودتوضیح برداری با وقفه‌های گسترده و آزمون باند به بررسی ارتباط بلندمدت میان متغیرهای ذکر شده می‌پردازند. نتایج حاصل از مطالعات آنها نشان می‌دهد که بین درآمد و مخارج دولت در ایران در کوتاه‌مدت و بلندمدت ارتباط علی دوسویه وجود دارد و فرضیه هم‌زمانی مالی طی دوره مطالعه تأیید می‌شود. بنابراین دولت به‌منظور کاهش کسری بودجه باید تلاش کند که هم‌زمان با افزایش درآمدها، هزینه‌های دولتی را کاهش دهد.

الخلیفی[3] (۲۰۱۲) به بررسی ارتباط میان درآمد و مخارج دولت در کشور قطر طی دوره ۲۰۱۱-۱۹۸۰ با استفاده از آزمون هم‌انباشتگی انگل گرنجر و آزمون علیت گرنجری می‌پردازد. نتایج حاصل از آزمون‌های دیکی فولر تعمیم یافته و فیلیپس پرون نشان می‌دهد که هر دو متغیر هم انباشته از درجه یک می‌باشند و آزمون هم‌انباشتگی انگل گرنجر نشان‌دهنده وجود ارتباط بلندمدت میان درآمد و مخارج دولت در کشور قطر است. نتایج آزمون علیت گرنجری نشان‌دهنده وجود ارتباط یک‌طرفه از درآمدهای دولت به سمت مخارج دولت می‌باشد.

پتانلا و صادقی[4] (۲۰۱۲) به بررسی ارتباط میان درآمد و مخارج دولت در بین ۱۵ کشور صادرکننده نفت در چارچوب یک مدل پانل VAR برای دوره زمانی ۲۰۰۹-۲۰۰۰

1. Ravinthirakumaran
2. Elyasi and Rahimi
3. Al-khulaifi
4. Petanla and Sadeghi

با استفاده از داده‌های سالیانه کشورها می‌پردازند. در این مطالعه از درآمدهای نفتی به‌عنوان یک متغیر جایگزین درآمدهای دولت (زیرا درآمدهای نفتی بیشترین حجم درآمدهای دولتی را در اغلب کشورهای صادرکننده نفتی به‌خود اختصاص می‌دهد) استفاده می‌شود. نتایج حاصل از مطالعه آنها نشان‌دهنده وجود ارتباط علی یک‌سویه از درآمدهای نفتی به سمت مخارج دولت در کشورهای منتخب در بلندمدت است. گرکز و همکاران (۲۰۱۲) به بررسی ارتباط میان درآمدهای نفتی و مخارج دولت در ایران طی دوره زمانی ۲۰۰۷-۱۹۹۶ می‌پردازند. نتایج آنها نشان می‌دهد که درآمدهای نفتی طی دوره زمانی مطالعه بر مخارج دولت تأثیرگذار بوده و این تأثیر در دوره زمانی بلندمدت مثبت و معنادار است.

۳. روش‌شناسی تحقیق

از آنجا که در مورد نوع ارتباط و جهت علیت میان متغیر درآمد و مخارج دولت چهار نحله فکری وجود دارد، بنابراین در این مطالعه ابتدا به بررسی رابطه علی میان متغیرهای مذکور می‌پردازیم. در اکثر مطالعات انجام شده برای تعیین علیت، از آزمون علیت گرنجری به‌عنوان راه‌حل کلیدی استفاده شده است. اما روش‌های دیگری نیز برای آزمون علیت به کار برده شده است که بخشی از آنها به‌وسیله تکنیک‌های جدید اقتصادسنجی توسعه داده شده است. با این مقدمه، روش‌شناسی مطالعات انجام شده را می‌توان در چهار گروه اصلی دسته‌بندی کرد:

اولین گروه روش‌شناسی مطالعاتی است که توسط گرنجر[1] (۱۹۶۹) و سیمز[2] (۱۹۷۲) برای کشورهای توسعه‌یافته‌ای همچون ایالات متحده آمریکا در دوره ۱۹۸۸-۱۹۴۷ به‌کار برده شده است. گروه دوم مطالعات، تکنیک هشیائو[3] (۱۹۸۱) را به کار برده‌اند که آزمون علیت گرنجر را به‌وسیله ترکیب کردن معیار آکائیک (۱۹۶۹) و معیار خطای پیش‌بینی نهایی گسترش داد. این مطالعات کشورهایی همچون ایالات متحده، آمریکای لاتین و

1. Granjer
2. Sims
3. Hsiao

چند کشور آسیایی را دربرمی‌گیرند. گروه سوم مطالعات متدلوژیکی مربوط به هم‌انباشتگی و مدل تصحیح خطا (گرنجر، ۱۹۸۸) است که در چندین مطالعه جداگانه برای تعدادی از کشورهای توسعه‌یافته و برخی از کشورهای در حال توسعه به‌کار برده شده‌اند. گروه چهارم، مربوط به آزمون علیت تودا و یاماموتو[1] (۱۹۹۵) است که با ارائه این آزمون، مشکلاتی نظیر قدرت پایین آزمون‌های ریشه واحد و عدم قابلیت اطمینان آزمون‌های هم‌انباشتگی در نمونه‌های کوچک برطرف می‌شود.

روش تودا یاماموتو نسبت به سایر آزمون‌های علیت مزایایی دارد که به‌اختصار اشاره می‌کنیم:

۱. روش‌های متعددی جهت بررسی روابط علی بین متغیرها وجود دارد (مانند روش‌های گرنجر، سیمز و ...) اما روش‌های موصوف نسبت به درجه هم‌انباشتگی متغیرها حساس است. در صورتی که در روش آزمون علیت تودا و یاماموتو نیازی به یکسان بودن درجه انباشتگی متغیرها نیست. به‌عبارت‌دیگر این روش به‌وجود رابطه هم‌انباشتگی میان متغیرها حساس نیست.

۲. روش آزمون بسیار ساده بوده و بسیاری از ضعف‌های سایر روش‌های اقتصادسنجی را ندارد.

ازاین‌رو در این مقاله، برای دوری از مشکلاتی که در کاربرد روش‌های گروه اول تا سوم وجود دارد، از روش تودا ـ یاماموتو به‌عنوان روشی مطلوب جهت بررسی رابطه علی بین متغیرهای درآمد و مخارج دولت در ایران استفاده شده است.

۱-۳. آزمون علیت تودا و یاماموتو

تودا و یاماموتو در سال ۱۹۹۵، یک روش ساده به‌صورت تخمین یک مدل VAR تعدیل‌یافته، برای بررسی رابطه علیت گرنجری پیشنهاد دادند. آنها استدلال کردند که این روش حتی در شرایط وجود یک رابطه هم‌جمعی بین متغیرها نیز معتبر است در این روش ابتدا باید تعداد وقفه‌ها(k) ی بهینه مدل VAR و سپس درجه همگرایی ماکزیمم (dmax)

1. Toda and Yamamoto (TY)

را تعیین کرد و یک مدل VAR را با تعداد وقفه‌های (k + dmax) تشکیل داد. البته فرایند انتخاب وقفه زمانی معتبر خواهد بود که k ≥ dmax باشد. پس اگر مدل دو متغیره زیر را در نظر بگیریم آزمون علیت تودا یاماموتو را می‌توان به‌صورت ذیل مشخص کرد:

$$Y_t = \alpha_0 + \beta_{1i}\sum_{i=1}^{k} Y_{t-i} + \beta_{2j}\sum_{j=k+1}^{d_{max}} Y_{t-j} + \gamma_{1i}\sum_{i=1}^{k} X_{t-i} + \gamma_{2j}\sum_{j=k+1}^{d_{max}} X_{t-j} + \varepsilon_{1t} \quad (۱)$$

$$X_t = \alpha_1 + \lambda_{1i}\sum_{i=1}^{k} X_{t-i} + \lambda_{2j}\sum_{j=k+1}^{d_{max}} X_{t-j} + \delta_{1i}\sum_{i=1}^{k} Y_{t-i} + \delta_{2j}\sum_{j=k+1}^{d_{max}} Y_{t-j} + \varepsilon_{2t} \quad (۲)$$

آماره آزمون مورد استفاده، آماره والد[1] است، که توزیع X^2 مجانبی با درجه آزادی برابر با تعداد محدودیت‌ها دارد. زاپاتا و رامبالدی[2] (۱۹۹۷) بیان می‌کنند که مزیت این روش این است که ما را از لزوم اطلاع داشتن از ویژگی‌های هم‌جمعی سیستم بی‌نیاز می‌کند و فقط اطلاع از رتبه مدل خودرگرسیون برداری و درجه همگرایی ماکزیمم متغیرها برای انجام این آزمون کفایت می‌کند. با عنایت به رابطه (۱) و (۲) می‌توان رابطه علیت میان درآمد و مخارج دولت در ایران را به‌صورت زیر بازنویسی کنیم:

$$LTR_t = C_1 + \sum_{i=1}^{2}\alpha_{1i} LTR_{t-i} + \sum_{i=1}^{2}\beta_{1i} LGE_{t-i} + \varepsilon_{1t} \quad (۳)$$

$$LGE_t = C_1 + \sum_{i=1}^{2}\alpha_{2i} LTR_{t-i} + \sum_{i=1}^{2}\beta_{2i} LGE_{t-i} + \varepsilon_{2t} \quad (۴)$$

که در آن:

LTR_t: بیانگر لگاریتم درآمدهای دولتی،

LGE_t: بیانگر لگاریتم مخارج دولتی است.

۲-۳. ایستایی[3] و آزمون ریشه واحد[4]

در مدل‌سازی اقتصادی و اقتصادسنجی سری‌های زمانی بایستی ایستایی متغیرهای سری

---

۱. باید توجه داشت که آزمون محدودیت والد تنها روی وقفه‌های اصلی (k) صورت می‌پذیرد.

2. H. O. Zapata and A. N. Rambaldi
3. Stationarity
4. Unit Root Test

زمانی مورد بررسی قرار گیرد. یکی از انواع مهم داده‌های آماری مورد استفاده در تجزیه و تحلیل‌های تجربی، داده‌های سری زمانی می‌باشد. بررسی‌هایی که از سال‌های ۱۹۹۰ به بعد انجام شده، نشان داده است که فرض ایستایی (میانگین و واریانس متغیرها در طول زمان ثابت بوده و مستقل از زمان باشد) در مورد بسیاری از متغیرهای سری‌های زمانی اقتصاد کلان نادرست بوده و اکثر این متغیرها وابسته به زمان بوده و ناایستا می‌باشند. مطالعات نشان داده است که در صورت عدم تحقق فرض ایستایی یعنی ناایستا بودن متغیرها در سری‌های زمانی، استفاده از آمارهای F,t گمراه‌کننده بوده و احتمال اینکه نتایج به‌دست آمده تنها یک رگرسیون جعلی بوده و هیچگونه رابطه اقتصادی واقعی تعادلی نداشته باشد، افزایش می‌یابد. بنابراین لازم است ایستایی و ناایستایی متغیرها بررسی شود.

۱-۲-۳. آزمون ریشه واحد با لحاظ شکست ساختاری[1]

برای بررسی ایستایی متغیرها آزمون‌های مختلفی همچون همبستگی نگار[2] و تابع خود همبستگی[3]، آزمون دیکی ـ فولر[4] و دیکی ـ فولر تعمیم یافته[5] وجود دارد. با توجه به اینکه در روش تودا و یاماموتو به اطلاعاتی در مورد درجه پایایی متغیرها و وقفه بهینه نیازمندیم ازاین‌رو ابتدا پایایی متغیرها آزمون شده است. آزمون‌های ریشه واحد مرسوم از قبیل آزمون‌های دیکی فولر تعمیم‌یافته[6] (۱۹۷۹) و فیلیپس ـ پرون[7] (۱۹۸۸) هنگام وجود شکست شکست ساختاری در متغیرهای اقتصادی نتایج گمراه‌کننده‌ای را گزارش می‌دهند (تورش به سمت عدم رد فرضیه صفر هنگامی که داده‌های سری زمانی دچار شکست ساختاری

---

1. Structural Breaks
2. Correlogram
3. Auto Correlation Functions (ACF)
4. Dickey-Fuller Test (DF)
5. Augmented Dickey-Fuller Test (ADF)

۶. البته نتایج حاصل از آزمون ریشه واحد دیکی ـ فولر نشان می‌دهد که تمامی متغیرها ناپایا هستند و همگی با یک بار تفاضل‌گیری پایا می‌شوند بنابراین هر دو متغیر الگو هم انباشته از درجه یک I(1) می‌باشند (نتایج به‌منظور رعایت اختصار گزارش نشده است).

7. Philips and Perron

شده باشند) (پرون، ۱۹۸۹) از آنجا که در طول دوره تحقیق شاهد ظهور و بروز حوادث و وقایع عدیده‌ای مانند بروز انقلاب، جنگ تحمیلی، تحریم و ... در اقتصاد ایران می‌باشیم، امکان شکست ساختاری در سری‌های زمانی الگو بسیار قوت می‌یابد. بدین‌منظور و جهت جلوگیری از نتایج گمراه‌کننده، از دو آزمون ریشه واحد با لحاظ شکست ساختاری جهت بررسی مانایی متغیرهای الگو به‌شرح زیر استفاده می‌شود.

۱-۱-۲-۳. آزمون زیوت ـ اندریوز[1] با لحاظ یک شکست ساختاری

موضوع تغییرات ساختاری اهمیت قابل توجهی در تحلیل سری‌های زمانی اقتصاد کلان دارد. تحولات ساختاری در بسیاری از سری‌های زمانی، می‌تواند دلایل متعددی از قبیل بحران‌های اقتصادی، تغییر در چارچوب و ترتیبات نهادی ـ سازمانی، تغییرات سیاسی و حتی تغییر رژیم حکومتی داشته باشد. اگر چنین تحولات ساختاری در روند داده‌های سری زمانی مورد توجه قرار نگیرد، ممکن است نتایج تخمین به سمت عدم رد فرض نامانایی داده‌ها تورش داشته باشد. لازم به ذکر است، تعیین درون‌زای یک شکست ساختاری بالقوه، لزوماً به معنی وجود شکست ساختاری واقعی نمی‌باشد و این مسئله درحقیقت بیان‌کننده این است که اگر واقعاً شکستی رخ داده باشد، بیشترین احتمال وقوع آن در زمان تعیین شده به‌صورت درون زا خواهد بود (صمدی و پهلوانی، ۱۳۸۸: ۲۴۵).

به‌منظور یافتن درون‌زای زمان تغییر جهت ساختاری در متغیرهای الگو از آزمون زیوت ـ اندریوز که درواقع تعمیم‌یافته آزمون پرون[2] (۱۹۸۹) است، استفاده می‌کنیم. در این آزمون فرضیه صفر مبنی‌بر وجود ریشه واحد است، به‌طوری‌که هیچ شکست ساختاری وارد الگو نشود؛ درحالی‌که فرض مقابل بیان می‌کند که سری زمانی دارای روندی مانا با یک شکست ساختاری است که در زمانی نامعلوم رخ داده است.[3]

---

1. Zivot and Andrews
2. Perron
۳. آزمون زیوت ـ اندریوز در حضور شکست ساختاری درون‌زا مانایی متغیرها را نیز نشان می‌دهد (هاروی و پهلوانی، ۲۰۰۶).

در این آزمون فرضیه صفر مبنی‌بر وجود ریشه واحد عبارت است از:

$$H_0: y_t = \mu + y_{t-1} + e_t \quad (۵)$$

و فرضیه مقابل آن از سه الگو (A)، (B) و (C) ـ بسته به فرضیه ـ رقیب تبعیت می‌کند: H_1:

$$Model\ (A): y_t = \hat{\mu}^A + \hat{\theta}^A DU_t(\hat{T}_b) + \hat{\beta}^A t + \hat{\alpha}^A y_{t-1} + \sum_{j=1}^{k} \hat{C}^A_j \Delta y_{t-j} + \hat{e}_t$$

$$Model\ (B): y_t = \hat{\mu}^B + \hat{\beta}^B t + \hat{\gamma}^B DT_t(\hat{T}_b) + \hat{\alpha}^B y_{t-1} + \sum_{j=1}^{k} \hat{C}^B_j \Delta y_{t-j} + \hat{e}_t$$

$$Model\ (C): y_t = \hat{\mu}^C + \hat{\theta}^C DU_t(\hat{T}_b) + \hat{\beta}^C t + \hat{\gamma}^C DT_t(\hat{T}_b) + \hat{\alpha}^C y_{t-1} + \sum_{j=1}^{k} \hat{C}^C_j \Delta y_{t-j} + \hat{e}_t$$

همان‌طور که مشاهده می‌شود، الگوی A بیانگر تغییر در عرض از مبدأ، الگوی B بیانگر تغییر در شیب و الگوی C بیانگر تغییر در عرض از مبدأ و تغییر در شیب توأم با یکدیگر می‌باشد. DU یک متغیر مجازی است که کمیت آن برای سال‌های $t>T_b$ برابر یک و برای بقیه سال‌ها صفر است و DT_t یک متغیر مجازی روند است که کمیت آن برای سال‌های $t>T_b$ برابر با $t\text{-}T_b$ و برای بقیه سال‌ها صفر است که در آن T_b زمان شکست ساختاری است. زیوت و اندریوز پیشنهاد می‌کنند که نقاط شکستگی (تاریخ تغییر جهت ساختاری) مابین ۷۰ درصد حجم نمونه قرار می‌گیرد؛ یعنی $0.15T \leq T_b \leq 0.85T$ برای هر یک از سال‌ها، الگوهای (A)، (B) و (C) بسته به فرضیه رقیب به روش حداقل مربعات معمولی تخمین زده می‌شود و پایین‌ترین آماره t مربوط به ضریب y_{t-1} هریک از رگرسیون‌ها با توجه به مقدار بهینه، به‌عنوان سال شکست ساختاری یا تغییر جهت ساختاری انتخاب می‌شود. تحت صحت فرضیه صفر، آماره t مربوط به ضریب y_{t-1} (یعنی $t_{\hat{\alpha}}$) دارای توزیع حدی است. کمیت‌های بحرانی مورد نیاز برای انجام آزمون ـ با توجه به کمیت λ که نسبت زمان بروز شکست ساختاری به حجم نمونه ($\lambda = \frac{TB}{n}$) را نشان می‌دهد ـ توسط پرون استخراج و جدول‌بندی شده است. آماره آزمون مربوط به سایر ضرایب

برآورد شده، وقتی فرضیه صفر رد می‌شود، دارای توزیع حدی نرمال استاندارد است. بنابراین می‌توان از مقادیر بحرانی توزیع نرمال استاندارد برای آزمون معنادار بودن ضرایب استفاده کرد. آنچه که در برآورد رگرسیون الگوهای (A)، (B) و (C) برای ما مهم است، کمیت ضریب مربوط به y_{t-1} یعنی $\hat{\alpha}$ و کمیت آماره t آن است. به‌منظور انجام ریشه واحد (ناپایایی)، فرضیه صفر و مقابل زیر مورد توجه قرار می‌گیرد:

$$\begin{cases} H_0: \alpha = 1 \\ H_1: \alpha < 1 \end{cases}$$

کمیت آماره آزمون براساس صحت فرضیه H_0 با استفاده از رابطه $t = \frac{\hat{\alpha}-\alpha}{\alpha}$ محاسبه می‌شود و این آماره با مقادیر بحرانی توزیع حدی آماره آزمون $t_{\hat{\alpha}}$ که تغییر ساختاری را نشان می‌دهد مقایسه می‌شود، در صورتی که مقدار این آماره (ازلحاظ جبری) از مقادیر تمامی کمیت‌های بحرانی ارائه شده در سطوح مختلف معناداری کوچک تر باشد، فرضیه H_0 رد نمی‌شود.[۱]

نتایج حاصل از آزمون زیوت ـ اندریوز در جدول ۱ نشان می‌دهد که متغیرهای درآمد و مخارج دولت بر اساس الگوی A در سطح نامانا بوده اما تفاضل مرتبه اول درآمدهای دولتی در سطح یک درصد مانا می‌باشد. همچنین بر اساس الگوی B هر دو متغیر در سطح نامانا می‌باشند اما تفاضل مرتبه اول مخارج دولت در سطح یک درصد مانا می‌شود. بر اساس الگوی C هر دو سری زمانی در سطح ناماناست اما تفاضل مرتبه اول آنها در سطح ۱۰ درصد مانا می باشند .از آنجا که الگوی C نسبت به دو الگوی A و B کامل‌تر است، بر این اساس می‌توان نتیجه گرفت که متغیرهای الگو با لحاظ یک شکست ساختاری پس از یک بار تفاضل‌گیری مانا شده‌اند، بدین معنی که این متغیرها جمعی از درجه I(1) می باشند. این نتیجه گواهی بر اهمیت اعمال شکست ساختاری در محاسبات اقتصادسنجی

---

۱. ازآنجاکه سال‌های شکست ساختاری به صورت دینامیک استخراج می‌شود و تحلیل دقیق این شکست‌های ساختاری مشکل است، با وجود این می‌توان سال‌های شکست متغیر سری زمانی را بر اساس الگوی C به دلیل کامل بودن و در بر گرفتن مدل‌های A و B تحلیل کرد.

است. لذا اگر بخواهیم از آزمون‌های هم‌جمعی برای تعیین رابطه بلندمدت بین متغیرهای مدل استفاده نماییم، بایستی شکست ساختاری را در مدل به صورت درون‌زا اعمال کنیم تا نتایج ما تورش‌دار نباشند (نوفرستی، ۱۳۷۸).

جدول ۱. آزمون ریشه واحد زیوت ـ اندریوز

	Series	T	T_b	Lag				$\hat{\alpha}$		$\hat{c}$
MODEL (A)	LTR	۳۱	۱۹۹۳	۱	۲/۲۴ (۳/۷۱)	۰/۰۶ (۳/۱۷)	۰/۴۳ (۲/۵۲)	−۰/۳۵ (−۳/۵۳)	---	۰/۱۰ (۰/۶۲)
	LGE	۳۱	۱۹۹۳	۱	۱/۶۴ (۳/۷۹)	۰/۰۴ (۲/۸۰)	۰/۳۳ (۳/۰۵)	−۰/۲۳ (−۳/۴۶)	---	۰/۰۴ (۰/۲۵)
	ΔLTR	۳۰	۱۹۸۹	۱	۰/۲۲ (۲/۵۰)	−۰/۰۱ (−۲/۸۳)	۰/۵۹ (۳/۷۷)	**−۱/۳۸ (−۵/۴)	---	۰/۲۰ (۱/۱۹)
	ΔLGE	۳۰	۱۹۹۰	۱	۰/۱۸ (۲/۷۱)	−۰/۰۱ (−۲/۴۷)	۰/۳۸ (۳/۴۴)	−۱/۰۹ (−۴/۲۶)	---	۰/۰۳ (۰/۲۰)
MODEL (B)	LTR	۳۱	۱۹۸۷	۱	۲/۵۳ (۲/۴۸)	۰/۰۲ (۰/۹۲)	---	−۰/۳۵ (−۲/۶۵)	۰/۰۶ (۱/۳۴)	۰/۲۶ (۱/۴۵)
	LGE	۳۰	۱۹۸۶	۱	۲/۴۳ (۲/۷۶)	۰/۰۰۳ (۰/۳۷)	---	−۰/۳۰ (−۲/۸۴)	۰/۰۷ (۱/۸۱)	۰/۳۰ (۱/۸۲)
	ΔLTR	۳۰	۱۹۹۴	۱	−۰/۰۹ (−۰/۴)	۰/۰۲ (۱/۵۶)	---	−۱/۰۲ (−۳/۶۶)	−۰/۰۳ (−۱/۵۹)	۰/۰۰۵ (۰/۰۳)
	ΔLGE	۲۷	۱۹۹۴	۴	−۰/۶۷ (−۴/۶۰)	۰/۰۷ (۵/۶۲)	---	**−۱/۷۴ (−۶/۳۲)	−۰/۰۸ (−۵/۴۳)	۰/۴۲ (۱/۹۵)
MODEL (C)	LTR	۳۱	۱۹۹۲	۱	۳/۵۱ (۲/۸۰)	۰/۰۵ (۲/۸۲)	۰/۵۹ (۲/۷۴)	−۰/۵۱ (−۲/۹۴)	۰/۰۵ (۱/۴۱)	۰/۲۶ (۱/۳۱)
	LGE	۳۱	۱۹۸۴	۱	۲/۲۱ (۲/۷۴)	۰/۰۵ (۰/۸۱)	−۰/۲۶ (−۱/۶۷)	−۰/۳ (−۳/۰۹)	۰/۰۲ (۰/۳۳)	۰/۲۹ (۱/۷۶)
	ΔLTR	۳۰	۱۹۸۹	۱	۰/۶۴ (۲/۴۴)	−۰/۰۶ (−۲/۲۷)	۰/۷۷ (۴/۱۸)	**−۱/۴۶ (−۵/۸۵)	۰/۰۵ (۱/۶۷)	۰/۲۶ (۱/۵۵)
	ΔLGE	۲۷	۱۹۹۳	۴	−۰/۵۵ (−۳/۴۱)	۰/۰۶ (۴/۵۸)	۰/۲۵ (۲/۳۰)	**−۲/۰۸ (−۶/۰۲)	−۰/۰۸ (−۵/۲۳)	۰/۶۹ (۲/۷۸)

توضیح: مقادیر بحرانی برای متغیرهای LTR و LGE در سطح ۱ درصد و ۵ درصد به‌ترتیب برای عرض از مبدأ ۵/۳۴- و ۴/۸- و برای روند ۴/۹۳- و ۴/۴۲- و برای عرض از مبدأ و روند توأم با یکدیگر برابر با ۵/۵۷- و ۵/۰۸ – است.

۲-۱-۲-۳. آزمون لی ـ استرازیکیچ با لحاظ دو شکست ساختاری

آزمون ریشه واحد لی ـ استرازیکیچ به بررسی مانایی متغیرها با وجود دو شکست ساختاری با استفاده از ضریب لاگرانژ می‌پردازد.[۱] اگر فرایند تولید داده را به‌شرح زیر در نظر بگیریم:

$$y = \delta Z_t + e_t \ , e_t = \beta e_{t-1} + \varepsilon_t \qquad (۶)$$

که در آن Z_t بردار متغیرهای برون‌زا، δ بردار پارامترهای الگو و ε_t نوفه سفید با میانگین صفر و واریانس ثابت $\varepsilon_t \sim NIID(0, \delta^2)$ می‌باشند. در ابتدا ما به بررسی حالتی می‌پردازیم که در آن حالت متغیرهای الگو دارای یک شکست ساختاری باشند در این حالت تغییرات در متغیرهای الگو به دودسته تغییر تقسیم‌بندی می‌شوند، تغییر در سطح و تغییر در سطح و روند توأم با یکدیگر. در حالت تغییر در سطح $Z_t = [1, t, D_t]'$ و در حالت تغییر در سطح و روند $Z_t = [1, t, D_t, DT_t]'$ خواهد بود که در آن D_t و DT_t دو متغیر دامی هستند که به‌صورت زیر تعریف می‌شوند:

$$D_t = 1 \ , if \ t \geq T_B + 1$$
$$= 0 \ , otherwise$$

و

$$DT_t = t - T_B \ , if \ t \geq T_B + 1$$
$$= 0 \ , otherwise$$

که در آن T_B زمان شکست در سری زمانی است.

چنانچه تعداد شکست‌های ساختاری در متغیرهای الگو را ۲ شکست در نظر بگیریم، مدل شکست ساختاری با دو تغییر در سطح (مدل A) به‌صورت $Z_t = [1, t, D_{1t}, D_{2t}]'$ و مدل شکست ساختاری با دو تغییر در سطح و روند توأم با یکدیگر (مدل C) به این صورت خواهد بود. $Z_t = [1, t, D_{1t}, DT_{1t}, D_{2t}, DT_{2t}]'$ که D_{jt} و DT_{jt} برای $j = 1, 2$ دو متغیر دامی می‌باشند، که به‌صورت زیر تعریف می‌شوند:

---

۱. وجود بیش از دو شکست در داده‌های سری زمانی ایران ممکن است، اما جدیدترین آزمون‌های ریشه واحدی که در این مقاله نیز از آنها استفاده شده است تنها قادر به در نظر گرفتن دو شکست در آزمون ریشه واحد می‌باشند.

$$D_{jt} = 1, if\ t \geq T_{Bj} + 1$$
$$= 0, otherwise$$

و

$$DT_{jt} = t - T_{Bj}, if\ t \geq T_{Bj} + 1$$
$$= 0, otherwise$$

که در آنها T_{Bj} مبین زمان زامین شکست ساختاری می‌باشد.

در این روش از معادله رگرسیون به‌شرح زیر برای به‌دست آوردن آماره آزمون ریشه واحد ضریب لاگرانژ استفاده می‌شود:

$$\Delta y_t = \delta' \Delta Z_t + \emptyset \tilde{S}_{t-1} + \sum_{i=1}^{k} \gamma_i \Delta \tilde{S}_{t-j} + u_t \quad (۷)$$

که در آن $\tilde{S}_t = y_t - \tilde{\psi}_t - Z_t \tilde{\delta}, t = 2, \ldots\ldots, T$ و $\tilde{\delta}$ بیانگر ضریب رگرسیون Δy_t بر ΔZ_t می‌باشد و $\tilde{\psi}_t = y_t - Z_1 \tilde{\delta}$.

که در آن y_1 و Z_1 به‌ترتیب بیانگر نخستین مشاهده از متغیرهای y_t و Z_t می‌باشند. از معادله فوق به‌منظور بررسی فرضیه صفر ریشه واحد (Ø=0) با استفاده از آماره t ضریب لاگرانژ استفاده می‌شود. محل شکست ساختاری با در نظر گرفتن تمامی شکست‌های ممکن، زمانی انتخاب می‌شود که در آن زمان آماره t ضریب لاگرانژ کمترین مقدار را به خود اختصاص دهد، مقادیر بحرانی در مقاله لی ـ استرازیچیکی (۲۰۰۳ و ۲۰۰۴) بررسی و محاسبه شده است. نتایج حاصل از آزمون فوق در جدول ۲ آمده است.

نتایج به‌دست آمده از جدول ۲ نشان می‌دهد که متغیرهای لگاریتم درآمد و مخارج دولت براساس الگوی A انباشته از مرتبه یک بوده و هر دو متغیر الگو با لحاظ دو شکست ساختاری پس از یکبار تفاضل‌گیری به‌صورت درون‌زا پایا می‌شوند. بر این اساس می‌توان نتیجه گرفت که مرتبه انباشتگی هر دو متغیر مذکور، براساس آزمون ریشه واحد لی ـ استرازیچیکی نیز همانند آزمون زیوت ـ اندریوزیک می‌باشد.

جدول ۲. آزمون ریشه واحد لی ـ استرازیچیکی

	Series	TB_1	TB_2	S_{t-1}	DT_{1t}	B_{1t}	B_{2t}	DT_{2t}	k
MODEL (A)	LGE	۱۹۹۰	۲۰۰۷	-۰/۰۹ (-۱/۵۹)	----	-۰/۰۴ (-۰/۲۶)	۰/۳۰ (۱/۸۲)	----	۱
	LTR	۱۹۸۷	۱۹۹۸	-۰/۱۶ (-۱/۹۶)	----	-۰/۴۴ (-۱/۸۴)	۰/۵۴ (۲/۳۵)	----	۱
	ΔLGE	۱۹۸۹	۱۹۹۷	*-۱/۳۶ (-۴/۵۶)	----	۰/۳۱ (۲/۳۲)	-۰/۲۶ (-۱/۹۳)	----	۱
	ΔLTR	۱۹۸۸	۱۹۹۷	*-۱/۴۰ (-۴/۹۹)	----	۰/۴۶ (۲/۲۹)	-۰/۷۰ (-۳/۳۴)	----	۱
MODEL (C)	LGE	۱۹۸۷	۱۹۹۳	-۰/۷۷ (-۳/۷۶)	۰/۰۵ (۰/۵۷)	-۰/۰۲ (-۰/۱۵)	-۰/۱۳ (-۰/۸۶)	۰/۲۰ (۱/۹۶)	۱
	LTR	۱۹۸۵	۱۹۹۳	-۱/۰۸ (-۴/۷۴)	-۰/۰۰۱ (-۰/۰۱)	-۰/۴۷ (-۲/۷)	-۰/۰۵ (-۰/۳)	۰/۲۲ (۲/۲۴)	۱
	ΔLGE	۱۹۸۴	۱۹۹۱	-۱/۴۲ (-۴/۴۲)	-۰/۱۶ (-۱/۶۳)	۰/۰۹ (۰/۵۸)	-۰/۰۶ (-۰/۴۳)	۰/۰۴ (۰/۶۸)	۱
	ΔLTR	۱۹۸۶	۱۹۹۳	*-۱/۵۸ (-۶/۸۵)	-۰/۵۰ (-۴/۰۵)	۰/۹۴ (۴/۹۹)	-۰/۲۷ (-۱/۶۲)	-۰/۰۳ (-۰/۴۶)	۱

توضیح: مقادیر بحرانی در سطوح ۱، ۵ و ۱۰ درصد برای مدل A به‌ترتیب برابر ۴/۵۴-، ۳/۸۴- و ۳/۵۰- و برای مدل C به‌ترتیب برابر با ۵/۸۲-، ۵/۲۸- و ۴/۹۸- می‌باشند (لی و استرازیکیچ، ۲۰۰۳).

* مبین معناداری در سطح ۱ درصد می‌باشد.

۳-۳. نتایج آزمون علیت تودا ـ یاماموتو

اکنون که نتایج آزمون‌های شکست ساختاری، ریشه واحد و تعیین وقفه بهینه[1] مشخص

۱. برای تعیین وقفه بهینه مدل در این مطالعه از معیارهایی همچون معیار اطلاعاتی آکائیک، معیار شوارتز و معیار خطای نهایی پیش‌بینی تا ۲ وقفه استفاده کرده‌ایم که همه آنها بیانگر این هستند که وقفه یک، وقفه بهینه برای مدل است (نتایج به‌منظور رعایت اختصار گزارش نشده است).

شد، به‌منظور بررسی رابطه علیت گرنجری از آزمون علیت تودا یاماموتو جهت بررسی رابطه علی بین درآمدها و مخارج دولت استفاده می‌شود. با توجه به نتایج به‌دست آمده از آزمون‌های ریشه واحد و معیارهای آکائیک، شوارتز و خطای پیش‌بینی نهایی درجه پایایی ماکزیمم و وقفه بهینه، هر دو برابر یک است. در نتیجه برای بررسی رابطه علیت تودا ـ یاماموتو میان دو متغیر از رابطه‌های ۱ و ۲ با تعداد ۲ وقفه استفاده می‌کنیم ($dmax+k=1+1=2$). و آزمون والد برای آزمون ضرایب به‌دست آمده از مدل خود بازگشت برداری به‌کار برده می‌شود. جدول ۳، نتایج آزمون والد در مورد معناداری ضرایب با وقفه متغیرهای به‌کار رفته در مطالعه را نشان می‌دهد. همان‌گونه که در جدول ۳ مشاهده می‌شود، یک رابطه علیت گرنجری یک طرفه از درآمدهای دولتی به‌سوی مخارج دولت در ایران وجود دارد. نتایج حاصل از این مطالعه با فرضیه مالیات ـ مخارج که به‌وسیله فریدمن (۱۹۷۸) مورد حمایت قرار گرفته و مبتنی‌بر این ایده است که رابطه علی از طرف درآمدهای دولت به سمت مخارج آن است، منطبق و سازگار می‌باشد.

جدول ۳. نتایج آزمون والد

متغیر وابسته	متغیر تأثیرگذار	فرض H_0	آماره والد (χ^2)	P-Value	نتیجه‌گیری
LTR	LGE	$\beta_{1i}=0$	۱/۴۲	۰/۲۳۲	LGE $\not\Rightarrow$ LTR
LGE	LTR	$\alpha_{2i}=0$	۲/۷۳۶	۰/۰۹*	LTR $\rightarrow$ LGE

توضیح: * مبین رد فرضیه صفر در سطح ۱۰ درصد است.

۴. بررسی ارتباط بلندمدت میان درآمد و مخارج دولت در ایران با لحاظ شکست ساختاری

۴-۱. آزمون هم‌انباشتگی گریگوری ـ هانسن[1]

کانیتاما (۱۹۹۶) شرح می‌دهد که در حضور تغییرات ساختاری در متغیرهای الگو

1. Gregory and Hansen

آزمون‌های مرسوم هم‌انباشتگی، ممکن است منجر به ایجاد هم‌انباشتگی کاذب شود. بنابراین در این تحقیق با توجه به دوره زمانی مطالعه که در آن دوره زمانی اقتصاد ایران با شکست‌های ساختاری بالقوه‌ای همچون انقلاب، جنگ به همراه تغییرات متعدد سیاسی همراه بوده است، باید اثرات تغییرات بالقوه ساختاری به‌منظور اجتناب از ایجاد هم‌انباشتگی کاذب مدنظر قرار گیرد.

در این آزمون فرض بر این است که یک تاریخ تغییر جهت ساختاری در بردار همجمعی بین متغیرهای سری زمانی وجود دارد. فرضیه صفر این آزمون، دلالت بر عدم وجود رابطه همجمعی داشته و ازاین‌رو با سایر آزمون‌ها متفاوت است. مهم‌ترین مزیت این آزمون، تعیین نقطه تغییر جهت در رابطه بین دو متغیر به‌صورت درون‌زاست. گریگوری ـ هانسن به‌منظور استخراج آماره آزمون خود، از رگرسیون همجمعی متعارف زیر استفاده کرده‌اند:

$$y_{1t} = \mu + \alpha^T y_{2t} + e_t \qquad t = 1,2,\ldots\ldots\ldots T \tag{۸}$$

که در آن y_{2t} یک بردار m متغیره و e_t یک متغیر I(0) فرض می‌شود.

در الگوهای تغییر جهت ساختاری برای این آزمون حالت‌های متفاوتی به‌شرح روابط زیر وجود دارد:

$$(C): y_{1t} = \mu_1 + \mu_2\varphi_{tT} + \alpha^T y_{2t} + e_t \quad t = 1,2,\ldots\ldots\ldots T$$
$$(C/T): y_{1t} = \mu_1 + \mu_2\varphi_{tT} + \beta t + \alpha^T y_{2t} + e_t \quad t = 1,2,\ldots\ldots\ldots T$$
$$(C/S): y_{1t} = \mu_1 + \mu_2\varphi_{tT} + {\alpha_1}^T y_{2t} + {\alpha_2}^T y_{2t}\varphi_{1T} + e_t \quad t = 1,2,\ldots\ldots\ldots T$$

رابطه (C) به الگوی تغییر سطح، رابطه (C/T) به الگوی تغییر در سطح به همراه روند و رابطه (C/S) به الگوی تغییر رژیم (تغییر جهت ساختاری) نام‌گذاری شده است. φ_{tT} نشانگر متغیر مجازی بوده و مقدار آن برای $t < [\lambda T]$ برابر صفر بوده و برای سایر موارد مقدار یک به خود می‌گیرد (T حجم نمونه).

گریگوری ـ هانسن برای ردیابی روابط همجمعی با وجود احتمال تغییر جهت

ساختاری و همچنین تخمین نقطه شکستگی، آماره‌های فیلیپس (۱۹۸۷) و دیکی ـ فولر تعمیم‌یافته را تغییر داده و آماره جدیدی را پیشنهاد کرده‌اند.

بنابراین با عنایت به مبانی نظری گفته شده درباره آزمون هم‌انباشتگی گریگوری ـ هانسن می‌توان ارتباط میان درآمد و مخارج ایران در بلندمدت را به‌صورت زیر ارائه کنیم:

$$(C): LGE = \alpha + \beta LTR + \delta Dummy + u \quad (۹)$$

$$(C/T): LGE = \alpha + \beta LTR + \gamma t + \delta Dummy + u \quad (۱۰)$$

$$(C/S): LGE = \alpha + \beta LTR + \delta Dummy + \lambda LTR * Dummy + u \quad (۱۱)$$

برای تعیین نقطه شکستگی، همچون آزمون ریشه واحد زیوت – اندریوز، ۷۰ درصد مشاهدات میانی سری زمانی را انتخاب و برای آن سال‌ها متغیر مجازی تعریف می‌کنیم. برای هر نقطه شکستگی (τ) یکی از الگوهای مورد اشاره در روابط (۹) تا (۱۱) را با روش حداقل مربعات معمولی تخمین زده و جملات پسماند آنها ($\hat{e}_{\tau}$) را محاسبه و سپس از آزمون دیکی ـ فولر تعمیم‌یافته استفاده کرده و سالی را که دارای کمترین آماره دیکی فولر تعمیم یافته باشد، به‌عنوان سال شکست ساختاری انتخاب می‌کنیم. این امر برای هر سه الگوی (C)، (C/T) و (C/S) انجام شده و نتایج آن در جدول ۴ ارائه شده است.

فرضیه صفر آزمون همجمعی گریگوری ـ هانسن دلالت بر نبود همجمعی یا نبود رابطه بلندمدت بین متغیرهاست. با توجه به نتایج به‌دست آمده، می‌توان استدلال کرد که آماره Z_t به‌دلیل رد فرضیه صفر در سطوح اطمینان ۱۰ درصد در هر سه الگو بیان می‌کند که با در نظر گرفتن شکست ساختاری و تغییرات رژیمی، رابطه تعادلی بلندمدت بین درآمد و مخارج دولت وجود دارد. آماره ADF نیز در الگوی (C) و (C/S) برای درآمد و مخارج دولت، نشانگر وجود رابطه تعادلی بلندمدت با در نظر گرفتن شکست ساختاری و تغییرات رژیمی در سطح ۵ و ۱۰ درصد است ولی در الگوی (C/T) برای هر جفت از متغیرها در سطوح مختلف تعادلی نشانگر عدم وجود رابطه تعادلی بلندمدت با در نظر گرفتن شکست ساختاری و تغییرات رژیمی است. آماره Z_α به‌دلیل عدم رد فرضیه صفر در

سطوح اطمینان ۱ درصد و ۵ درصد بیان می‌کند که با در نظر گرفتن شکست ساختاری و تغییرات رژیمی، رابطه تعادلی بلندمدت بین درآمد و مخارج دولت وجود ندارد. با عنایت به نتایج ارائه شده در جدول ۴ می‌توان نتیجه گرفت که بین درآمد و مخارج دولت در ایران با لحاظ شکست ساختاری ارتباط وجود دارد و متغیرهای مذکور در بلندمدت با یکدیگر حرکت می‌کنند.

جدول ٤. نتایج آزمون هم‌انباشتگی گریگوری ـ هانسن

مدل	(C)				(C/T)			(C/S)		
	ADF	Z_α		Z_t	ADF	Z_α	Z_t	ADF	Z_α	Z_t
t آماره	-۴/۸۴	-۴/۹۶		-۲۹/۱	-۳/۱۳	-۴/۷۸	-۲۸/۰	-۵/۸۳	-۵/۹۲	-۳۵/۷۲
سال	۱۹۹۱	۱۹۹۰		۱۹۹۰	۱۹۹۷	۱۹۸۹	۱۹۸۹	۱۹۸۹	۱۹۸۹	۱۹۸۹
مقادیر بحرانی		٪۱	٪۵	٪۱۰	٪۱	٪۵	٪۱۰	٪۱	٪۵	٪۱۰
	ADF	-۵/۱۳	-۴/۶۱	-۴/۳۴	-۵/۴۷	-۴/۹۵	-۴/۶۸	-۶/۰۲	-۵/۵۰	-۵/۲۴
	Zt	-۵/۱۳	-۴/۶۱	-۴/۳۴	-۵/۴۷	-۴/۹۵	-۴/۶۸	-۶/۰۲	-۵/۵۰	-۵/۲۴
	Za	-۵۰/۰۷	-۴۰/۴	-۳۶/۱	-۵۷/۱۷	-۴۷/۰۴	-۴۱/۸	-۶۹/۳۷	-۵۸/۵	-۵۳/۳۱

مأخذ: محاسبات محقق.

۲-۴. آزمون هم‌انباشتگی سایکنن ـ لوتکیپل[1]

سایکنن و لوتکیپل (۲۰۰۰a, b, c) اظهار کردند که بسیاری از متغیرهای سری زمانی به‌دلیل وقوع حوادث برون‌زا که ممکن است در طول فرایند تولید آن متغیرها ایجاد گردد، در معرض شکست ساختاری قرار می‌گیرند. بنابراین آنها پیشنهاد کردند که محاسبه و تخمین تغییرات در سطح سری‌های زمانی برای استنباط مناسب و درست از مرتبه هم‌انباشتگی یک سیستم معادلات لازم و ضروری می‌باشد.

1. Saikkonen and Luetkephol

برای بررسی رابطه هم‌انباشتگی بین متغیرهای مقاله از آزمون هم‌انباشتگی سایکنن و لوتکیپل (۲۰۰۳) استفاده می‌شود. این آزمون نتیجه شکست ساختاری در سیستم را براساس چارچوب معادلات چندگانه جوهانسن ـ جوسیلیوس بررسی می‌کند، درحالی‌که روش‌های قبلی مانند گریگوری ـ هانسن (۱۹۹۶) شکست ساختاری را در چارچوب تک معادله بررسی می‌کنند. سایر روش‌های هم‌انباشتگی سنتی هم توانایی بررسی شکست ساختاری را در سیستم معادلات به هیچ وجه ندارند (صمدی و پهلوانی، ۱۳۸۸). طبق مطالعات سایکنن و لوتکیپل (۲۰۰۰b) و لوتکیپل و والترز (۲۰۰۳) یک سری n بعدی $y_t = (y_{1t}, \dots \dots, y_{nt})$.

برداری از متغیرهای مشاهده شده در زمان $(t = 1, \dots \dots, T)$ که با فرایندی به‌شرح زیر تولید شده باشد:

$$y_t = \mu_0 + \mu_1 t + \gamma_1 d_{1t} + \gamma_2 d_{2t} + \gamma_3 d_{3t} + \delta Dt_{ot} + \delta_2 Du_{1t} + x_t \qquad (۱۲)$$

که در آن Dt_{ot} و Du_{1t}، به‌ترتیب نشان‌دهنده متغیر مجازی واکنش و متغیر مجازی انتقال هستند که جهت بررسی شکست ساختاری وارد الگو می‌شوند، به‌گونه‌ای که Dt_{ot} هنگامی که $t = T_0$ باشد برابر با یک می‌باشد و در غیر این صورت برابر با صفر است و متغیر دامی Du_{1t} برابر با یک می‌باشد هنگامی که $t \geq T_1$ و در غیر این صورت برابر با صفر است. پارامترهای $\gamma_i, \mu_0, \mu_1, \delta$ جملات غیرتصادفی و قطعی الگو هستند. d_{1t}, d_{2t}, d_{3t} متغیرهای دامی می‌باشند اما از آنجا که متغیرهای این تحقیق سالیانه است بنابراین این سه متغیر از الگو حذف می‌شود.

براساس مطالعه سایکنن و لوتکیپل جمله x_t یک عملگر خطا غیرقابل مشاهده است که فرض می‌شود دارای فرایند VAR(q) به‌صورت زیر است:

$$x_t = A_1 x_{t-1} + \cdots + A_p x_{t-p} + \varepsilon_t \ , \qquad t = 1,2$$

با کسر x_{t-1} از هر دو طرف رابطه بالا و پس از ساده‌سازی جملات، شکل مناسب تصحیح خطای معادله به‌صورت زیر به‌دست می‌آید:

$$\Delta x_t = \prod x_{t-1} + \sum_{j=1}^{p-1} \Gamma_j \Delta x_{t-j} + u_t$$

این معادله خواص هم‌انباشتگی سیستم را مشخص می‌کند که درآن u_t بردار نوفه سفید بوده و Xt=yt- $X_t = y_t - D_t$ و D_t روند تعیین شده تخمین را مشخص می‌کند. همچنین رتبه $\prod$ نشان‌دهنده رتبه هم‌انباشتگی X_t و بنابراین y_t است. در این روش از رویکرد حداکثر درست‌نمایی برای تعیین ارتباط بلندمدت میان درآمد و مخارج دولت استفاده می‌شود.

به‌منظور اطمینان بیشتر به نتایج حاصل از آزمون گریگوی ـ هانسن بررسی ارتباط بلندمدت میان درآمد و مخارج دولت در ایران طبق روش سایکنن لوتکیپل را در سه حالت مورد بررسی قرار می‌دهیم. در حالت اول یک متغیر دامی برای عرض از مبدأ (جمله ثابت)، در حالت دوم یک متغیر دامی برای جمله روند خطی و در نهایت یک متغیر دامی برای جمله روند خطی مستقل از روابط هم‌انباشتگی مورد بررسی قرار می‌دهیم. مقدار بحرانی در این روش بستگی به انتخاب یکی از سه حالت فوق دارد. علاوه‌بر این، نکته جالب این روش در این است که مقادیر بحرانی حتی با لحاظ متغیرهای مجازی در الگو نیز از اعتبار لازم برخوردار می‌باشد درحالی‌که مقادیر بحرانی آزمون جوهانسون تنها زمانی اعتبار دارد که در الگو متغیر مجازی نداشته باشد.

آزمون سایکنن و لوتکیپل برای هر تعداد متغیر مجازی موجود در الگو به‌کار گرفته می‌شود و همچنین در این روش امکان حذف جمله روند در الگو وجود دارد که در این صورت μ=0 خواهد شد. در این روش نیز همانند روش جوهانسون معیار اطلاعاتی SBC، AIC و HQ در مورد انتخاب مرتبه بهینه مدل خودرگرسیون برداری قابل کاربرد است.

فرضیه صفر در هر سه حالت فوق نبود ارتباط بلندمدت میان درآمد و مخارج دولت است که نتایج حاصل از آزمون هم‌انباشتگی سایکنن لوتکیپل در جدول ۵ آورده شده است. نتایج مؤید این مطلب است که فرضیه صفر عدم هم‌انباشتگی در سطح ۱۰

درصد رد می‌شود. بنابراین در بلندمدت این دو متغیر توأم با یکدیگر حرکت می‌کند.

اگرچه آزمون علیت تودا ـ یاماموتو و آزمون‌های هم‌انباشتگی می‌تواند وجود یا فقدان رابطه علیت، جهت رابطه علیت و وجود ارتباط بلندمدت بین متغیرها را معین کند، اما نمی‌تواند نوع رابطه (مثبت یا منفی) را مشخص کند. در ادامه این مقاله به‌منظور بررسی ارتباط بلندمدت و کوتاه‌مدت میان متغیرهای الگو و نوع ارتباط میان آنها از روش مدل خودتوضیح برداری با وقفه‌های گسترده[1] جهت برآورد ضرایب بلندمدت متغیرهای الگو و مدل تصحیح خطا برای برآورد ضرایب کوتاه‌مدت، ارائه شده توسط پسران و همکاران استفاده می‌کنیم.

جدول ۵. نتایج آزمون هم‌انباشتگی سایکنن ـ لوتکپیل

فرضیه H_0		مقدار آماره آزمون LR	مقادیر بحرانی در سطوح مختلف		
			۱۰ درصد	۵ درصد	۱ درصد
جمله ثابت	r=0	۱۲/۰۷	*۱۰/۴۷	۱۲/۲۶	۱۶/۱۰
	r=1	۱/۳۶	۲/۹۸	۴/۱۳	۶/۹۳
جمله روند	r=0	۱۱/۵۸	۱۳/۸۸	۱۵/۷۶	۱۹/۷۱
	r=1	۱/۴۴	۵/۴۷	۶/۷۹	۹/۷۳
روند خطی مستقل از روابط هم‌انباشتگی	r=0	۱۰/۸۶	۸/۱۸*	۹/۸۴**	۱۳/۴۸

توضیح: * و ** به‌ترتیب بیانگر رد فرضیه صفر در مقادیر ۱۰ درصد و ۵ درصد است.

روش هم‌انباشتگی ARDL حتی در نمونه‌های کوچک معتبر بوده و مثل بقیه روش‌های هم‌انباشتگی به حجم نمونه حساس نیست. در ضمن، در این روش، نیازی به I(۱) بودن تمام متغیرها وجود ندارد. اما باید توجه داشته باشیم که هیچ متغیری نباید I(۲) باشد. زیرا در این روش، مقادیر بحرانی ارائه شده توسط پسران و همکاران، با فرض I(۰) یا I(۱)

1. Auto Regressive Distributed Lag (ARDL)

بودن متغیرها، ارائه شده است و درصورتی که در بین متغیرها(۲)I باشد، این مقادیر بحرانی صادق نبوده و آزمون اعتبار نخواهد داشت (پسران و شین، ۱۹۹۹).

۳-۴. الگوی خودتوضیح با وقفه‌های گسترده

همان‌طور که ملاحظه شد، متغیرهای درآمد و مخارج دولت در سطح نامانا و در تفاضل مرتبه اول پایا می‌باشند و لذا به‌منظور ارائه استنباط‌های پیرامون آنها، مدل انتخابی با استفاده از الگوی خودتوضیح با وقفه‌های گسترده برای دوره زمانی ۱۳۵۷ تا ۱۳۸۹ با استفاده از نرم افزار Microfit4 تخمین زده خواهد شد.

روش خودتوضیح با وقفه‌های گسترده (ARDL) توانایی تخمین اجزای کوتاه‌مدت و بلندمدت را به‌طور هم‌زمان دارد. این روش همچنین می‌تواند مشکلات مربوط به حذف متغیر و خودهمبستگی را رفع کند و در ضمن، به‌دلیل اینکه بیشتر این مدل‌ها بدون مشکلاتی چون خودهمبستگی سریالی[1] و درون‌زایی هستند تخمین‌های به‌دست آمده از آنها ناریب وکارا خواهد بود (ترکمانی و پریزن، ۱۳۸۴: ۳۳) مدل خودتوضیح با وقفه‌های گسترده تعمیم‌یافته را می‌توان به‌صورت زیر نوشت:

$$a(L,P)y_t = \sum_{i=1}^{k} b_i(L,P_i)x_{it} + CW_t + u_t \qquad (۱۳)$$

که در آن L عملگر وقفه، W برداری از متغیرهای ثابت (قطعی یا غیر تصادفی) مثل عرض از مبدأ، متغیرهای مجازی، روند زمانی یا متغیرهای برون زایی با وقفه ثابت است و y متغیر وابسته و x_{it}، i امین متغیر مستقل است L به‌عنوان عامل وقفه به‌صورت زیر تعریف می‌شود:

$$L^j y_t = y_t - j \qquad (۱۴)$$

بنابراین:

$$a(L,P) = 1 - a_1L^1 - a_2L^2 - \ldots - a_PL^P \qquad (۱۵)$$

1. Serial Cover Lation

$$b_i(L, P_i) = b_i + b_{i1}L + ... + b_i gL^q \quad (۱۶)$$

که در آن k ... و ۲و۱ =i می‌باشد.

Microfit معادله رابرای تمام حالات و برای کلیه ترتیبات ممکن مقادیر، یعنی به تعداد $(m+1)^{k+1}$ بار برآورد می‌کند. M حداکثر وقفه است که توسط محقق تعیین می‌شود وk نیز تعداد متغیرهای توضیحی است.

در مرحله بعد با استفاده از معیارهای آکاییک[1] (AIC) شوارتز ـ بنزین[2] (SBC)، حنان کویین[3] (HQC) یا ضریب تعیین تعدیل شده[4] یکی از معیارها انتخاب می‌شود معمولاً در نمونه‌های کمتر از ۱۰۰، از معیار شوارتز ـ بنزین استفاده می‌شود چون در تعداد وقفه‌ها صرفه‌جویی می‌کند و به همین دلیل درجه آزادی کمتری در برآوردها از دست می‌دهیم لذا در این تحقیق از این ضابطه برای تعیین تعداد وقفه بهینه در مدل‌های برآورد شده استفاده می‌شود.

حال برای بررسی این که رابطه تعادلی بلندمدت بین متغیرهای الگو وجود دارد یا خیر؛ آزمون زیر انجام می‌شود.

$$H_0 : \sum_{i=1}^{P} a_i - 1 \geq 0 \quad (۱۷)$$

$$H_1 : \sum_{i=1}^{P} a_i - 1 \prec 0 \quad (۱۸)$$

فرضیه صفر بیانگر عدم وجود هم انباشتگی یا رابطه بلندمدت است، چون شرط آن که رابطه پویای کوتاه‌مدت به سمت تعادل بلندمدت گرایش یابد، آن است که مجموع ضرایب کمتر از یک باشد. برای انجام این آزمون، باید عدد یک از مجموع ضرایب با وقفه متغیر وابسته کسر و بر مجموع انحراف معیار ضرایب مذکور تقسیم شود.

---

1. Akaike Criterid
2. Schwarz Criteria
3. Hannan - Auin Criterion
4. R - Bar squyred

$$t = \frac{\sum_{i=1}^{P} a_i - 1}{\sum_{i=1}^{P} Sa_i} \qquad (۱۹)$$

اگر قدرمطلق آماره t، حاصل از قدرمطلق مقادیربحرانی ارائه شده توسط بنرجی[1]، دولادو[2] و مستر[3] در سطح اطمینان مورد نظر بزرگ‌تر باشد، فرضیه H_0 رد شده و وجود رابطه بلندمدت پذیرفته می‌شود. در نهایت اگر فرضیه صفر رد شود و فرضیه یک یا وجود رابطه تعادلی بلندمدت بین متغیرها پذیرفته شود مرحله دوم یا تخمین ضرایب رابطه بلندمدت صورت می‌گیرد (تشکینی، ۱۳۸۴: ۱۴۹-۱۴۸).

۴-۴. الگوی تصحیح خطا[4]

وجود هم انباشتگی بین مجموعه‌ای از متغیرهای اقتصادی، مبنای آماری استفاده از الگوی تصحیح خطا را فراهم می‌کند. عمده‌ترین دلیل شهرت این الگوها آن است که نوسانات کوتاه‌مدت متغیرها را به مقادیر تعادلی بلندمدت ارتباط می‌دهد. این مدل‌ها درواقع نوعی از مدل‌های تعدیل جزیی‌اند که در آنها با وارد کردن پسماند پایا از یک رابطه بلندمدت، نیروهای مؤثر در کوتاه‌مدت و سرعت نزدیک شدن به مقدار تعادلی بلندمدت، اندازه‌گیری می‌شوند، چون در کوتاه‌مدت ممکن است عدم تعادل‌هایی وجود داشته باشند.

برآورد این مدل شامل دو مرحله است:

مرحله اول: این مرحله شامل برآورد یک رابطه بلندمدت و حصول اطمینان از کاذب نبودن آن است.

مرحله دوم: در این مرحله، وقفه پسماند رابطه بلندمدت را به‌عنوان ضریب تصحیح خطا استفاده کرده و رابطه زیر برآورد می‌شود.

$$\Delta y_t = a + b\Delta X_t + Cu_{t-1} \qquad (۲۰)$$

---

1. Banerje
2. Dolado
3. Mastre
4. Error Correction Model (ECM)

ضریب تصحیح خطا یعنی برآورد ضریب C در صورتی که با علامت منفی ظاهر شود ـ که انتظار می رود چنین باشد ـ نشانگر سرعت تصحیح خطا و میل به تعادل بلندمدت خواهد بود. این ضریب نشان می‌دهد در هر دوره چند درصد از عدم تعادل متغیر وابسته تعدیل شده و به سمت رابطه بلندمدت نزدیک می‌شود و u_{t-1} جمله خطای برآورد رگرسیون با یک وقفه زمانی است و این جمله خطا در رابطه فوق را می‌توان به‌عنوان «خطای تعادل» تلقی کرد چون این خطا برای پیوند دادن رفتار کوتاه‌مدت y_t با مقدار تعادلی بلندمدت آن مورد استفاده قرار می‌گیرد (همان).

۵-۴. برآورد الگوی پویایی خودتوضیح با وقفه‌های گسترده

نتایج حاصل از برآورد الگوی ARDL برای بررسی پویایی عوامل تأثیرگذار بر مخارج دولت و تعیین وجود یا عدم وجود رابطه بلندمدت بین متغیرهای در جدول ۶ ارائه شده است.

جدول ٦. نتایج حاصل از برآورد مدل پویایی ARDL(۱و۰)

متغیر وابسته: لگاریتم مخارج دولت			
متغیر	**ضریب**	**آماره t**	**سطح معناداری**
LGE(-1)	۰/۵۰۴	۷/۷۷	۰/۰۰
LTR	۰/۴۸۴	۷/۹۰	۰/۰۰
C	۰/۳۰۲	۳/۲۷	۰/۰۰۳
R^2 =۰/۹۹			

مأخذ: محاسبات محقق.

در مدل پویای ARDL فوق برای مخارج دولت آماره t را محاسبه می‌کنیم.

$$t = \frac{\sum \hat{a}_i - 1}{\sum S\hat{a}_i} = \frac{۰/۵۰۴۹۴ - ۱}{۰/۰۶۴۹۸۳} = -۷/۶۱ \qquad (۲۱)$$

ازآنجاکه آماره t محاسباتی از نظر قدر مطلق از کمیت بحرانی ارائه شده ازسوی بنرجی، دولادو و مستر (۱۹۹۲) که برابر با ۳/۲۸- می‌باشد، بزرگتر می‌باشد لذا فرض H_0 رد

می‌شود. یعنی، رابطه تعادلی درازمدت بین متغیرهای مدل وجود دارد (همان: ۱۴۶-۱۴۵).

جدول ۷. آزمون‌های تشخیصی(مدل تأثیر درآمدهای دولت بر مخارج آن در ایران)

Test Statistic	LM Version	F Version
خود همبستگی	CHSQ(1) = ۰/۱۰۹ (۰/۷۴)	F(1,28)=۰/۰۹ (۰/۷۵)
شکل تابعی	CHSQ(1) =۰/۸۵۱ (۰/۳۵۶)	F(1,28)=۰/۷۶ (۰/۳۸)
نرمال بودن جزء اخلال	CHSQ(2)=۱/۶۸۰ (۰/۴۳۲)	Not applicable
واریانس ناهمسانی	CHSQ(1)۰۰ /۰۰۱ (۰/۹۶۵)	F(1,30)=۰/۰۰۱ (۰/۹۶)

مأخذ: همان.

نتایج آزمون‌های تشخیص در جدول ۷ به‌طور خلاصه ارائه شده که مؤید برقراری فروض کلاسیک رگرسیون است. یعنی نتایج حکایت از نبود خودهمبستگی جملات خطا، عدم واریانس ناهمسانی، تصریح صحیح فرم تابعی و نرمال بودن جملات خطا می‌باشد.

نتایج برآورد ضرایب بلندمدت در مدل بلندمدت ARDL که براساس فرم حل شده معادلات ساختاری طراحی شده؛ به‌شرح زیر است:

جدول ۸. نتایج برآورد ضرایب بلندمدت

متغیر وابسته: لگاریتم مخارج دولت		
آماره t و سطح معناداری	ضریب	متغیر
۵۸/۲۵ (۰۰/۰)	**۰/٦۱۱۸**	C
۳/۷۱ (۰/۰۰۱)	**۰/۹۷۹۵**	LTR

نمایش تابع بلندمدت مخارج دولت در ایران طی دوره زمانی ۱۳۸۹-۱۳۵۷ به این صورت است:

LGE = 0/61184 +0/9795LTR

همان‌طور که از تابع برآورد شده فوق مشخص است؛ متغیر درآمدهای دولتی بر مخارج دولت در ایران تأثیر مثبت و معنادار دارد. نتایج حاصل از این پژوهش با نظریه

فریدمن (۱۹۷۸) منطبق است که معتقد به‌وجود رابطه علی مثبت از سمت درآمدهای دولت به مخارج دولت است، و این نظریه طی دوره زمانی تحقیق برای ایران تأیید می‌شود. ضرایب معادله بلندمدت برآوردشده، کشش‌های مخارج دولت را نسبت به متغیرهای توضیحی بلندمدت نشان می‌دهد. براساس نتایج، کشش مخارج دولت نسبت به درآمدهای دولت تقریباً معادل (۰/۹۸) است و این بیان می‌کند که ۱ درصد تغییر در درآمدهای دولتی در ایران موجب تغییر ۰/۹۸ درصد در مخارج دولت می‌گردد.

پس از دستیابی به تابع بلندمدت، پویایی (کوتاه‌مدت) مدل را می‌توان با استفاده از الگوی تصحیح خطا بیان کرد. این الگوها به‌دلیل اینکه نوسان‌های کوتاه‌مدت متغیرها را به مقادیر تعادلی درازمدت ارتباط می‌دهند، کاربرد زیادی دارند نتایج این الگو به‌شرح جدول ۹ است.

جدول ۹. برآورد مدل Ecm با مدل (۰و۱) ARDL

متغیر	ضریب	آماره t و سطح معناداری
dLTR	۰/۴۸۴	۷/۹ (۰,۰۰)
dC	۰/۳۰۲	۳/۲۷ (۰/۰۰)
Ecm_{-1}	-۰/۴۹	-۰/۴۹ (۰/۰۰)
$\overline{R}^2$ =۰/۶۷ ۲۸		R^2 = ۰/۶۹

مأخذ: همان.

با توجه به نتایج گزارش شده در جدول فوق، کلیه ضرایب علائم مورد انتظار خود را داشته و همگی معنادار می‌باشند. ضریب مربوط به جمله تصحیح خطا (۱-)Ecm معنادار و علامت آن مطابق انتظار منفی است. ضریب مذکور بیانگر سرعت تعدیل مدل است، مقدار این ضریب نسبتاً بالا و برابر ۰/۴۹- و نشان می‌دهد که تعدیل انحرافات از رابطه تعادلی بلندمدت در مدت دو دوره انجام می‌پذیرد.

۵. جمع‌بندی و نتیجه‌گیری

رابطه علی میان درآمد و مخارج دولت مسئله‌ای بوده که از دیرباز مورد بحث و توجه اقتصاددانان بخش عمومی قرار داشته است. در این مورد در ادبیات اقتصادی نظریه‌های متفاوتی وجود دارد که می‌توان در قالب چهار فرضیه مالیات ـ مخارج، مخارج و مالیات، جداسازی ساختاری و هم‌زمانی مالی آنها را مورد بررسی قرار داد. ازآنجاکه اقتصاددانان نظریات متفاوتی در زمینه نوع ارتباط میان دو متغیر درآمد و مخارج دولت بیان داشته‌اند. لذا در ابتدا در این مقاله به بررسی ارتباط علی میان متغیرهای مذکور در ایران با استفاده از مدل‌های اقتصادسنجی و آنالیزهای شکست ساختاری می‌پردازیم. بدین‌منظور در این مطالعه از داده‌های سری زمانی مربوط به درآمد و مخارج دولت طی سال‌های ۱۳۵۷ تا ۱۳۸۹ استفاده شده است. در این راستا با به‌کارگیری تکنیک‌ها و آزمون‌های ریشه واحد و شکست ساختاری همچون زیوت اندریوز و لی استرازیچکی به بررسی مانایی متغیرها الگو پرداخته و نتایج این آزمون‌ها مؤید I(1) بودن درآمد و مخارج دولت در حضور شکست ساختاری است. سپس با استفاده از آزمون‌های گریگوری ـ هانسن و سایکنن لوتکیپل به بررسی ارتباط بلندمدت میان متغیرها پرداخته و آزمون علیت تودا ـ یاماموتو جهت بررسی رابطه علی میان درآمد و مخارج دولت استفاده شده است. نتایج مؤید آن است که در اقتصاد ایران جهت علیت از طرف درآمدهای دولت به سمت مخارج دولت می‌باشد ضمن آنکه نتایج حاصل از آزمون‌های هم‌انباشتگی نشان‌دهنده وجود ارتباط بلندمدت میان این دو متغیر است به این معنی که در اقتصاد ایران این دو متغیر توأم با یکدیگر حرکت می‌کند. اگرچه آزمون علیت تودا ـ یاماموتو و آزمون‌های هم‌انباشتگی می‌تواند وجود یا فقدان رابطه علیت، جهت رابطه علیت و وجود ارتباط بلندمدت بین متغیرها را معین کند، اما نمی‌تواند نوع رابطه (مثبت یا منفی) را مشخص کند. لذا در ادامه به‌منظور بررسی ارتباط بلندمدت و کوتاه‌مدت میان متغیرهای الگو وتعیین نوع ارتباط میان آنها از روش مدل خودتوضیح برداری با وقفه‌های گسترده جهت برآورد ضرایب بلندمدت متغیرهای الگو و مدل تصحیح خطا برای برآورد ضرایب کوتاه‌مدت، ارائه شده

توسط پسران و همکاران استفاده کردیم که نتایج حاصل از این آزمون‌ها نشان می‌دهدکه متغیر درآمدهای دولتی بر مخارج دولت در ایران تأثیر مثبت و معنادار دارد. نتایج حاصل از این پژوهش با نظریه فریدمن (۱۹۷۸) که معتقد به‌وجود رابطه علی مثبت از سمت درآمدهای دولت به مخارج دولت منطبق است و نظریه فوق طی دوره زمانی تحقیق برای ایران تأیید می‌شود.

منابع و مآخذ

۱.ترکمانی، جواد و وحید پریزن (۱۳۸۴). «اثرات سیاست‌های پولی و نرخ ارز بر تغییرات در قیمت‌های نسبی کشاورزی»، پنجمین کنفرانس اقتصاد کشاورزی ایران.

۲.تشکینی، احمد (۱۳۸۴). *اقتصاد سنجی کاربردی به کمک Microfit*، دیباگران تهران.

۳.چهار محالی، علی‌اکبر و محمد خدایی (۱۳۸۳). «رابطه علیت بین هزینه‌های جاری دولت و درآمدهای مالیاتی در اقتصاد ایران برای سال‌های ۱۳۸۲-۱۳۵۰»، *پژوهشنامه اقتصادی*، ش ۱۴.

۴.صمدی، علی‌حسین و مصیب پهلوانی (۱۳۸۸). *همجمعی و شکست ساختاری در اقتصاد*، دانشگاه سیستان و بلوچستان.

۵.صمدی، علی‌حسین و نغمه زارع حقیقی (۱۳۹۱). «آزمون مجدد رابطه بین درآمد و مخارج دولت در ایران : متقارن یا نامتقارن؟»، فصلنامه *پژوهشنامه اقتصادی* (رویکرد اسلامی ـ ایرانی)، سال دوازدهم، ش ۴۷.

۶.کارگر حاجی‌آبادی، محمدحسین (۱۳۸۲). «رابطه تحلیلی بین مخارج دولتی و درآمدهای مالیاتی در ایران»، پایان‌نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه امام صادق (ع).

۷.نوفرستی، محمد (۱۳۷۸). *ریشه واحد و همجمعی در اقتصاد سنجی*، تهران، انتشارات رسا.

8. Abdul Aziz, Mariam and Shah Muzafar Habibullah (2000). "Testing For Causality Between Taxation and Government Spending: An Application of Toda-Yamamoto Approach", *Pertanika Journal of Social Science and Humanities*, 8(1).

9. Afonso, A. and C. Rault (2009). "Bootstrap Panel Granger-causality Between Government Spending and Revenue in the EU", William Davidson Institute Working Paper Number 944.

10. Al-Khulaifi, A. (2012). "The Relationship between Government Revenue and Spending in Qatar: A Cointegration and Causality Investigation", *International Journal of Economics and Finance*, Vol. 4, No. 9.

11. Al-Yousif Y. (2000). "Does Government Expenditure Inhibit or Promote Economic Growth: Some Empirical Evidence from Saudi Arabia", *Indian Economic Journal* 48(2).

12. Amoah, B. and F. W. Loloh (2008). "Causal Linkages between Government Revenue and Spending: Evidence from Ghana", Working Paper, WP/BOG-2008/08. Bank of Ghana.

13. Anderson, W., M. S. Wallace and J. T. Warner (1986). "Government Spending and Taxation: What Causes What?", *Southern Economic Journal*, Vol. 52.

14. Aregbeyen, O. and B. Insah (2013). "A Dynamic Analysis of the Link between Public Expenditure and PublicRevenue in Nigeria and Ghana", *Journal of*

Economics and Sustainable Development, Vol. 4, No. 4.

15. Aslan. M. and M. Tasdemir (2009). "Is Fiscal Synchronization Hypothesis Relevant for Turkey? Evidence from Cointegration and Causality Tests with Endogenous Structural Breaks", *Journal of Money, Investment and Banking*, Issue: 12.
16. Baghestani, H. and R. McNown (1994). "Do Revenue or Expenditures Respond to Budgetary Disequilibria?", *Southern Economic Journal 60*.
17. Barro, R. J. (1974). "Are Government Bonds Net Wealth?", *Journal of Political Economy*,Vol. 82.
18. Buchana, J. and R. Wagner (1977). Democracy in Defiit, Academic Press, New York.
19. Chang, Tsangyao and Yuan-Hong Ho (2002a). "Tax or Spend, What Causes What: Taiwan's Experience", *International Journal of Business and Economics*, 1(2).
20. Cheng, Benjamin S. (1999). "Causality between Taxes and Expenditures: Evidence from Latic American Countries", Vol. 23, No. 2.
21. Dickey, D. and W. Fuller (1979). "Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root", *Journal of the American Statistical Association*, 74.
22. Eita, Joel Hinaunye and Daisy Mbazima (2008). "The Causal Relationship Between Government Revenue and Expenditure in Namibia", *MPRA Paper,* No. 9154.
23. Elyasi, Y. and M. Rahim (2012). "The Causality Between Government Revenue and Government Expenditure in Iran", *International Journal of Economic Sciences and Applied Research, 5*(1).
24. Ewing, Bradley T. and James E. Payne (1998). "Government Revenue-Expenditure Nexus: Evidence from Latin America", *Journal of Economic Development*, 23(2).
25. Fasano .U and Q. Wang (2002). "Testing the Relationship Between Government Spending and Revenue: Evidence from GCC Countries", IMF Working paper, WP/02/201.
26. Friedman, M. (1978). "The Limitations of Tax Limitation", *Policy Review*, 5(78).
27. Furstenberg George M., Von, R. Jaffery Green and Jin Ho Jeong (1986). "Tax and Spend, or Spend and Tax", *The Review of Economics and Statistics*, No. 2.
28. Granger,C. W. J.(1969)."Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-spectral Methods", *Econometrica*, Vol. 37, No. 3.
29. Hansen, B. E. (1998). "Sample Splitting and Threshold Estimation", Economics Department: http://escholarship.bc.edu/econ-papers/31.

30. Harvie, Charles and Mosayeb Pahlavani (2006). "Testing for Structural Breaks in the Korean Economy 1980-2005: An Application of the Innovational Outlier and Additive Outlier Models", Economics Working Papers wp06-09, School of Economics, University of Wollongong, NSW, Australia.

31. Ho, Yuan-Hong and Chiung-Ju Huang (2009). "Tax- Spend, Spend- Tax, or Synchronization: A Panel Analysis of the Chinese Provincial Real Data", *Journal of Economics and Management*, 5(2).

32. Hong, Tan Juat (2009). "Tax-And-Spend or Spend-And-Tax? Empirical Evidence from Malaysia", *Asian Academy of Management Journal of Accounting and Finance*, 5(1).

33. Hoover, K. D. and S. M. Sheffrin (1992). "Causation, Spending, and Taxes: Sand in the Box or Tax Collectorfor the Welfare State?", *American Economic Review* 82.

34. Hsiao, C. (1981). "Autoregressive Modeling of Canadian Money and Income Data", *Journal of America Statistical Association*, 74.

35. Hussain, M. Haider (2004). "On the Causal Relationship between Government Expenditure and TaxRevenue in Pakistan", *The Lahore Journal of Economics*, 9(2).

36. Johansen, S. (1988). "Statistical Analysis of Cointegration Vectors", *Journal of Economic Dynamics and Control*, *12(1).*

37. Johansen, S. and K. Juselius (1990). "Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration-with Application to the Demand for Money", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, *52*(2).

38. Joulfaian, D. and R. Mookerjee (1990). "The Intertemporal Relationship Between State and Local Government Revenues and Expenditures: Evidence from OECD Countries", *Public Finance*, Vol. 45.

39. Kunitomo, N. (1996)."Tests of Unit Roots and Cointegration Hypotheses in Econometric Models", *Japanese Economic Review*, 47(1).

40. Lee, J. and M. C. Strazicich (2004). "Minimum LM Unit Root Test with One Structural Break", *Appalachian State University Working Papers*, No.04-17. Retrieved from: http://econ.appstate.edu/RePEc/pdf/wp0417.pdf (Accessed 13.09.2009).

41. Lee, Junsoo and Mark C. Strazicich (2003). "Minimum LM Unit Root Test with Two Structural Breaks", *Review of Economics and Statistics* 85(4).

42. Leybourne, S. J. and P. Newbold (2003). "Spurious Rejections by Cointegration Tests Induced by Structural Breaks", *Applied Economics*, 35(9).

43. Lutkepohl H. (2004). "Vector Autoregressive and Vector Error Correction Model", in Lutkepohl, H. and M. Kratzig (ed.), Applied Time Series Econometrics, Cambridge University Press.

44. Lütkepohl, H. and J. Wolters (2003). "Transmission of German Monetary Policy

in the Pre-Euro Period", *Macroeconomic Dynamics*, 7.

45. Maghyereh, Aktham Issa and Osama Daifalla Sweidan (2004). "Government Expenditure and Revenues in Jordan, What Cause What? Multivariate Cointegration Analysis", Social Science Research Network Electronic Paper Collection.

46. Maghyereh. A and O. Sweidan (2002). "Government Expenditures and Revenues in Jordan, What CauseWhat?", *Multivariate Cointegration Analysis*, http://ssrn.com/abstract=523882.

47. Meltzer, A. H. and S. F. Richard (1981). "A Rational Thory of Size of Government", *The Journal of Political Economy*, Vol. 89, Issue 5.

48. Mioara and Florina (2009). "Causality Between Government Revenues And Expenditures In Romania", Finance Chair, Academy of Economic Studies, 29. PiaŃa Romană, No. 6, Room 1124, Bucharest, Romania, Zip Code 212374.

49. Murat, Aslan and Murat Taşdemir (2009). "Is Fiscal Synchronization Hypothesis Relevant for Turkey? Evidence from Cointegration and Causality Tests with Endogenous Structural Breaks", Anadolu International Conference in Economics June 17-19 (2009), Eskişehir, Turkey.

50. Musgrave, R. (1966). "Principles of Budget Determination", H. Cameron and W. Henderson (eds.), Public Finance Selected Reading, New York, Random House.

51. Nwosu, D. and H. Okafor (2014). "Government Revenue and Expenditure in Nigeria: A Disaggregated Analysis", *Asian Economic and Financial Review*, 4(7).

52. Nyamongo, Morekwa Esman, Moses M. Sichei and Niek J. Schoeman (2007). "Government Revenue and Expenditure Nexus in South Africa", *South African Journal of Economic and Management Sciences*, 10(2).

53. Owoye, Oluwole (1995). "The Causal Relationship between Taxes and Expenditures in the G7 countries: Cointegration and Error Correction Models", *Applied Economics Letters*, 2(1).

54. Pahlavani, M. (2005). "Cointegration and Structural Change in the Exports-GDP Nexus: The Case of Iran", *International Journal of Applied Econometrics and Quantitative Studies*, 2-3, forthcoming.

55. Peacock, S. M. and J. Wiseman (1979). "Approaches to the Analysis of Government Expenditures Growth", *Public Finance Quarterly*, Vol. 7.

56. Perron, P. (1989). "The Great Crash, the Oil Price Shock andthe Unit Root Hypothesis", *Econometrica*, 57.

57. Perron, P. (1997). "Further Evidence on Breaking Trend Functions in Macroeconomic Variables", *Journal of Econometrics* 80(2).

58. Pesaran, M. H. and Y. Shin (1999). "An Autoregressiva Distibuted Lag Modelling Approach to Cointegration Analysis", Centennial Volume of Ragnar

Frisch (eds.), A.Holly and P. Diamond, Cambridge University Press, Cambridge.

59. Petanla, S. K. and S. Sadeghi (2012). "Relationship between Government Spending and Revenue: Evidence from Oil Exporting Countries", *International Journal of Economics and Management Engineering*, *2*(2).

60. Phillips, P .C.B. and P. Perron (1988). "Testing for Unit Roots in Time Series Regression", *Biometrika*, 75.

61. Ram, R. (1988). "Additional Evidence on Causality between Government Revenue and Government Expenditure", *Southern Economic Journal*, 54(3).

62. Ravinthirakumaran, K. (2011). "The Relationship between Government Revenue and Expenditure in Sri Lanka", Proceedings of Second International Research Conference on Business and Information, Faculty of Commerce and Management Studies, University of Kelaniya, Sri Lanka.

63. Saikkonen, P. and H. Lütkepohl (2000a). "Testing for the cointegrating rank of a VAR process with an intercept", *Econometric Theory* 16(3).

64. Saikkonen, P. and H. Lütkepohl (2000b). "Testing for the Cointegrating Rank of a VAR Process with Structural Shifts", *Journal of Business and Economic Statistics* 18(4).

65. Saikkonen, P. and H. Lütkepohl (2000c). "Trend Adjustment Prior to Testing for the Cointegrating Rank of a Vector Autoregressive Process", *Journal of Time Series Analysis* 21, Zivot, E. and Rews, D., *Journal of Business and Economic Statistics* 10 (1992).

66. Saikkonen, P. and H. Lütkepohl (2003). "Comparison of Tests for the Cointegrating Rank of a VAR Process with a Structural Shift", *Journal of Econometrics*, 113.

67. Sameni Keivani, Farshad, Mohammad Reza Almasi, Abdolrahim Kamranzadeh Ezmareh and Morteza Bayat (2014). "The Evaluation of the Impact of the Government Revenues on the Government Current Expenditures A Case Study of Iran", J. Appl. Environ. Biol. Sci., 4(2).

68. Saunoris. J. W. and J. E. Payne (2010). "Tax More or Spend Less?Asymmetries in the UK Revenue–expenditure Nexus", *Journal of Policy Modeling*, Vol. 32.

69. Schwarz, G. (1978). "Estimating the Dimensions of a Model", *Annals of Statistics*, 6.

70. Shah, Anwar and John Baffes (1994). "Causality and Comovement between Taxes and Expenditure: Historical Evidence from Argentina, Brazil and Mexico", *Journal of Development Economics*, 44(2).

71. Sims,Christopher A. (1972). "Money, Income and Causality", *AER*, 62.

72. Sohaili, Kiomars and Mahnaz Sorkhvandi (2014). "The Causal Relationship between Tax Revenues and Current Expenditures of Government in Iran's Economy", *Reef Resources Assessment and Management Technical Paper*, Vol. 40, 1.

73. Taha, R. and N. Loganathan (2008). "Causal ity between Tax Revenues and Current Spending in Malaysia", *The International Journal of Business and Finance Research*, Vol. 2, No. 2 .

74. Toda, H. Y. and T. Yamamoto (1995). "Statistical Inference in Vector Autoregressions with Possibly Integrated Processes", *Journal of Econometrics*, Vol. 66.

75. Yuan-Hong Ho and Chiung–Ju Hunag (2009). "Tax-Spend, Spend-Tax, or Fiscal Synchronization: A Panel Analysis of the Chinese Provincial Real Data", *Journal of economics and management*, Vol. 5, No. 2.

76. Yung and Hall and E. Robert (2008). "By How Much Does GDP Rise If the Government Buys More Output?", Brookings Papers on Economic Activity Fall.

77. Zapata, H. O. and A. N. Rambaldi (1997). "Monte Carlo Evidence on Cointegration and Causation", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol. 59, Forthcoming.

78. Zivot, E. and D. W. K. Andrews (1992). "Further Evidence on the Great Crash, the Oil-Price Shock and the Unit-Root Hypothesis", *Journal of Business and Economic Statistics, 10*(3).