فصلنامه اقتصاد کاربردی
سال دوم/ شماره چهارم / بهار ۱۳۹۰

# بررسی فرضیه واگنر در ایران با استفاده از رویکرد آزمون کرانه‌ها

غلامعلی حاجی[۱] ـ محمدحسن فطرس[۲]

تاریخ دریافت: ۹۰/۱/۱۷ تاریخ پذیرش: ۹۰/۶/۲۲

**چکیده**

این مقاله اعتبار فرضیه واگنر را با استفاده از داده‌های سالانه اقتصاد ایران برای دوره زمانی ۸۶-۱۳۴۶ مورد بررسی قرار می‌دهد. واگنر معتقد است با افزایش درآمد در یک کشور، اندازه نسبی بخش عمومی‌به میزان بیشتری افزایش می‌یابد و لذا افزایش مخارج دولت معلول افزایش درآمد کشور می‌باشد. حال آنکه کینز برخلاف واگنر معتقد است افزایش مخارج دولت باعث افزایش درآمد کشور می‌شود. در این مقاله ادعای واگنر در قالب شش الگوی گوناگون و از روش مدل های خود رگرسیونی با وقفه‌های توزیع شده[۳] پسران، شین و اسمیت[۴] (۲۰۰۱) مورد بررسی و آزمون قرار می‌گیرد. در الگوی اول رابطه بین مخارج دولت و درآمد، در الگوی دوم رابطه بین سهم مخارج دولت از درآمد و درآمد، در الگوی سوم رابطه بین سهم مخارج دولت از درآمد و درآمد سرانه، در الگوی چهارم رابطه بین مخارج سرانه دولت و درآمد سرانه، در الگوی پنجم رابطه بین مخارج دولت و درآمد سرانه و بالاخره در الگوی ششم رابطه بین مخارج مصرفی دولت و درآمد مورد بررسی قرار می‌گیرند. با استفاده از روش مدل های خود رگرسیونی با وقفه‌های توزیع شده این الگوها برآورد می‌شوند و رابطه بلندمدت بین متغیرها مورد بررسی قرار می‌گیرد. به مبانی نظری و فرم های ریاضی این الگوهها در بخش ۲ و ۳ مقاله پرداخته شده است. در الگوهای اول، دوم، چهارم و پنجم رابطه بلندمدت بین متغیرها وجود دارد و رابطه علیت از درآمد به سمت مخارج دولت است. در دو الگوی سوم و ششم رابطه بلندمدت بین متغیرها وجود ندارد. در الگوی چهارم کشش مخارج سرانه دولت نسبت به درآمد سرانه ۱/۰۷۳ می‌باشد و از نظر آماری بزرگتر از یک است و لذا قانون واگنر تائید می‌شود. یعنی با افزایش درآمد سرانه مخارج سرانه دولت با

[۱] عضو هیات علمی دانشگاه آزاد اسلامی واحد اراک (مسئول مکاتبات)، g-haji@Iau-arak.ac.ir

[۲] دانشیار دانشگاه بوعلی سینا، hfotros@hotmail.com

* این مقاله از طرح پژوهشی با حمایت مالی دانشگاه آزاد اسلامی واحد اراک با عنوان" بررسی رابطه بین اندازه دولت و رشد اقتصادی در ایران طی سال های ۱۳۸۶- ۱۳۴۶" استخراج شده است، که از دانشگاه آزاد اسلامی واحد اراک تشکر و قدردانی می گردد.

[3] AutoRegressive Distributed Lagged (ARDL )
[4] Pesaran, Shin and Smith , 2001

Archive of SID
www.SID.ir

نسبت بیشتری افزایش می‌یابد. در الگوی پنجم کشش مخارج دولت نسبت به درآمد سرانه ۱/۱۸۲ می‌باشد و از نظر آماری بزرگتر از یک است و لذا قانون واگنر تائید می‌شود. یعنی با افزایش درآمد سرانه مخارج دولت با نسبت بیشتری افزایش می‌یابد. پس در چهار الگو از شش الگو رابطه بلندمدت بین متغیرها برقرار است و در دو الگو از این چهار الگو قانون واگنر تائید می‌شود.

**طبقه‌بندی JEL**: E62, O11
**واژه‌های کلیدی**: رشد اقتصادی، بخش عمومی، قانون واگنر

## ۱- مقدمه

رشد اقتصادی یکی از موضوعات مهم در اقتصاد کلان است. در این مقاله رابطه بلندمدت بین مخارج دولت و رشد اقتصادی در ایران برای سال‌های ۱۳۴۶ تا ۱۳۸۶ مورد بررسی قرار می‌گیرد. بین عواملی که در تعیین رشد اقتصادی موثر هستند، مخارج دولت از اهمیت ویژه ای برخوردار است. شواهد تجربی تاثیر مخارج دولت را بر رشد اقتصادی نشان داده است. استفاده از تحلیل های رگرسیون حداقل مربعات معمولی متداول برای تعیین جریان علت و معلولی کفایت نمی‌کند. هنگامی‌که رشد اقتصادی بر مخارج دولت رگرس می‌شود، محققان تمایل دارند بر این موضوع پافشاری نمایند که رابطه علیت از دومی‌به اولی است، که این نظریه با دیدگاه کینز(رابطه علت و معلولی از مخارج دولت به رشد اقتصادی) سازگار است، یا با قانون واگنر (رابطه علت و معلولی از رشد اقتصادی به مخارج دولت) سازگار است و یا رابطه علت و معلولی دو طرفه بین این دو متغیر وجود دارد. در اینجا اندازه دولت در اقتصاد ایران به صورت مخارج دولت به عنوان بخشی از تولید ناخالص ملی اندازه گیری شده است (تارنتان، ۱۹۹۸). [1]

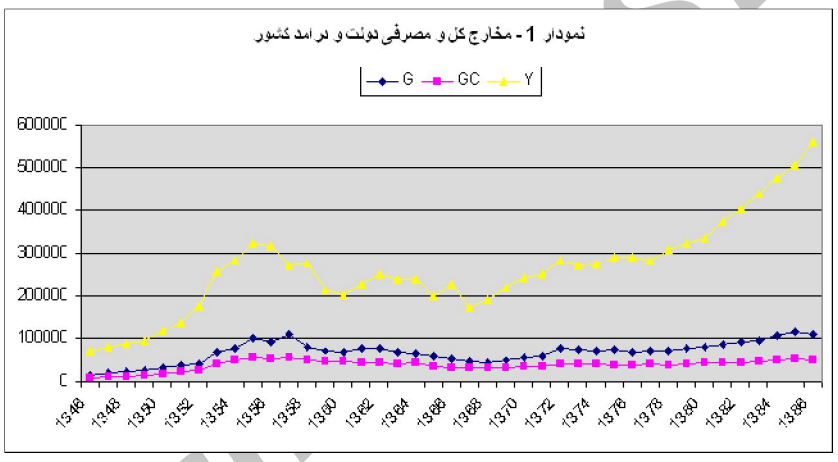
نمودار (۱) مخارج دولت، مخارج مصرفی دولت و درآمد کشور و نمودار (۲) نسبت مخارج دولت به درآمد کشور را برای سال‌های ۱۳۴۶ تا ۱۳۸۶ نشان می‌دهد. مخارج دولت در سال‌های ۴۹-۱۳۴۶ میزان ۲۵/۶۵ درصد، در سال‌های ۵۹-۱۳۵۰ میزان

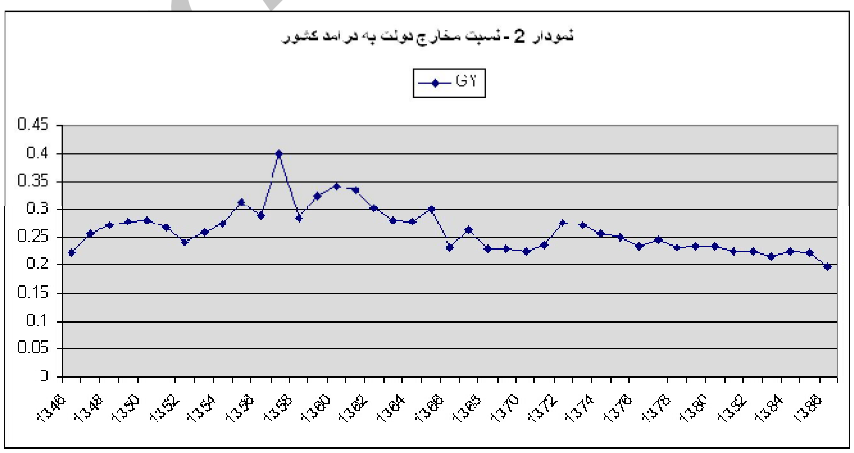
[1] Thornton, 1998



Archive of SID
www.SID.ir

۲۹/۳۰ درصد، در سال‌های ۶۹-۱۳۶۰ میزان ۲۷/۹۲ درصد، در سال‌های ۷۹-۱۳۷۰ میزان ۲۴/۵۶ درصد، در سال‌های ۸۶-۱۳۸۰ میزان ۲۲/۰۷ درصد و در کل دوره مورد بررسی ۸۶-۱۳۴۶ میزان ۲۶/۲۱ درصد از تولید ناخالص ملی را تشکیل داده است. بیشترین میزان اندازه مخارج دولت نسبت به تولید ناخالص ملی ۴۰ درصد در سال ۱۳۵۷ و کمترین آن ۱۹/۵۷ درصد در سال ۱۳۸۶ بوده است. بقیه مقاله به شرح زیر سازماندهی شده است. در قسمت ۲ مبانی نظری و تجربی، در قسمت ۳ فرم های گوناگون فرضیه واگنر، در قسمت ۴ داده‌ها، روش شناسی تحقیق و برآورد مدل و بالاخره در قسمت ۵ نتایج تحقیق آمده است.






www.SID.ir

**مبانی نظری و تجربی**

چهارچوب استاندارد برای ارزیابی اندازه بخش عمومیو عوامل تعیین کننده آن بوسیله اقتصاددان آلمانی آدولف واگنر[1] در سال ۱۹۶۷ مطرح شد. بر اساس قانون واگنر، با افزایش درآمد دریک اقتصاد، اندازه نسبی بخش عمومیهم افزایش می‌یابد. واگنر چندین دلیل برای این مشاهده ارائه می‌نماید. واگنر معتقد است با رشد صنایع، نیاز به ایجاد قراردادها و قوانین جدید افزایش خواهد یافت. در نتیجه نوعی سیستم اداری و قضائی برای رسیدگی به موارد فوق مورد نیاز می‌باشد. از طرف دیگر سیر صنعتی شدن خود منجر به شهر نشینی و توسعه شهرها خواهد شد و لذا نیاز بیشتر به خدمات شهری دولت احساس می‌شود .پس باید دولت در زمینه تأمین این نیازها اقدام نماید. از سوی دیگر وقتی که درآمدهای حقیقی جامعه زیاد می‌شود، هزینه‌های عمومی خدمات اجتماعی نظیر آموزش، بهداشت و فرهنگ و... به دلیل افزایش تقاضا، افزایش می‌یابد و چون کشش درآمدی تقاضای این کالاها و خدمات بیشتر از یک است، با افزایش درآمد، اینگونه هزینه‌ها به نسبت بیشتری افزایش خواهند یافت. واگنر رشد بخش عمومیبرخی از کشورهای اروپایی، آمریکا و ژاپن را مطالعه کرده است و نظریه وی براساس این تجربیات استوار است (ماسگریو و ماسگریو، ۱۹۹۴).

توجیه دیگری برای رشد بخش دولتی وجود دارد. اولین مورد بر اساس توهم مالی است. برای مثال واگنر (۱۹۶۷) استدلال می‌کند که مصرف‌کنندگان هزینه‌های درست مخارج عمومی را کمتر از مقدار صحیح برآورد می‌کنند و بنابراین تقاضای آنها برای کالاهای عمومیبیشتر از مقداری است که آنها تمایل به پرداخت دارند. فیورینا و نول[2] (۱۹۷۸)، نیسکانسن[3] (۱۹۷۱) و رومر و روزنتال[4] (۱۹۷۸) استدلال می‌کنند در دموکراسی‌های انتخابی رای دهندگان فردی ممکن است قادر نباشند قدرت انحصاری کارمندانی که به دنبال نفع شخصی هستند را کنترل نمایند. بنابراین، دولت می‌تواند مزیت این ناتوانی را بگیرد و مخارج خود را افزایش دهد. توجیه دیگر، به وسیله پیکاک و

[1] Wagner, 1967
[2] Fiorina and Noll, 1978
[3] Niskansen, 1971
[4] Romer and Rosenthal, 1978



Archive of SID

www.SID.ir

وایزمن[1] (۱۹۶۷) مطرح شد. آنها معتقدند وضع فوق العاده ملی (مانند جنگ‌ها) تحمل عمومی را برای وضع مالیات های بالاتر افزایش می‌دهد و به صورت اثر چرخ دنده‌ای ظاهر می‌شود، طوری که حتی پس از وضع حالت فوق العاده نیز مالیات های بالاتر برقرار است. تفسیر دیگری به وسیله ملتزر و ریچارد[2] (۱۹۸۳) مطرح شد که بر اساس نقش توزیعی مخارج دولت در دموکراسی‌های نمونه قرار داشت. بر اساس این ایده، تقاضاهای اندک توزیع مجدد درآمد به طور عمیق تری با افزایش در شکاف درآمد انعکاس یافته است. دائو و اصفهانی[3] (۱۹۹۵) مدل تعادل عمومی‌از مالیات را ارائه داده‌اند که در آن گروه‌های متعددی تلاش می‌نمایند درآمد را به نفع خودشان مجدداً توزیع نمایند.حاصل این کار مدلی است که اندازه دولت را به عنوان تابعی از اندازه گروه‌های متعدد، املاک و دارائی‌های آنها و توانائی آنها برای انتقال دارائی‌ها از فعالیت‌های مشمول مالیات بیان می‌کند. نویسندگان استدلال می‌نمایند که نقش فزاینده سرمایه انسانی در تولید ممکن است منجر به توان مشمول مالیات بزرگ‌تری برای دولت شود. پلتزمن[4] (۱۹۸۰) و بورچردینگ[5] (۱۹۸۵) به بررسی فرضیه‌های بی شماری بین اندازه بخش عمومی‌و توسعه اقتصادی پرداخته اند. بیل[6] (۱۹۹۸) تفسیری از قانون واگنر در چهارچوب تاریخی ارائه داده است. یوسفی و ابی زاده[7] (۱۹۹۲) در امریکا ۳۰ ایالت را به طور تصادفی انتخاب و اعتبار قانون واگنر را مورد بررسی قرار داده‌اند. در این مطالعه برای هر ایالت از داده‌های سری زمانی ۸۵-۱۹۵۰ استفاده شده است. بررسی‌ها نشان می‌دهد که در ۲۱ ایالت از ۳۰ ایالت کشش درآمدی برای مخارج دولت بزرگتر از یک است که این تائیدی بر قانون واگنرمی‌باشد.

تارنتان[8] (۱۹۹۸) با استفاده از داده‌های کشورهای آرژانتین، برزیل و شیلی قانون واگنر را مورد بررسی و آزمون قرار داده است. نتایج نشان می‌دهد، اولاً در دوره مورد بررسی تولید ناخالص داخلی اسمی‌و واقعی، تولید ناخالص داخلی اسمی‌و واقعی سرانه، مخارج اسمی‌و واقعی دولت و سهم مخارج دولت از تولید ناخالص داخلی در سطوح خود،

[1] Peacock and Wiseman, 1967
[2] Meltzer and Richard, 1983
[3] Dao and Esfahani, 1995
[4] Peltzman, 1980
[5] Borcherding, 1985
[6] Biehl , 1998
[7] Yousefi and Abizadeh, 1992
[8] Thornton, 1998



Archive of SID

www.SID.ir

سری‌های غیر ایستا اما در تفاضل مرتبه اول خود سری‌های ایستا هستند. ثانیاً رابطه هم انباشتگی در هر کشور، بین از یک طرف تولید ناخالص داخلی اسمی، تولید ناخالص داخلی اسمی‌سرانه و از طرف دیگر مخارج اسمی‌دولت و سهم مخارج دولت از تولید ناخالص داخلی وجود دارد. ثالثاً اندازه کشش درآمدی مخارج دولت در بلند مدت در هر کشور اساساً تغییر می‌کند و مقدار آن از یک کمتر است. رابعاً اگر چه الگوی علیت گرنجر بین مخارج دولت و تولید ناخالص داخلی به نظر دوطرفه می‌باشد، دلایل کافی برای تائید قانون واگنر در تعیین مخارج دولت در این سه کشور وجود ندارد.

مطالعه دیگری بوسیله آکیتوبای و سایر همکاران[1] (۲۰۰۵) در صندوق بین المللی پول و واشینگتن دی سی برای ۵۱ کشور در حال توسعه انجام شده است. شواهد در این کشورها بیانگر آن است که چرخش ادواری و تمایل زیادی در دولت برای افزایش مخارج طی زمان وجود دارد. اجزای اصلی مخارج دولت در ۴۰ درصد از این کشورها در جهت دوره‌های تجاری بوده است. تولید و مخارج دولت برای حداقل ۷۰ درصد از این کشورها هم انباشته هستند، که بیانگر وجود رابطه بلند مدت بین مخارج دولت و تولید است و با قانون واگنر سازگار است. در مقابل مطالعات قبلی تنها حمایت ضعیفی از تائید قانون واگنر برای کشورهای در حال توسعه داشته اند. هرچند برای کشورهای صنعتی حمایت قدری قوی تر از قانون واگنر وجود داشته است.

توبین[2] (۲۰۰۵) با بررسی قانون واگنر از افزایش فعالیت های دولت برای نشان دادن تغییر وظایف دولت چین در نتیجه آزاد سازی اقتصادی یاد می‌کند. قانون واگنر وابستگی بین ثروت ملی فزاینده در استان‌های پیش رو و افزایش در فعالیت‌ها و مخارج این استان‌ها را توصیف می‌نماید. و این موضوع دلایل گسترش بروکراسی را جستجو نموده است، نه دقیقاً بر حسب فشارهای سیاسی، بلکه اثر متقابل بین ملاحظات سیاسی و ضروریت‌های اقتصادی، که در نتیجه حقوق مالکیت جدید ظاهر شده است. یک مدل گویای ساده برای اندازه‌گیری اثرات ثروت ملی فزاینده و رشد بخش عمومی‌ارائه شده است. این اظهارات که الگوئی از توسعه اقتصادی مشاهده شده بوسیله واگنر در اروپای قرن نوزدهم می‌باشد بی‌شباهت با مشاهدات امروزی چین نیست.

[1] Akitoby, Clements, Gupta and Inchauste, 2005
[2] Tobin , 2005



Archive of SID

www.SID.ir

نارایان و سایر همکاران[1] (۲۰۰۸) بررسی دیگری برای استان های چین به روش داده‌های تلفیقی[2] انجام داده اند. این روش برای اولین بار در ادبیات قانون واگنر در این مقاله مورد استفاده قرار گرفته است و در آن از ریشه واحد، هم انباشتگی و آزمون علیت گرنجر در داده‌های پانل استفاده شده است. روی هم رفته شواهدی از تائید قانون واگنر در استان‌های مرکزی و غربی چین وجود دارد، اما برای تلفیق کامل استان‌ها یا برای تلفیق استان‌های شرقی چین قانون واگنر تائید نمی‌شود.

هوانگ[3] (۲۰۰۶) قانون واگنر را برای کشور های چین و تایوان، با استفاده از داده‌های سری زمانی سالانه ۱۹۷۹ تا ۲۰۰۲ مورد بررسی و آزمون قرار داده است. برای برآورد رابطه بلندمدت بین مخارج دولت و تولید از آزمون کرانه‌ها[4] استفاده شده است. این آزمون بر اساس برآورد مدل تصحیح خطای بدون محدودیت انجام می‌شود. به صورت تجربی، قانون واگنر رابطه بلند مدت بین اندازه دولت(مخارج دولت) و اقتصاد (درآمد یا تولید) را مورد بررسی قرار می‌دهد. اشکال تجربی متفاوتی از قانون واگنر وجود دارد. در این مطالعه پنج الگوی متفاوت برای قانون واگنر مورد استفاده قرار گرفته است، که با اکثر الگوهای تجربی قانون واگنر سازگار هستند. در این مطالعه مخارج دولت به صورت واقعی مورد استفاده قرار گرفته است. نتایج تجربی نشان می‌دهد که رابطه بلندمدتی بین اندازه دولت و اقتصاد در چین یا در تایوان وجود ندارد. علاوه بر آن نتایج آزمون کرانه‌ها نشان می‌دهد که قانون واگنر برای چین و تایوان در دوره مورد بررسی برقرار نیست.

بررسی دیگری بوسیله دوگان و تانگ[5] (۲۰۰۶) برای تعیین جهت علیت بین درآمد ملی و مخارج دولت در کشورهای اندونزی، مالزی، فیلیپین، سنگاپور و تایلند انجام گرفته است.آزمون های علیت گرنجر برای یافتن جهت علیت بین این دو متغیر انجام شده است. در این مطالعه از سری‌های زمانی سال‌های ۱۹۶۰ تا ۲۰۰۲ استفاده شده است. نتایج آزمون علیت گرنجر نشان می‌دهد که قانون واگنر در این پنج کشور در دوره مورد بررسی تایید نمی‌شود و این به معنی آن است که جهت علیت از درآمد ملی سرانه به سمت مخارج

[1] Narayan, Nielsen and Smyth, 2008
[2] Panel Data
[3] Huang, 2006
[4] Bounds Test
[5] Dogan and Tang , 2006



Archive of SID

www.SID.ir

سرانه دولت نمی‌باشد. آزمون‌های علیت گرنجر همچنین نشان می‌دهد که در دوره مورد بررسی فرضیه عکس فقط برای فیلیپین درست است، یعنی در فیلیپین جهت علیت از مخارج سرانه دولت به سمت درآمد ملی سرانه می‌باشد. یافته‌های این تحقیق حکایت از آن دارد که مخارج دولت نقش تعیین کننده‌ای را در افزایش رشد اقتصادی در این چهار کشور (به غیر از فیلیپین) بازی نمی‌کند. این موضوع به نظر تعجب آور است، زیرا باور همگان این است که دولت نقش مهمی را در توسعه کشورها بازی می‌کند

محمدی و سایر همکاران[1] (۲۰۰۷) شواهد جدیدی از قانون واگنر در ترکیه را مورد بررسی قرار داده‌اند. بر اساس این تحقیق ظاهر قابل توجه اقتصاد ترکیه در ۵۰ سال گذشته بیانگر رشد سریع اندازه بخش عمومی بوده است، که بوسیله مخارج دولت نسبت به تولید ناخالص ملی اندازه‌گیری شده است. اندازه بخش عمومی۱۰ درصد در دهه ۱۹۵۰، ۱۳ درصد در دهه ۱۹۶۰، ۱۸ درصد در دهه ۱۹۷۰ و ۱۹۸۰، ۲۵ درصد در دهه ۱۹۹۰ و ۳۷ درصد از سال ۲۰۰۰ با بیشترین مقدار ۴۵ درصد در سال ۲۰۰۱ بوده است. همان طوری که مشخص است تغییر قابل توجه‌ای در ماهیت و اجزاء سیاست دولت در ترکیه از اوایل دهه ۱۹۸۰ شروع شده است. دولت تلاش کرده است زیرساخت های مورد نیاز برای کشور را فراهم نماید. فعالیت های اضافی دولت از سال ۱۹۸۷ شروع شده است، که با جهشی در کسری بخش عمومی‌در این سال خود را نشان داده است. دولت بیشتر بر زیرساخت های کشور تاکید داشته است، که این خود را در سرمایه گذاری های بخش عمومی‌در حمل و نقل، ارتباطات و انرژی نشان داده است. نتایج این تحقیق اعتبار فرضیه واگنر را با استفاده از داده‌های سالانه ترکیه در سال‌های ۲۰۰۵-۱۹۵۱ با شش فرضیه متفاوت و از روش خودرگرسیونی با وقفه‌های توزیع شده مورد بررسی مجدد قرار داده است. نتایج تجربی از تائید قانون واگنر حمایت می‌کند.

## فرم های گوناگون فرضیه واگنر

به صورت تجربی قانون واگنر رابطه بلندمدت بین اندازه دولت (معمولاً به مخارج دولت اشاره می‌شود) و اقتصاد (معمولاً به تولید یا درآمد اشاره می‌شود) را بررسی می‌کند.

[1] Mohammadi, Cak and Cak, 2007



Archive of SID

www.SID.ir

از آنجا که معیارهای متفاوتی برای اندازه دولت (مخارج دولت، نسبت مخارج دولت به درآمد، سرانه مخارج دولت و مخارج مصرفی دولت) و درآمد (درآمد و درآمد سرانه) وجود دارد، نسخه‌های تجربی متفاوتی از قانون واگنر وجود دارد، که اکثر محققان یک یا چند تا از آنها را به صورت الگو های تک معادله مورد استفاده قرار می‌دهند. [۱]

در این تحقیق از شش فرضیه گوناگون برای اثبات قانون واگنر در ایران استفاده می‌شود که در اکثر مقالات علمی‌معتبر دنیا فراوان به آنها استناد شده است . این شش فرضیه در جدول (۱) ارائه شده است. در این جدول G کل مخارج واقعی دولت، GC مخارج مصرفی واقعی دولت، Y همان GNP واقعی و P جمعیت کشور، G/Y سهم مخارج دولت از درآمد، Y/P درآمد سرانه کشور و G/P مخارج سرانه دولت می‌باشد.

**جدول ۱ – فرم های گوناگون فرضیه واگنر**

| | | |
|---|---|---|
| ۱- الگوی پیکاک-وایزمن[۲] | $\alpha_1 > 1$ | $\log G_t = \alpha_o + \alpha_1 \log Y_t + u_t$ |
| ۲- الگوی نسبت پیکاک-وایزمن[۳] | $\beta_1 > 0$ | $\log(G/Y)_t = \beta_o + \beta_1 \log Y_t + u_t$ |
| ۳- الگوی ماسگریو[۴] | $\gamma_1 > 0$ | $\log(G/Y)_t = \gamma_o + \gamma_1 \log(Y/P)_t + u_t$ |
| ۴- الگوی گوپتا[۵] | $\delta_1 > 1$ | $\log(G/P)_t = \delta_o + \delta_1 \log(Y/P)_t + u_t$ |
| ۵- الگوی گافمن[۶] | $\lambda_1 > 1$ | $\log G_t = \lambda_o + \lambda_1 \log(Y/P)_t + u_t$ |
| ۶- الگوی پریور[۷] | $\theta_1 > 1$ | $\log GC_t = \theta_o + \theta_1 \log Y_t + u_t$ |

در الگوی پیکاک-وایزمن (پیکاک و وایزمن[۸]، ۱۹۷۹) لگاریتم مخارج دولت بر حسب لگاریتم درآمد بیان می‌شود. یعنی با افزایش درآمد کشور مخارج دولت افزایش می‌یابد. برای تائید فرضیه واگنر لازم است که پارامتر $\alpha_1$ بزرگتر از واحد باشد. به بیان دیگر کشش مخارج دولت نسبت به درآمد بزرگتر از یک باشد.[1]

[1] Mohammadi, Cak and Cak, 2007
[2] Peacock-Wiseman version, Peacock and Wiseman, 1979
[3] Peacock-Wiseman Share version, Peacock and Wiseman, 1979
[4] Musgrave version, Musgrave, 1969
[5] Gupta version, Gupta, 1967
[6] Goffman version, Goffman, 1968
[7] Pryor version, Pryor, 1968
[8] Peacock and Wiseman, 1979



Archive of SID

www.SID.ir

فرم دیگری از فرضیه به مدل نسبت پیکاک-وایزمن معروف است، که ابتدا به وسیله من[1] (۱۹۸۰) مطرح شد. بر اساس این الگو، لگاریتم سهم مخارج دولت از درآمد بر حسب لگاریتم درآمد بیان می‌شود. یعنی با افزایش درآمد کشور سهم مخارج دولت از درآمد افزایش می‌یابد. مطابق با این الگو برای تائید فرضیه واگنر لازم است که پارامتر $\beta_1$ بزرگتر از صفر باشد. یعنی کشش سهم مخارج دولت از درآمد نسبت به درآمد بزرگتر از صفر باشد. [2]

فرم دیگری از فرضیه واگنر که فراوان از آن استفاده می‌شود به وسیله ماسگریو[2] (۱۹۶۹) پیشنهاد شد. در این الگو لگاریتم سهم مخارج دولت از درآمد بر حسب لگاریتم درآمد سرانه بیان می‌شود. یعنی با افزایش درآمد سرانه کشور سهم مخارج دولت از درآمد افزایش می‌یابد. برای تائید فرضیه واگنر با استفاده از این الگو لازم است که پارامتر $\gamma_1$ بزرگتر از صفر باشد. یعنی کشش سهم مخارج دولت از درآمد نسبت به درآمد بزرگتر از صفر باشد. [3]

فرم دیگری از فرضیه واگنر به گوپتا [3] (۱۹۶۷) نسبت داده می‌شود و در این الگو لگاریتم مخارج سرانه دولت بر حسب لگاریتم درآمد سرانه بیان می‌شود. یعنی با افزایش درآمد سرانه کشور مخارج سرانه دولت افزایش می‌یابد. برای تائید فرضیه واگنر با استفاده از این الگو لازم است که پارامتر $\delta_1$ بزرگتر از واحد باشد. یعنی کشش مخارج سرانه دولت نسبت به درآمد سرانه بزرگتر از یک باشد. [4]

گافمن[4] (۱۹۶۸) فرم دیگری از فرضیه واگنر را ارائه کرده است. در این الگو لگاریتم مخارج دولت بر حسب لگاریتم درآمد سرانه بیان می‌شود. یعنی با افزایش درآمد سرانه کشور مخارج دولت افزایش می‌یابد. برای تائید فرضیه واگنر لازم است در این الگو پارامتر $\lambda_1$ بزرگتر از واحد باشد یعنی کشش مخارج دولت نسبت به درآمد سرانه بزرگتر از یک باشد.[5]

[1] Mann, 1980
[2] Musgrave, 1969
[3] Gupta, 1967
[4] Goffman, 1968



Archive of SID

www.SID.ir

و بالاخره، پریور[1] (۱۹۶۸) الگوی دیگری را ارائه کرده است که در آن لگاریتم مخارج مصرفی دولت تابعی از لگاریتم درآمد بیان شده است. یعنی با افزایش درآمد کشور مخارج مصرفی دولت افزایش می‌یابد. در این الگو برای تائید فرضیه واگنر بایستی کشش مخارج مصرفی دولت نسبت به درآمد بزرگتر از یک باشد. یعنی ضریب $\theta_1$ بزرگتر از یک باشد. [6]

شرایط اقتصاد ایران و به ویژه اهمیت نفت در این مدل ها لحاظ نشده است به خاطر آنکه اولاً درآمد های نفتی اثر خود را به صورت مستقیم یا غیر مستقیم در درآمد کشور نشان می‌دهد و لذا با وارد کردن درآمد کشور در این مدل ها اثرات درآمد نفت به صورت پنهان دیده شده است. ثانیاً هدف این مقاله فقط نشان دادن تاثیر درآمد کشور بر مخارج دولت می‌باشد. ثالثاً در مقالاتی که در خصوص آزمون فرضیه واگنر برای کشور های نفتی مانند نیجریه انجام شده است متغیر درآمد نفت در معادلات مشاهده نشده است. هرچند این موضوع خود می‌تواند به صورت جداگانه در مقاله دیگری و به شکل دیگری مورد بررسی قرار گیرد. در جدول (۱) میزان کشش در برخی از توابع بزرگتر از یک و در برخی بزرگتر از صفر می‌باشد. اثبات آن برای هر یک از الگوهها در پی نوشت های آخر مقاله آمده است.

**داده‌ها، روش شناسی تحقیق و برآورد مدل**

آزمون فرضیه واگنر نیازمند داده‌های سری زمانی برای دوره بلندمدت می‌باشد. در اینجا از مخارج دولت و تولید ناخالص ملی بر حسب میلیارد ریال و به قیمت‌های ثابت سال ۱۳۷۶ و جمعیت بر حسب هزار نفر در فاصله سالهای ۱۳۴۶ تا ۱۳۸۶ استفاده شده است. این داده‌ها از سایت رسمی بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران[2] و مرکز آمار ایران[3] و گزارشات سالانه این دو مرکز جمع آوری شده است و در گزارشات رسمیو سایت این دو مرکز برای سال‌های بعد از ۱۳۸۶ داده ای منتشر نشده است. برای تعیین اندازه دولت از شاخص های مخارج دولت، نسبت مخارج دولت به تولید ناخالص ملی، مخارج سرانه

[1] Pryor, 1968
[2] http:// www.tsd.cbi.ir
[3] http://www.amar.org.ir



Archive of SID

www.SID.ir

دولت و مخارج مصرفی دولت استفاده شده است. برای برآورد الگو ها لازم است، ابتدا از مخارج دولت و درآمد، نسبت مخارج دولت به درآمد، سرانه مخارج دولت برای هر هزار نفر و درآمد سرانه برای هر هزار نفر محاسبه شوند. سپس از کلیه متغیرهای مورد استفاده لگاریتم گرفته می‌شود. ما تحلیل خود را با آزمون های ریشه واحد[1] برای بررسی ایستائی سری‌های زمانی مورد استفاده در این الگو ها آغاز می‌کنیم. برای انجام این کار از آزمون های دیکی- فولرتعمیم یافته[2] و فیلیپس-پرون[3] استفاده می‌شود. نتایج این آزمون ها در جداول (۲) و (۳) آمده است.

**جدول ۲- آزمون ریشه واحد دیکی- فولر تعمیم یافته**

| متغیرها | سطح | | یک بار تفاضل | |
|---|---|---|---|---|
| | شامل عرض از مبدأ | شامل عرض از مبدأ و روند | شامل عرض از مبدأ | شامل عرض از مبدأ و روند |
| Log(G) | -۳/۲۷ | -۲/۷۲ | -۴/۵۴ | -۴/۶۱ |
| Log(Y) | -۱/۹۸ | -۲/۱۱ | -۴/۶۶ | -۴/۶۳ |
| Log(G/Y) | -۱/۰۴ | -۳/۷۵ | -۱۰/۲۱ | -۱۰/۴۰ |
| Log(Y/P) | -۱/۸۵ | -۱/۷۶ | -۴/۵۴ | -۴/۴۸ |
| Log(G/P) | -۲/۳۲ | -۲/۴۴ | -۴/۴۶ | -۴/۴۶ |
| Log(GC) | -۴/۲۶ | -۳/۱۶ | -۳/۷۸ | -۴/۱۳ |
| مقدار بحرانی آزمون در سطح ۹۵ درصد در مدل شامل عرض از مبدا ۲/۹۲- و در مدل شامل عرض از مبدأ و روند ۳/۵۲- می‌باشد. | | | | |

آزمون دیکی- فولر در مدل شامل عرض از مبدأ و شامل عرض از مبدأ و روند انجام شده است. فرضیه صفر آن است که متغیرها در مقادیر سطح دارای ریشه واحد هستند و بنابراین غیر ایستا می‌باشند، در حالی که فرضیه مقابل به معنای آن است که متغیرها در مقادیر سطح دارای ریشه واحد نبوده و لذا ایستا می‌باشند. تعداد وقفه به صورت خودکار بر اساس معیار شوارز بیزین انتخاب شده است. در مدل شامل عرض از مبدأ برای سری‌های زمانی Log(G) و Log(GC) مقدار آماره محاسبه شده در مقادیر سطح از مقدار بحرانی در سطح اطمینان ۹۵ درصد ۲/۹۲- بیشتر است، لذا این متغیرها در مقادیر سطح

[1] unit root test
[2] augmented Dickey-Fuller
[3] Phillips-Perron



Archive of SID

www.SID.ir

ایستا می‌باشند، به عبارت دیگر این سری ها انباشته از مرتبه صفر هستند. اما برای سری‌های زمانی Log(Y)، Log(G/Y)، Log(Y/P) و Log(G/P) مقدار آماره محاسبه شده در مقادیر سطح از مقدار بحرانی در سطح اطمینان ۹۵ درصد ۲/۹۲- کمتر است، لذا این متغیرها در مقادیر سطح غیر ایستا می‌باشند، ولی این سری ها با یکبار تفاضل گیری ایستا شده اند، به عبارت دیگر این سری‌های زمانی انباشته از مرتبه یک هستند.

در مدل شامل عرض از مبدأ و روند برای سری زمانی Log(G/Y) مقدار آماره محاسبه شده در مقادیر سطح از مقدار بحرانی در سطح اطمینان ۹۵ درصد ۳/۵۲- بیشتر است، لذا این سری زمانی در مقادیر سطح ایستا می‌باشد، به عبارت دیگر این سری انباشته از مرتبه صفر هست. در مدل شامل عرض از مبدأ و روند برای سری‌های زمانی Log(G)، Log(Y)، Log(Y/P)، Log(G/P) و Log(GC) مقدار آماره محاسبه شده در مقادیر سطح از مقدار بحرانی در سطح اطمینان ۹۵ درصد ۳/۵۲- کمتر است، لذا این متغیرها در مقادیر سطح غیر ایستا می‌باشند. ولی این سری ها با یکبار تفاضل گیری ایستا شده اند، به عبارت دیگر این سری‌های زمانی انباشته از مرتبه یک هستند.

**جدول ۳- آزمون ریشه واحد فیلیپس-پرون**

| متغیرها | سطح | | یک بار تفاضل | |
|---|---|---|---|---|
| | شامل عرض از مبدأ | شامل عرض از مبدأ و روند | شامل عرض از مبدأ | شامل عرض از مبدأ و روند |
| Log(G) | -۲/۹۵ | -۲/۶۸ | -۴/۵۸ | -۴/۶۷ |
| Log(Y) | -۱/۹۵ | -۲/۳۴ | -۴/۸۱ | -۴/۷۹ |
| Log(G/Y) | -۲/۲۴ | -۳/۶۹ | -۱۰/۲۹ | -۱۰/۷۳ |
| Log(Y/P) | -۲/۱۹ | -۲/۱۴ | -۴/۶۹ | -۴/۶۵ |
| Log(G/P) | -۲/۵۰ | -۲/۵۲ | -۴/۵۰ | -۴/۵۲ |
| Log(GC) | -۳/۵۴ | -۲/۸۵ | -۳/۸۲ | -۴/۲۵ |
| مقدار بحرانی آزمون در سطح ۹۵ درصد در مدل شامل عرض از مبدا ۲/۹۲- و در مدل شامل عرض از مبدأ و روند ۳/۵۲- می‌باشد. | | | | |

آزمون فیلیپس-پرون نیز در مدل شامل عرض از مبدأ و شامل عرض از مبدأ و روند انجام شده است. فرضیه صفر آن است که متغیرها دارای ریشه واحد هستند و بنابراین غیر ایستا می‌باشند در حالی که فرضیه مقابل به معنای آن است که متغیرها دارای ریشه واحد



Archive of SID

www.SID.ir

نبوده و لذا ایستا می‌باشند. تعداد وقفه به صورت اتوماتیک بر اساس معیار کرنل-بارتلت انتخاب شده است. در مدل شامل عرض از مبدأ برای سری‌های زمانی Log(G) و Log(GC) مقدار آماره محاسبه شده در مقادیر سطح از مقدار بحرانی در سطح اطمینان ۹۵ درصد ۲/۹۲- بیشتر است، لذا این متغیرها در مقادیر سطح ایستا می‌باشند. به عبارت دیگر این سری‌ها انباشته از مرتبه صفر هستند. اما برای سری‌های زمانی Log(Y)، Log(G/Y)، Log(Y/P) و Log(G/P) مقدار آماره محاسبه شده در مقادیر سطح از مقدار بحرانی در سطح اطمینان ۹۵ درصد ۲/۹۲- کمتر است، لذا این متغیرها در مقادیر سطح غیر ایستا می‌باشند. با یک بار تفاضل‌گیری از سری‌های زمانی Log(Y)، Log(G/Y)، Log(Y/P) و Log(G/P) مشاهده می‌شود که مقدار آماره محاسبه شده از مقدار بحرانی در سطح اطمینان ۹۵ درصد ۲/۹۲- بیشتر است و بنابراین این سری‌های زمانی با یک بار تفاضل‌گیری ایستا می‌شوند، به عبارت دیگر این سری‌های زمانی انباشته از مرتبه یک هستند.

در مدل شامل عرض از مبدأ و روند برای سری زمانی Log(G/Y) مقدار آماره محاسبه شده در مقادیر سطح از مقدار بحرانی در سطح اطمینان ۹۵ درصد ۳/۵۲- بیشتر است، لذا این سری زمانی در مقادیر سطح ایستا می‌باشد، به عبارت دیگر این سری انباشته از مرتبه صفر هست. در مدل شامل عرض از مبدأ و روند برای سری‌های زمانی Log(G)، Log(Y)، Log(Y/P)، Log(G/P) و Log(GC) مقدار آماره محاسبه شده در مقادیر سطح از مقدار بحرانی در سطح اطمینان ۹۵ درصد ۳/۵۲- کمتر است، لذا این متغیرها در مقادیر سطح غیر ایستا می‌باشند. ولی این سری ها با یکبار تفاضل‌گیری ایستا شده‌اند، به عبارت دیگر این سری‌های زمانی انباشته از مرتبه یک هستند. بنابراین به طور خلاصه با هر دو آزمون دیکی-فولر و فیلیپس-پرون در مدل شامل عرض از مبدأ سری‌های زمانی Log(G) و Log(GC) انباشته از مرتبه صفر و سری‌های زمانی Log(Y)، Log(G/Y)، Log(Y/P) و Log(G/P) انباشته از مرتبه یک هستند. همچنین با هر دو آزمون دیکی-فولر و فیلیپس-پرون در مدل شامل عرض از مبدأ و روند سری زمانی Log(G/Y) انباشته از مرتبه صفر و سری‌های زمانی Log(G)، Log(Y)، Log(Y/P)، Log(G/P) و Log(GC) انباشته از مرتبه یک هستند. (گجراتی، ۱۹۹۵).



Archive of SID

www.SID.ir

برای برآورد ضرایب الگوها به طور کلی استفاده از روش انگل-گرنجر دارای محدودیت‌های زیادی است، از جمله آنکه در حجم نمونه‌های کوچک برآوردهای حاصل از این روش اریب دار است. از سوی دیگر توزیع حدی براوردکننده‌های حداقل مربعات غیر نرمال است، بنابراین استفاده از آماره‌های معمول بی اعتبار است. همچنین روش انگل-گرنجر بر پیش فرض وجود یک بردار هم انباشتگی استوار است و تحت شرایطی که بیش از یک بردار وجود داشته باشد، استفاده از این روش منجر به عدم کارائی خواهد شد. با وجود این محدودیت ها در استفاده از روش انگل-گرنجر، می‌توان از روش‌های دیگری مانند روش خودرگرسیونی با وقفه‌های توزیع شده را مورد استفاده قرار داد که این محدودیت‌ها را برطرف می‌کند. در این روش متغیر وابسته بر متغیرهای مستقل، وقفه متغیرهای مستقل و وابسته و متغیرهای ثابتی مانند عرض از مبدأ و متغیر روند زمانی رگرس می‌شود. برای تعیین تعداد وقفه‌های متغیر وابسته و مستقل می‌توان از معیارهای آکائیک، شوارز-بیزین، حنان کوئین و یا ضریب تعیین تعدیل شده استفاده کرد. معمولاً در نمونه‌های کمتر از ۱۰۰ از معیار شوارز-بیزین استفاده می‌شود، تا درجه آزادی زیادی از دست نرود. مزیت بسیار مهم روش خودرگرسیونی با وقفه‌های توزیع شده در بین روش‌های هم انباشتگی آن است که در این روش نیازی به تفکیک متغیرهای مدل به متغیرهای انباشته از مرتبه یک و صفر نیست. پسران، شین و اسمیت در مقاله ۲۰۰۱ خود به این موضوع اشاره دارند که در مدل های ARDL اگر رابطه بلندمدت بین متغیرها وجود داشته باشد هم انباشتگی برقرار است حتی اگر متغیرهای مدل به صورت I(1) و I(0) باشند و لذا نیازی به انجام پیش آزمون در این گونه مدل ها وجود ندارد. پس از این مقاله نویسندگان متعددی در مقالات خود بدون انجام پیش آزمون و فقط در صورت وجود رابطه بلندمدت نتایج کار خود را ارائه داده اند. (تشکینی، ۱۳۸۴).

دلیل دیگر استفاده از این روش در بین سایر روش‌ها آن است که مطابق با فرضیه واگنر در سمت راست معادلات فقط درآمد کل کشور و یا درآمد سرانه قرار دارد، حال آنکه ممکن است متغیر های دیگری نیز بر مخارج دولت، مخارج سرانه دولت، سهم مخارج دولت از درآمد و یا مخارج مصرفی دولت موثر باشند، اما فرضیه واگنر اجازه نمی‌دهد متغیرهای دیگری غیر از درآمد و یا درآمد سرانه در سمت راست وارد شوند. در کلیه



Archive of SID

www.SID.ir

تحقیقات تجربی در خصوص آزمون واگنر در سمت راست معادلات متغیری علاوه بر درآمد و یا درآمد سرانه ظاهر نشده است. پس به خاطر حذف سایر متغیرهای موثر بر فرم های گوناگون مخارج دولت احتمالاً ما دچار اشتباه در تصریح مدل خواهیم شد. اما با استفاده از روش خودرگرسیونی با وقفه‌های توزیع شده این مشکل حل خواهد شد، زیرا این روش اجازه حضور وقفه‌های متغیر مستقل و وابسته را در سمت راست می‌دهد. این روش با برآورد مدل شرطی ARDL-ECM [1] به صورت رابطه (۷) شروع می‌شود.

$$d\log x_t = \alpha_o + \sum_{i=1}^{p}\beta_i\, d\log x_{t\ i} + \sum_{i=0}^{q}\gamma_i\, d\log y_{t\ i} + \pi_1 \log x_{t\ 1} + \pi_2 \log y_{t\ 1} + \varepsilon_t \qquad (7)$$

که $x_t$؛ اندازه مخارج دولت در الگوی ۱ و ۵ ؛ نسبت مخارج دولت به درآمد در الگوی ۲ و ۳ ؛ مخارج سرانه دولت در الگوی ۴ و مخارج مصرفی دولت در الگوی ۶ است و $y_t$ ؛ اندازه تولید و درآمد در الگوی ۱، ۲ و ۶ و درآمد سرانه در الگوی ۳، ۴ و ۵ می‌باشد، $\alpha_o$ جزء ثابت، $d$ عملگر تفاضل و $\varepsilon_t$ جمله خطا است. فرضیه صفر عدم وجود هم انباشتگی ($H_0 : \pi_1 = \pi_2 = 0$) در مقابل فرضیه مقابل وجود هم‌انباشتگی ($H_1 : \pi_1 \neq \pi_2 \neq 0$) به کمک آزمون F آزمون می‌شود. به هر حال، همان طوری که بوسیله پسران، شین و اسمیت (۲۰۰۱) مطرح شده است، بدون توجه به اینکه متغیر ها انباشته از مرتبه صفر یا یک باشند، توزیع مجانبی آماره F غیر استاندارد است. پسران، شین و اسمیت[2] (۲۰۰۱) مقادیر بحرانی کرانه‌های بالا و پائین را تهیه کرده‌اند. نرم‌افزار مایکروفیت (ورژن۵)[3] هنگام برآورد مدل خودرگرسیونی با وقفه‌های توزیع شده مقدار آماره F را همراه با مقادیر بحرانی کرانه‌های بالا و پائین ارائه می‌نماید. بر اساس این آزمون اگر مقدار آماره F محاسبه شده بین حد بالا و پائین باشد، نمی‌توان به طور قطع در این زمینه اظهار نظر کرد. در صورتی که مقدار آماره محاسبه شده از حد بالا بیشتر باشد، فرض صفر رد شده و فرضیه مقابل مبنی بر وجود رابطه بلندمدت بین متغیرها در مقادیر سطح پذیرفته می‌شود. اگر مقدار آماره محاسبه شده کمتر از حد پائین باشد، فرض صفر مبنی بر عدم وجود رابطه بلندمدت بین متغیرها در مقادیر سطح را نمی‌توان رد کرد. (پسران ، ۲۰۰۹)

[1] AutoRegressive Distributed Lagged – Error Correction Model
[2] Pesaran, shin and smith, 2001
[3] Microfit 5.0



Archive of SID

www.SID.ir

نتایج آزمون کرانه‌های مدل خودرگرسیونی با وقفه‌های توزیع شده وجود یا عدم وجود رابطه بلند مدت بین اندازه بخش عمومی‌و تولید را در جدول (۴) نشان می‌دهد. در الگوی اول (پیکاک–وایزمن)، الگوی دوم (نسبت پیکاک–وایزمن)، الگوی چهارم (گوپتا) و الگوی پنجم (گافمن) مقدار آماره F محاسبه شده از مقدار کران بالا در سطح اطمینان ۹۵ درصد بزرگتر است، لذا در این چهار الگو بین مخارج دولت و درآمد در الگوی اول، بین سهم مخارج دولت از درآمد و درآمد در الگوی دوم، بین مخارج سرانه دولت و درآمد سرانه در الگوی چهارم و بالاخره بین مخارج دولت و درآمد سرانه در الگوی پنجم رابطه بلندمدت وجود دارد. در الگوی سوم (ماسگریو) مقدار آماره F محاسبه شده در سطح اطمینان ۹۵ درصد بین کران بالا و پایین است و در این سطح نمی‌توان در خصوص وجود رابطه بلندمدت بین سهم مخارج دولت از درآمد و درآمد سرانه اظهار نظر کرد. هر چند مقدار آماره F محاسبه شده از مقدار کران بالا در سطح اطمینان ۹۰ درصد بزرگتر است و لذا بین این دو متغیر رابطه بلندمدت وجود دارد. همچنین در الگوی ششم (پریور) مقدار آماره F محاسبه شده از مقدار کران پایین در سطح اطمینان ۹۰ درصد کوچکتر است و لذا بین مخارج مصرفی دولت و درآمد رابطه بلندمدت وجود ندارد.

**جدول ۴- آزمون پسران، شین و اسمیت برای بررسی رابطه بلندمدت بین متغیرها در مقادیر سطح**

عدم وجود رابطه بلندمدت بین متغیرها : $H_0 : \pi_1 = \pi_2 = 0$

وجود رابطه بلندمدت بین متغیرها : $H_1 : \pi_1 \neq \pi_2 \neq 0$

| الگو | مقدار آماره F | کران پائین ۹۵ درصد | کران بالای ۹۵ درصد | کران پائین ۹۰ درصد | کران بالای ۹۰ درصد |
|---|---|---|---|---|---|
| $\log G_t = \alpha_o + \alpha_1 \log Y_t + u_t$ | ۱۰/۴۸ | ۵/۲۹ | ۶/۰۲ | ۴/۲۴ | ۴/۹۴ |
| $\log(G/Y)_t = \beta_o + \beta_1 \log Y_t + u_t$ | ۷/۵۵ | ۵/۲۹ | ۶/۰۲ | ۴/۲۴ | ۴/۹۴ |
| $\log(G/Y)_t = \gamma_o + \gamma_1 \log(Y/P)_t + u_t$ | ۵/۳۸ | ۵/۲۹ | ۶/۰۲ | ۴/۲۴ | ۴/۹۴ |
| $\log(G/P)_t = \delta_o + \delta_1 \log(Y/P)_t + u_t$ | ۶/۴۶ | ۵/۲۹ | ۶/۰۲ | ۴/۲۴ | ۴/۹۴ |
| $\log G_t = \lambda_o + \lambda_1 \log(Y/P)_t + u_t$ | ۷/۷۱ | ۵/۲۹ | ۶/۰۲ | ۴/۲۴ | ۴/۹۴ |
| $\log GC_t = \theta_o + \theta_1 \log Y_t + u_t$ | ۴/۰۲ | ۵/۲۹ | ۶/۰۲ | ۴/۲۴ | ۴/۹۴ |



Archive of SID

www.SID.ir

جدول (۵) میزان برآورد کشش های اندازه دولت نسبت به درآمد را برای همه الگوها نشان می‌دهد. برای تعیین طول بهینه وقفه (P,q) در هر الگو از معیار شوارز-بیزین استفاده شده است. در الگوی پیکاک-وایزمن کشش مخارج دولت نسبت به درآمد ۰/۸۵ است و از نظر آماری در سطح اطمینان ۹۵ درصد بزرگتر از یک نمی‌باشد و لذا فرضیه واگنر رد می‌شود، علیرغم آنکه رابطه بلندمدت بین مخارج دولت و درآمد وجود دارد. در الگوی نسبت پیکاک- وایزمن کشش بین سهم مخارج دولت از درآمد نسبت به درآمد ۰/۱۸- است و از نظر آماری در سطح اطمینان ۹۵ درصد بزرگتر از صفر نمی‌باشد و لذا فرضیه واگنر رد می‌شود، علیرغم آنکه رابطه بلندمدت بین سهم مخارج دولت از درآمد و درآمد وجود دارد. در الگوی ماسگریو کشش سهم مخارج دولت از درآمد نسبت به درآمد سرانه ۰/۰۴۲ است و از نظر آماری در سطح اطمینان ۹۵ درصد بزرگتر از صفر نمی‌باشد، لذا فرضیه واگنر رد می‌شود، هرچند در این الگو رابطه بلندمدت بین سهم مخارج دولت از درآمد و درآمد سرانه در سطح اطمینان ۹۰ درصد وجود دارد. در الگوی گوپتا کشش مخارج سرانه دولت نسبت به درآمد سرانه ۱/۰۷ است و از نظر آماری در سطح اطمینان ۹۵ درصد بزرگتر از یک می‌باشد، لذا فرضیه واگنر تائید می‌شود. پس بین مخارج سرانه دولت و درآمد سرانه رابطه بلندمدت وجود دارد و هر یک درصد افزایش در درآمد سرانه باعث افزایش ۱/۰۷ درصد افزایش مخارج سرانه دولت می‌شود. در الگوی گافمن کشش مخارج دولت نسبت به درآمد سرانه ۱/۱۸ می‌باشد و از نظر آماری در سطح اطمینان ۹۵ درصد بزرگتر از یک می‌باشد و لذا فرضیه واگنر تائید می‌شود. پس بین مخارج دولت و درآمد سرانه رابطه بلندمدت وجود دارد و هر یک درصد افزایش در درآمد سرانه باعث افزایش ۱/۱۸ درصد افزایش مخارج دولت می‌شود. و بالاخره در الگوی پریور کشش مخارج مصرفی دولت نسبت به درآمد ۰/۰۵- است، از آنجا که مقدار این ضریب از نظر آماری در سطح اطمینان ۹۵ درصد بزرگتر از یک نمی‌باشد، لذا فرضیه واگنر رد می‌شود، اگر چه رابطه بلندمدت بین مخارج مصرفی دولت و درآمد نیز برقرار نیست.



Archive of SID

www.SID.ir

**جدول ۵- روابط تعادلی بلندمدت**

| الگو | معیار | ARDL(P,q) | $\alpha_1$ | $se(\alpha_1)$ | $t(\alpha_1 = 0)$ | $t(\alpha_1 = 1)$ |
|---|---|---|---|---|---|---|
| $\log G_t = \alpha_o + \alpha_1 \log Y_t + u_t$ | شوارز- بیزین | ARDL(۱،۰) | $\alpha_1$ ۰/۸۵۱ | $se(\alpha_1)$ ۰/۰۷۰ | $-t(\alpha_1 = 0)$ -- | $t(\alpha_1 = 1)$ -۲/۱۲۸ |
| $\log(G/Y)_t = \beta_o + \beta_1 \log Y_t + u_t$ | شوارز- بیزین | ARDL(۱،۱) | $\beta_1$ -۰/۱۸۳ | $se(\beta_1)$ ۰/۰۹۸ | $t(\beta_1 = 0)$ -۱/۸۵۶ | $t(\beta_1 = 1)$ --- |
| $\log(G/Y)_t = \gamma_o + \gamma_1 \log(Y/P)_t + u_t$ | شوارز- بیزین | ARDL(۱،۱) | $\gamma_1$ ۰/۰۴۲ | $se(\gamma_1)$ ۰/۱۴۲ | $t(\gamma_1 = 0)$ ۰/۲۹۶ | $t(\gamma_1 = 1)$ --- |
| $\log(G/P)_t = \delta_o + \delta_1 \log(Y/P)_t + u_t$ | شوارز- بیزین | ARDL(۱،۰) | $\delta_1$ ۱/۰۷۳ | $se(\delta_1)$ ۰/۱۰۵ | $-t(\delta_1 = 0)$ -- | $t(\delta_1 = 1)$ ۱۰/۱۳۲ |
| $\log G_t = \lambda_o + \lambda_1 \log(Y/P)_t + u_t$ | شوارز- بیزین | ARDL(۲،۲) | $\lambda_1$ ۱/۱۸۲ | $se(\lambda_1)$ ۰/۲۲۶ | $-t(\lambda_1 = 0)$ -- | $t(\lambda_1 = 1)$ ۵/۲۲۰ |
| $\log GC_t = \theta_o + \theta_1 \log Y_t + u_t$ | شوارز- بیزین | ARDL(۱،۲) | $\theta_1$ -۰/۰۵۱ | $se(\theta_1)$ ۰/۹۸۲ | $-t(\theta_1 = 0)$ -- | $t(\theta_1 = 1)$ -۰/۰۵۲ |

خروجی نرم افزار مایکروفیت (ورژن ۵) هنگام برآورد مدل خودرگرسیونی با وقفه‌های توزیع شده نتایج آزمون های دیگری مانند آزمون خودهمبستگی، آماره h، ناهمسانی واریانس و تصریح درست یا غلط فرم توابع و همچنین نرمال بودن را ارائه می‌دهد و این نتایج حکایت از براورده شدن شرایط کلاسیک را دارد و لذا در متن به این موارد اشاره نشده است هرچند در خروجی های کامپیوتری پیوست مقاله ارائه شده است.

## نتایج

در این تحقیق اعتبار فرضیه واگنر در ایران برای دوره ۸۶-۱۳۴۶ با استفاده از داده‌های سالانه و به روش آزمون کرانه‌های مدل خودرگرسیونی با وقفه‌های توزیع شده مورد بررسی قرار گرفته است. متغیرهای مورد استفاده در تحقیق عبارت از مخارج دولت، درآمد یا تولید ناخالص ملی، سهم مخارج دولت از درآمد، درآمد سرانه، مخارج سرانه دولت و مخارج مصرفی دولت می‌باشند .کلیه متغیرهای مورد استفاده به صورت واقعی و به قیمت های ثابت سال ۱۳۷۶ بوده و به صورت لگاریتمی‌هستند و لذا ضرایب برآورد شده مفهوم



Archive of SID

www.SID.ir

کشش را دارند. نتایج آزمون های دیکی-فولر تعمیم یافته و فیلیپس-پرون در حالت وجود عرض از مبدأ برای کلیه متغیرها نشان می‌دهد که لگاریتم مخارج دولت و لگاریتم مخارج مصرفی دولت در مقادیر سطح ایستا می‌باشند، اما لگاریتم سهم مخارج دولت از درآمد، لگاریتم درآمد سرانه و لگاریتم مخارج مصرفی دولت در مقادیر سطح غیر ایستا هستند ولی با یکبار تفاضل گیری ایستا شده اند. همچنین نتایج این آزمون ها در حالت وجود عرض از مبدأ و روند برای کلیه متغیرها نشان می‌دهد لگاریتم سهم مخارج دولت از درآمد در مقادیر سطح ایستا می‌باشند، اما لگاریتم مخارج دولت، لگاریتم درآمد، لگاریتم درآمد سرانه، لگاریتم مخارج سرانه دولت و لگاریتم مخارج مصرفی دولت در مقادیر سطح غیر ایستا هستند ولی با یکبار تفاضل گیری ایستا شده اند.

در الگوی پیکاک-وایزمن بین مخارج دولت و درآمد رابطه بلندمدت وجود دارد، هرچند کشش درآمدی مخارج دولت بزرگتر از یک نیست و فرضیه واگنر تائید نمی‌شود. در الگوی نسبت پیکاک-وایزمن بین سهم مخارج دولت از درآمد و درآمد رابطه بلندمدت وجود دارد، ولی کشش سهم مخارج دولت از درآمد نسبت به درآمد بزرگتر از صفر نیست و به همین خاطر فرضیه واگنر رد می‌شود. در الگوی ماسگریو بین سهم مخارج دولت از درآمد و درآمد سرانه رابطه بلندمدت وجود ندارد و ضمناً کشش سهم مخارج دولت از درآمد نسبت به درآمد سرانه بزرگتر از صفر نمی‌باشد و لذا فرضیه واگنر تائید نمی‌شود. در الگوی گوپتا بین مخارج سرانه دولت و درآمد سرانه رابطه بلندمدت وجود دارد و کشش مخارج سرانه دولت نسبت به درآمد سرانه ۱/۰۷ و از نظر آماری بزرگتر از یک می‌باشد و لذا فرضیه واگنر تائید می‌شود. در الگوی گافمن بین مخارج دولت و درآمد سرانه رابطه بلندمدت وجود دارد و کشش مخارج دولت نسبت به درآمد سرانه ۱/۱۸ و از نظر آماری بزرگتر از یک می‌باشد و لذا فرضیه واگنر تائید می‌شود. و بالاخره در الگوی پریور بین مخارج مصرفی دولت و درآمد رابطه بلندمدت وجود ندارد و کشش مخارج مصرفی دولت نسبت به درآمداز یک بزرگتر نیست و لذا فرضیه واگنر تائید نمی‌شود. پس در دو الگو از این شش الگو رابطه بلندمدت بین متغیرها برقرار است و فقط در دو الگو از این چهر الگو قانون واگنر تائید شده است. پس در دو الگو از شش الگوی مورد بررسی فرضیه واگنر در ایران تائید شده است. نتایج مدل های تصحیح خطا در دو الگوئی که فرضیه واگنر تائید



Archive of SID

www.SID.ir

شده است، در پیوست آخر مقاله نشان می‌دهد در الگوی گوپتا در هر سال ۴۹ درصد از عدم تعادل کوتاه مدت مخارج سرانه دولت و در الگوی گافمن در هر سال ۲۰ درصد از عدم تعادل کوتاه مدت مخارج دولت برای رسیدن به تعادل بلندمدت تعدیل می‌شود.

**پی نوشت ها:**

$$\log G_t = \alpha_o + \alpha_1 \log Y_t + u_t \qquad -[1]$$
$$\alpha_1 = \frac{d\log G_t}{d\log Y_t} = \frac{dG_t/G_t}{dY_t/Y_t} > 1$$

$$\log(G/Y)_t = \beta_o + \beta_1 \log Y_t + u_t \qquad -[2]$$
$$\beta_1 = \frac{d\log(G/Y)_t}{d\log Y_t} = \frac{d\log G_t \quad d\log Y_t}{d\log Y_t} = \frac{d\log G_t}{d\log Y_t} \quad 1>0 \Rightarrow \frac{d\log G_t}{d\log Y_t} > 1$$

$$\log(G/Y)_t = \gamma_o + \gamma_1 \log(Y/P)_t + u_t \qquad -[3]$$
$$\gamma_1 = \frac{d\log(G/Y)_t}{d\log(Y/P)_t} = \frac{d\log G_t \quad d\log Y_t}{d\log(Y/P)_t} = \frac{d\log G_t \quad d\log P_t \quad d\log Y_t + d\log P_t}{d\log(Y/P)_t} =$$
$$\frac{(d\log G_t \quad d\log P_t) \quad (d\log Y_t \quad d\log P_t)}{d\log(Y/P)_t} = \frac{d\log(G/P)_t \quad d\log(Y/P)_t}{d\log(Y/P)_t} =$$
$$\frac{d\log(G/P)_t}{d\log(Y/P)_t} \quad 1>0 \Rightarrow \frac{d\log(G/P)_t}{d\log(Y/P)_t} > 1$$

$$\log(G/P)_t = \delta_o + \delta_1 \log(Y/P)_t + u_t \qquad -[4]$$
$$\delta_1 = \frac{d\log(G/P)_t}{d\log(Y/P)_t} > 1$$

$$\log G_t = \lambda_o + \lambda_1 \log(Y/P)_t + u_t \qquad -[5]$$
$$\lambda_1 = \frac{d\log G_t}{d\log(Y/P)_t} > 1$$

$$\log GC_t = \theta_o + \theta_1 \log Y_t + u_t \qquad -[6]$$
$$\theta_1 = \frac{d\log GC_t}{d\log Y_t} = \frac{dGC_t/GC_t}{dY_t/Y_t} > 1$$



Archive of SID

www.SID.ir

## فهرست منابع


۱) بانک مرکزی جمهوری اسلامی‌ایران، (۱۳۸۹)، " بانک اطلاعات سری‌های زمانی اقتصادی"، سایت بانک مرکزی.

۲) تشکینی،احمد (۱۳۸۴)، "اقتصادسنجی کاربردی به کمک Microfit "، تهران، موسسه فرهنگی هنری دیباگران تهران.

۳) گجراتی، دامودار (۱۹۹۵)، " مبانی اقتصاد سنجی"، ترجمه حمید ابریشمی، جلد دوم، تهران، انتشارات دانشگاه تهران، چاپ چهارم، (۱۳۸۵).

۴) ماسگریو، ریچارد و پگی ماسگریو (۱۹۹۴)، "مالیه عمومی‌در تئوری و عمل"، ترجمه مسعود محمدی و یدالله ابراهیمی‌فر، تهران، انتشارات سازمان مدیریت و برنامه ریزی کشور، (۱۳۸۴).

۵) مرکز آمار ایران، "سالنامه‌های آماری در سال‌های مختلف ".

6) http://www.tsd.cbi.ir
7) http://www.amar.org.ir
8) Akitoby, B., Clements, B., Gupta, S. , Inchauste, G. (2005), “Public Spending, Voracity, and Wagner’s law in Developing countries”, International Monetary Fund, Washington.D.C.
9) Biehl, D. (1998), “Wagner’s Law: an introduction to and a translation of the last version of Adolph Wagner’s Text of 1911”, Public Finance/Finances Publiques, Vol. 53 No. 1, pp. 102-11.
10) Borcherding, T.E. (1985), “The causes of government expenditure growth: a survey of the US evidence”, Journal of Public Economics, Vol. 28 No. 3, pp. 359-82.
11) Dao, M.Q. and Esfahani, H.S. (1995), “A competitive model of the growth of government”, Journal of Economic Studies, Vol. 22 No. 2, pp. 4-20.
12) Dogan, E. , Tang, T.C. , (2006), “Government Expenditure and National Income: Causality Tests for Five South East asian Countries”,International Business & Economic Journal, Vol 5 , No 10 : 49-58.
13) Fiorina, M.P. and Noll, R.G. (1978), “Voters, bureaucrats and legislators: a rational choice perspective on the growth of bureaucracy”, Journal of Public Economics, Vol. 9 No. 2, pp. 239-54.
14) Goffman, I.J. (1968), “On the Empirical Testing of Wagner’s Law: A Technical Note,” Public Finance, Vol 23, No 3 ,pp. 359-364.
15) Gupta, S.P. (1967), “Public expenditure and economic growth: a time series analysis”, Public Finance/Finances Publiques, Vol. 22 No. 4, pp. 423-61.
16) Huang, C-J. (2006), “Government Expenditure in China and Taiwan: Do They Follow Wagner’s Law?” Journal of Economics Development, Vol.31, No.2: 139-147.




Archive of SID

www.SID.ir

17) Mann, A.J. (1980), "Wagner's Law: an econometric test for Mexico, 1925-1976", National Tax Journal, Vol. 33, pp. 189-201
18) Meltzer, A. and Richard, S. (1983), "A rational theory of the size of government", Public Choice, Vol. 41 No. 3, pp. 403-18.
19) Mohammadi, H., Cak M., Cak, D.(2007), "Wagner's Hypothesis: New Evidence from Turkey using the Bounds Testing Approach", Journal of Economic Studies,Vol.35,No.1: 94-106.
20) Musgrave, R.A. (1969), " Fiscal Systems" , Yale University Press, New Haven, CT.
21) Narayan, P. , Nielsen, I., Smyth, R. (2008), "Panel Data, Cointegration, Causality and Wagner's Law: Empirical Evidence from Chinese Provinces ",China Economic Review ,No.9:297-307.
22) Niskansen, W.A. (1971), " Bureaucracy and Representative Government", Aldine-Atherton, Chicago.
23) Peacock, A.T. and Wiseman, J. (1967), "The Growth of Public Expenditure in the United Kingdom", 2nd ed., Allen and Unwin, London.
24) Peacock, A.T. and Wiseman, J. (1979), "Approaches to the analysis of government expenditure growth", Public Finance Quarterly, Vol. 7 No. 1, pp. 3-23
25) Peltzman, S. (1980), "The growth of government", Journal of Law and Economics, Vol. 23 No. 2, pp. 209-87.
26) Pesaran, M.H., Shin, Y. and Smith, R.J. (2001), "Bounds testing approaches to the analysis of level relationships", Journal of Applied Econometrics, Vol. 16 No. 3, pp. 289-326.
27) Pesaran,B and Pesaran,M.H(2009), "Times Series Econometrics,using Microfit 5.0",Oxford University Press.
28) Pryor, F.L. (1968), "Public Expenditure in Communist and Capitalist Nations", George Allen and Unwin, London.
29) Romer, T. and Rosenthal, H. (1978), "Political resource allocation, controlled agendas and the status quo", Public Choice, Vol. 33 No. 4, pp. 27-43.
30) Thornton, J. (1998), " The Growth of Public Expenditures in Latin America: A Test of Wagner's Law".255-263.
31) Tobin,D. (2005), "Economic Liberalization, the changing Role of the State and "Wagner's Law: Chinas Development Experience since 1978".World Development, Vol.33, No. 5: 729-743.
32) Wagner, A. (1967), "Three abstracts on public finance", in Musgrave, R.A. and Peacock, A.T. (Eds), Classics in Theory of Public Finance, St Martins Press, New York, NY.
33) Yousefi, M. and S. Abizadeh, (1992). "Wagner's law: New evidence". Atlantic Economic Journal , Vol.47, No.2, pp.322-339



Archive of SID

www.SID.ir

**پیوست:**

**پویائی های کوتاه مدت با استفاده از مدل تصحیح خطا**

( dدر معادلات عملگر تفاضل است و اعداد داخل پرانتز پائین ضرایب انحراف استاندارد می‌باشد)

۱- الگوی پیکاک-وایزمن

$$d\log G = \underset{(0/081)}{0/408}\, d\log Y \quad \underset{(0/074)}{0/480}\, ecm_{-1}$$

۲- الگوی نسبت پیکاک-وایزمن

$$d\log(G/Y) = \underset{(0/133)}{0/419}\, d\log Y \quad \underset{(0/104)}{0/360}\, ecm_{-1}$$

۳- الگوی ماسگریو

$$d\log(G/Y) = \underset{(0/134)}{0/339}\, d\log\left(\frac{Y}{P}\right) \quad \underset{(0/114)}{0/368}\, ecm_{-1}$$

۴- الگوی گوپتا

$$d\log(G/P) = \underset{(0/096)}{0/525}\, d\log(Y/P) \quad \underset{(0/075)}{0/490}\, ecm_{-1}$$

۵- الگوی گافمن

$$d\log G = \underset{(0/141)}{0/328}\, d(d\log G) + \underset{(0/132)}{0/684}\, d\log(Y/P) + \underset{(0/150)}{0/378}\, d(d\log(Y/P)) \quad \underset{(0/054)}{0/207}\, ecm_{-1}$$

۶- الگوی پریور

$$d\log GC = \underset{(0/108)}{0/449}\, d\log Y + \underset{(0/110)}{0/355}\, d(d\log Y) \quad \underset{(0/068)}{0/705}\, ecm_{-1}$$



Archive of SID

www.SID.ir