

فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی
سال بیستم، شماره ۶۴، زمستان ۱۳۹۱، صفحات ۱۳۰-۱۱۵

آزمون قانون واگنر در کشورهای منتخب عضو سازمان همکاری اسلامی: شواهدی از همجمعی پانلی

علی حسین صمدی
استادیار اقتصاد دانشگاه شیراز
asamadi@rose.shirazu.ac.ir

کبری ابوالحسن بیگی
کارشناس ارشد اقتصاد
zh.abolhasanbeigi@gmail.com

در این مطالعه، قانون واگنر برای کشورهای منتخب عضو سازمان کنفرانس اسلامی (با طبقه‌بندی آنها از لحاظ سطح درآمد و درجه فساد) مورد بررسی و آزمون قرار گرفته است. برای این منظور، از آزمون‌های وابستگی مقطعی (CD) پسران و ریشه واحد ADF تعمیم‌یافته به صورت مقطعی (CADF) و آزمون همجمعی پانلی وسترلوند و اجرتون استفاده شده است. برای تخمین ضرایب نیز از روش به‌روزرسانی مکرر و کاملاً تعدیل‌شده (Cup-FM) استفاده شده است. نتایج این تحقیق نشان می‌دهد قانون واگنر در کلیه کشورها با سطوح درآمدی و درجه فساد متفاوت تأیید می‌شود.

طبقه‌بندی JEL: C23, E21, E62.

واژه‌های کلیدی: قانون واگنر، وابستگی مقطعی (CD) پسران، آزمون ریشه واحد ADF تعمیم‌یافته به صورت مقطعی (CADF)، روش تخمین به‌روزرسانی مکرر و کاملاً تعدیل‌شده (Cup-FM)، کشورهای عضو سازمان کنفرانس اسلامی، همجمعی پانلی وسترلوند و اجرتون.

* تاریخ دریافت: ۱۳۹۱/۲/۲۵

تاریخ پذیرش: ۱۳۹۱/۸/۳۰

۱. مقدمه

در ادبیات بخش عمومی دلایل نظری بسیاری برای توجیه افزایش رشد مخارج دولت ارائه شده است. یکی از مهم‌ترین نظریه‌های مطرح‌شده در این زمینه قانون واگنر است. بیش از صد سال پیش اقتصاددان آلمانی آدلف واگنر^۱ (۱۸۸۳) قانونی برای توضیح رشد مخارج دولت ارائه کرد. وی ادعا نمود در بلندمدت مخارج دولت با افزایش سطح توسعه اقتصادی افزایش می‌یابد. به عبارت دیگر، سهم در حال رشد دولت از GDP نتیجه پیشرفت اقتصادی است. بیش از اینکه واگنر مشاهدات خود را ارائه نماید این نگرش وجود داشت که با توسعه اقتصادی مخارج و فعالیت‌های دولت کاهش خواهند یافت. این نگرش هنوز در مکاتب اقتصادی مدرن نیز وجود دارد. در مقابل، اقتصاددانان کینزی از افزایش نقش و فعالیت دولت همراه با توسعه اقتصادی دفاع می‌کنند (هنرکسون، ۱۹۹۳).

مطالعات تجربی بسیاری برای آزمون قانون واگنر در کشورهای مختلف صورت گرفته است. نتایج این مطالعات نشان می‌دهد عوامل بسیاری از جمله سطح درآمد و درجه فساد کشورها بر تأیید یا رد قانون واگنر و رابطه بین مخارج دولت و رشد اقتصادی تأثیرگذار است. در مقاله حاضر به‌طور مستقیم تأثیر فساد و سطح درآمد بر اعتبار قانون واگنر بررسی نشده است، بلکه با گروه‌بندی کشورهای منتخب عضو سازمان کنفرانس اسلامی بر اساس سطح درآمد و درجه فساد آنها به بررسی اعتبار این قانون پرداخته شده است. بر این اساس، مقاله حاضر در چهار بخش تنظیم شده است. در بخش دوم، مبانی نظری تشریح شده و ساختار الگوی مورد استفاده و روش برآورد آن توضیح داده شده است. بخش سوم به ارائه نتایج تجربی اختصاص یافته است و در انتها جمع‌بندی از مطالب ارائه‌شده و پیشنهادهایی در این خصوص ارائه می‌شود.

۲. پیشینه تحقیق

حدود ۱۳۰ سال پیش، آدلف واگنر بر اساس آمار و اطلاعات چند کشور آمریکایی، اروپایی و ژاپن به رابطه بین رشد اقتصادی و مخارج دولت اشاره نمود که بعدها در متون تحت عنوان قانون واگنر شهرت یافت. از آن زمان تاکنون و همگام با پیشرفت‌های فنی در ابزارهای محاسباتی این آزمون به‌صورت کشوری و بین‌کشوری به‌پوشه آزمایش گذاشته شد. بسیاری از مطالعات به‌صورت کشوری بودند و نتیجه واحدی را به‌دست ندادند. به‌عنوان مثال، مطالعات اِبی‌زاده و یوسفی (۱۹۹۸) و کاسیمو (۲۰۱۰a) برای کشورهای پیشرفته‌ای مانند کانادا و ایتالیا صورت گرفته است و صحت این آزمون برای کانادا به‌صورت قوی اما برای ایتالیا به‌صورت ضعیف مورد پذیرش قرار گرفته است. همچنین، مطالعات حسین و

1. Adolph Wagner

العبد (۲۰۰۴)، آکیتوبی و همکاران (۲۰۰۶)، چاووس اوغلو (۲۰۰۵)، یای (۲۰۰۹)، فریمپنگ و همکاران (۲۰۰۹) و همچنین وو و لین (۲۰۱۰) برخی از مطالعاتی هستند که برای کشورهای در حال توسعه‌ای مانند عربستان سعودی، ترکیه، گامبیا، غنا و نیجریه و برخی کشورهای دیگر انجام شده است و نتیجه واحدی به دست نیامده است. مطالعات نجاری (۱۳۷۶) و علوی (۱۳۷۹ و ۱۳۸۰) نیز برای اقتصاد ایران انجام شده است و این نظریه در کوتاه مدت و بلندمدت مورد پذیرش قرار گرفته است.

مطالعات بین کشوری و به صورت پانلی بسیار اندک می‌باشند. مطالعه کاسیمو (۲۰۱۰b) برای ۲۷ کشور عضو اتحادیه اروپا، وو و لین (۲۰۱۰) برای ایالات چین (چین شرقی، غربی و مرکزی) و همچنین وو و همکاران (۲۰۱۰) برای ۱۸۲ کشور برخی از مطالعات موجود در این زمینه است. کاسیمو به این نتیجه دست یافته است که قانون واکنر برای گروه اول (اعضای سابق اتحادیه اروپا) تأیید اما برای گروه دوم (اعضای جدید) رد می‌گردد. همچنین، وو و لین (۲۰۱۰) بر اساس آزمون‌های (ریشه واحد، علیت و همجمعی) پانلی به این نتیجه دست یافتند که این آزمون در ایالات مرکزی و غربی تأیید اما در ایالات شرقی و کل چین رد می‌گردد، اما وو و همکاران (۲۰۱۰) با دسته‌بندی کشورها بر اساس سطح توسعه اقتصادی و درجه فساد و با استفاده از آزمون علیت پانلی نشان دادند که این قانون در کشورهای پیشرفته به صورت قوی و در کشورهای در حال توسعه به صورت ضعیف تأیید می‌شود. همچنین، نتایج یافته‌های این مطالعه حکایت از آن دارد که این قانون برای کشورهای با درآمد بالا و متوسط و سطح فساد پایین تأیید اما در کشورهای با درآمد پایین و فساد بالا رد می‌شود.

هرچند وو و همکاران (۲۰۱۰) با تقسیم‌بندی کشورها بر اساس سطح توسعه اقتصادی و درجه فساد آنها مطالعات موجود را یک گام به جلو برده‌اند، اما عدم توجه به مسأله وابستگی مقطعی^۱ و انتخاب آزمون‌های مناسب از معایب عمده مطالعه آنها محسوب می‌شود. بر این اساس، در مقاله حاضر ضمن توجه به یک پانل خاص (کشورهای عضو سازمان کنفرانس اسلامی) و نه تمام کشورهای در حال توسعه و آزمون مسئله وابستگی / استقلال مقطعی و انتخاب آزمون‌های مناسب، صحت و سقم قانون واکنر در این کشورها را بر اساس سطح توسعه اقتصادی و درجه فساد آنها بررسی خواهیم نمود.

۳. مبانی نظری، ساختار الگو و روش برآورد آن

۳-۱. مبانی نظری

بررسی علل افزایش مخارج دولت یکی از موضوعات اساسی در اقتصاد بخش عمومی است. نظریه‌های بسیاری در این زمینه مطرح شده است. این نظریه‌ها را می‌توان به دو دسته کلی نظریه‌های اقتصادی در

سطوح خرد و کلان تقسیم نمود. الگوهای مراحل رشد و توسعه اقتصادی، الگوی چرخ‌دنده‌ای^۱، قانون واگنر، نظریه سیکل‌های سیاسی و الگوی جهانی‌شدن و باز بودن اقتصاد از نظریه‌های کلان مطرح شده در این زمینه است (هندریکس و میلز، ۲۰۰۶، گرت و رین، ۲۰۰۶، ابراهیم و الحاسون، ۲۰۰۵، دالری و سینگ، ۱۹۹۸، گلد، ۱۹۸۳، هنینگ و توسینگ، ۱۹۸۴، واتر و واکر، ۱۹۸۶، ملتر و ریچارد، ۱۹۹۱ و رام، ۲۰۰۸).

همچنین، نظریه‌های خرد به دنبال تشریح تأثیر متغیرهایی هستند که به طور مستقیم بر عرضه و تقاضای کالاها و خدمات بخش عمومی اثر گذاشته و باعث تغییر در مخارج دولت می‌شوند. نظریه رأی‌دهنده میانه، جمعیت و ساختار سنی از عوامل سمت تقاضا و محیط خدمات^۲ کیفیت خدمات و قانون بامول^۳ از عوامل سمت عرضه محسوب می‌شوند (بیلی، ۲۰۰۲، لارکی و همکاران، ۱۹۹۱ و کامرون، ۱۹۸۸). با توجه به اینکه هدف مقاله حاضر بررسی اعتبار قانون واگنر می‌باشد، در ادامه تنها مطالبی در این مورد ارائه می‌شود و برای درک بیشتر سایر نظریه‌ها می‌توان به منابع اشاره شده مراجعه نمود.

اقتصاددان معروف آلمانی آدلف واگنر در سال ۱۸۸۳ نظریه خود را در رابطه با توسعه مخارج دولت ارائه نمود. واگنر نخستین محقق بود که وجود رابطه مثبت بین سطح توسعه اقتصادی و اندازه دولت را تأیید نمود. وی فرض می‌کند رابطه خطی بین رشد فعالیت‌های دولت و رشد اقتصادی وجود دارد. همچنین، رشد بخش دولتی سریعتر از رشد اقتصادی است. در عین حال، ناکارایی‌های بازار به‌ویژه در مورد پیامدهای خارجی^۴ یا کالاهای ممتاز نیز دخالت دولت را ضروری می‌سازد تا با پرداخت یارانه یا عرضه مستقیم، مقدار بهینه را در عرضه این کالاها و خدمات تأمین نماید. همچنین، واگنر بیان می‌کند کالاهای ارائه‌شده توسط بخش دولتی دارای کشش درآمدی بالا هستند (ابراهیم و الحاسون، ۲۰۰۵). در متون اقتصاد بخش عمومی دو تحلیل از قانون واگنر ارائه شده است که عبارتند از:

الف) بازسازی اجتماع^۵

در این تحلیل فرض می‌شود به دلیل صنعتی‌شدن و خارج شدن جامعه از حالت سنتی، ارائه کالاها و خدمات عمومی مانند آموزش و سلامت توسط دولت افزایش می‌یابد. اساس این تحلیل متکی بر انقلاب صنعتی همراه با تغییرات جمعیتی است. مدرنیته شدن جامعه و افزایش شهرنشینی باعث می‌شود کیفیت خدمات و تنوع کالاهای ارائه‌شده توسط دولت به‌طور مداوم افزایش یابد. بنابراین، لازم است برنامه‌های مدیریت شهری و فراهم‌نمودن زیربنای توسعه توسط دولت به‌طور مداوم افزایش یابد. این تغییرات در حالت کلی باعث افزایش مخارج دولت می‌شود (دالری و سینگ، ۱۹۹۸).

1. Ratchet Effect
2. Service Environment
3. Bamol' Law
4. Externalities
5. Restructuring Society

ب) کسش درآمدی تقاضا

تحلیل دوم از قانون واکنر بیان می‌کند کالاهای عمومی مانند آموزش، سلامت و زیرساخت‌ها در حالت کلی کسش درآمدی بالایی دارند، بنابراین با افزایش درآمد ملی، تقاضا برای این نوع کالاها و خدمات سریعتر از افزایش در درآمد ملی افزایش می‌یابد. برد^۱ (۱۹۷۱) بیان می‌کند این نوع تحلیل از قانون واکنر بر اساس این فرض اساسی صورت گرفته است که تمام کالاهای دولتی می‌توانند به‌عنوان کالای لوکس در نظر گرفته شوند و مخارج دولت نسبت به درآمد با کسش خواهد شد (هنینگ و توسینگ، ۱۹۸۴). واکنر سه دلیل اصلی برای صحت نظریه خود بیان می‌کند. نخست آنکه، صنعتی شدن باعث جایگزینی فعالیت‌های بخش دولتی با بخش خصوصی می‌شود. همچنین، پیچیدگی در ارتباط بازارها و دیگر عناصر اقتصادی، نیاز به وضع قوانین و قراردادهای تلاش برای حفاظت از دستاوردهای جدید را بیشتر خواهد کرد. بنابراین، هزینه‌های مربوط به اجرای نظم و قانون و همچنین اجرای قراردادهای افزایش خواهد یافت.

دیگر اینکه، افزایش درآمد و گسترش شهرنشینی در نتیجه صنعتی شدن می‌تواند پیامدهای خارجی و جانبی خاص خود را به‌همراه داشته باشد. واکنر بیان می‌کند افزایش درآمد حقیقی باعث افزایش مخارج رفاهی، آموزشی و فرهنگی خواهد شد. آموزش و فرهنگ خدماتی هستند که دولت بهتر از بخش خصوصی می‌تواند ارائه نماید، بنابراین با افزایش درآمد حقیقی تمایل مردم به فعالیت‌های آموزشی و فرهنگی افزایش می‌یابد و این امر مستلزم دخالت بیشتر دولت و بخش دولتی در اقتصاد و رشد بخش دولتی است.

سوم اینکه فعالیت‌هایی مانند ایجاد راه‌آهن از طریق دولت صورت می‌گیرد، زیرا تأمین هزینه مالی راه‌اندازی این نوع فعالیت‌ها توسط بخش خصوصی غیرممکن است و شرکت‌های خصوصی قادر به ارائه این نوع خدمات به‌صورت کارا نیستند. بنابراین، فعالیت‌های دولت با افزایش در مداخله دولت برای مدیریت اینگونه فعالیت‌ها افزایش می‌یابد (واتر و واکر، ۱۹۸۶).

۲-۳. ساختار الگو

ارزیابی تجربی قانون واکنر برای نخستین بار در سال ۱۹۶۷ توسط پیکاک - وایزمن^۲ و گوپتا^۳ با پیشنهاد الگوی خاص صورت گرفت. سپس پریر^۴ (۱۹۶۸)، گوفمن^۵ (۱۹۶۸)، مان^۶ (۱۹۶۸) و ماسگریو^۷ (۱۹۶۹) الگوی

1. Bird
2. Peacock-Wismen
3. Gupta
4. Pryor
5. Goffman
6. Mann
7. Musgrave

دیگری پیشنهاد نمودند (آندری و همکاران، ۲۰۰۹). این الگوهای پیشنهادی به کرات در متون مورد استفاده قرار گرفته است. اخیراً نیز الگوی دیگری توسط کاسیمو (۲۰۱۰b) پیشنهاد شده است. این الگوها در جدول (۱) ارائه شده است. در مطالعه حاضر، به دلیل محدودیت آماری برای کشورهای منتخب عضو سازمان کنفرانس اسلامی و نبود برخی آمارهای لازم برای متغیرهای سایر توابع پیشنهادی از تابع پیشنهادی پریور (۱۹۸۶) استفاده شده است. قانون واگنر در صورتی تأیید خواهد شد که ضریب (کشش در آمدی) در بلندمدت بزرگتر از یک باشد.

جدول ۱. توابع مورد استفاده برای آزمون قانون واگنر

نام تابع	الگوی مورد استفاده
پیکاک وایزمن (۱۹۶۷)	$\text{Ln}G_i = \alpha + \beta \text{LnGDP}_t + e_{1t}$
پریور (۱۹۶۸)	$\text{Ln}GC_i = \alpha + \beta \text{LnGDP}_t + e_{2t}$
گوپتا (۱۹۶۷)	$\text{Ln}(G/p)_i = \alpha + \beta \text{Ln}(GDP/p)_t + e_{3t}$
گوفمن (۱۹۶۸)	$\text{Ln}G_i = \alpha + \beta \text{Ln}(GDP/p)_t + e_{4t}$
ماسگریو (۱۹۶۹)	$\text{Ln}(G/GDP)_i = \alpha + \beta \text{Ln}(GDP/p)_t + e_{5t}$
مان (۱۹۸۰)	$\text{Ln}(G/GDP)_i = \alpha + \beta \text{Ln}(GDP)_t + e_{6t}$
کاسیمو (۲۰۱۰)	$\text{Ln}(GDP/p)_i = \alpha + \beta \text{Ln}(GDP)_t + \lambda \text{Ln}(BDcf/GDP)_t + e_{7t}$

یادداشت‌ها:

G: کل مخارج دولت به قیمت ثابت

GC: مخارج مصرفی دولت به قیمت ثابت

GDP: تولید ناخالص داخلی به قیمت ثابت

P: جمعیت

BD: کسری بودجه‌ی واقعی دولت

Ln: لگاریتم طبیعی

مأخذ: آندری و همکاران، ۲۰۰۹ و کاسیمو، ۲۰۱۰.

۳-۳. شیوه برآورد الگو

الگوی موردنظر در این مقاله به صورت یک معادله پانلی^۱ است. در اقتصادسنجی داده‌های پانلی در حالت کلی فرض بر این است که داده‌های مورد استفاده استقلال مقطعی^۲ دارند. این پیش فرض همانند سایر فروض می‌تواند برقرار نباشد، بنابراین نخستین مرحله در اقتصادسنجی داده‌های پانلی

1. Panel Data

برای کلمه Panel در متون فارسی اصطلاحات متعددی پیشنهاد شده است که داده‌های تلفیقی، ترکیبی، تابلویی و پانلی از آن جمله است. اصطلاح تابلویی یک اصطلاح فرانسوی برای کلمه انگلیسی پانل است، بنابراین مناسب به نظر نمی‌رسد. از اصطلاحات تلفیقی و ترکیبی نیز می‌توان برای اصطلاح pool استفاده نمود، بنابراین در این مقاله کلمه پانل ترجیح داده شده است.

2. Cross- Sectional Independence

پیش از انجام هر آزمونی - تشخیص وابستگی یا استقلال مقطعی است. آزمون‌های متعددی برای این منظور در متون پیشنهاد شده است که آزمون‌های فریدمن^۱ (۱۹۳۷)، بریوش و پاگان^۲ (۱۹۸۰) و آزمون CD پسران^۳ (۲۰۰۴) برخی از این آزمون‌ها هستند.

پسران (۲۰۰۴) آزمونی برای تشخیص وابستگی یا استقلال مقطعی برای پانل‌های متوازن و نامتوازن ارائه کرد. فرضیه‌های صفر و رقیب این آزمون به صورت زیر تعریف می‌شوند:

$$H_0 : \rho_{ij} = \rho_{ji} = E(u_{it}v_{it}) = 0 \text{ For all } i \neq j \quad (1)$$

$$H_1 : \rho_{ij} = \rho_{ji} = E(u_{it}v_{it}) \neq 0 \text{ For some } i \neq j$$

برای پانل‌های متوازن آماره‌ی آزمون CD به صورت زیر قابل محاسبه است:

$$CD = \sqrt{\frac{2T}{N(N-1)}} \left(\sum_{i=1}^{N-1} \sum_{j=i+1}^N \hat{\rho}_{ij} \right) \quad (2)$$

که در آن، $\hat{\rho}_{ij}$ ضرایب همبستگی جفت-جفت پیرسون از جملات پسماندها می‌باشد. هرگاه آماره CD محاسباتی در یک سطح معناداری معین از مقدار بحرانی توزیع نرمال استاندارد بیشتر باشد در این صورت فرضیه صفر رد و وابستگی مقطعی نتیجه‌گیری خواهد شد.

هرگاه وابستگی مقطعی در داده‌های پانل تأیید گردد، استفاده از روش‌های مرسوم ریشه واحد پانلی^۴ مانند آزمون‌های لوین و لین^۵ (LL)، آیم، پسران و شین^۶ (IPS) و ... احتمال وقوع نتایج ریشه واحد کاذب را افزایش خواهد داد. برای رفع این مشکل آزمون‌های ریشه واحد پانلی متعددی با وجود وابستگی مقطعی پیشنهاد شده است که آزمون ریشه واحد ADF تعمیم‌یافته به صورت مقطعی (CADF) یا CIPS از آن جمله است.

-
1. Fridman
 2. Brcusch & Pagan
 3. Pesaran's Cross-Section Test
 4. Panel Unit Root
 5. Levin- Lin
 6. Im, Pesaran & Shin

پسرن (۲۰۰۳) با تبدیل آزمون‌های ADF و IPS با در نظر گرفتن وابستگی مقطعی، آماره آزمونی برای بررسی وجود یا فقدان ریشه واحد پیشنهاد داده است که به آزمون CIPS پسرن معروف است. آماره این آزمون به صورت زیر است:

$$CIPS(N, T) = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \tau_i(N, T) \quad (۳)$$

که در آن، t_i آماره الگوی CADF برای هر مقطع انفرادی در پانل می‌باشد. مقدار آماره (۳) با مقادیر بحرانی محاسبه شده توسط پسرن مقایسه و در صورت بزرگتر بودن این آماره از مقادیر بحرانی، فرضیه صفر (نامانا بودن) متغیر رد و مانایی متغیر مورد پذیرش قرار خواهد گرفت.

همچنین، در صورت تأیید وابستگی مقطعی استفاده از روش‌های مرسوم همجمعی پانلی^۱ مانند پدرونی^۲ (۱۹۹۶)، کائو^۳ (۲۰۰۶) و ... احتمال وقوع نتایج همجمعی کاذب را افزایش خواهد داد. برای رفع این مشکل نیز آزمون‌های همجمعی پانلی متعددی پیشنهاد شده است که روش پیشنهادی وسترنلوند و اجرتون^۴ (۲۰۰۸) از آن جمله است (صمدی، ۱۳۹۱).

آزمون همجمعی وسترنلوند و اجرتون^۵ (۲۰۰۸) یکی از آزمون‌هایی است که در صورت وجود وابستگی مقطعی یک شکست ساختاری نامشخص در عرض از مبدأ و شیب رگرسیون همجمعی و همچنین جملات خطای دارای همبستگی پیاپی و ناهمسانی واریانس‌ها نتایج معتبری به دست می‌دهد (وسترنلوند و اجرتون، ۲۰۰۸). فرضیه صفر این آزمون، نبود رابطه همجمعی است و فرضیه‌های H_0 و H_1 به وسیله آماره LM مورد آزمون قرار می‌گیرند.

آماره Z برای بررسی فرضیه‌های H_0 و H_1 به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$Z_j(N) = N^{1/2} (LM_j(N) - E(B_j)) \quad (۴)$$

$$Z_j(N) \rightarrow N(0, \text{Var}(B_1)) \quad (۵)$$

آماره Z دارای توزیع نرمال با میانگین صفر و واریانس ثابت است. آماره Z به دست آمده را با مقادیر بحرانی این آماره که توسط وسترنلوند و اجرتون محاسبه شده است، مقایسه می‌کنیم. اگر آماره Z

-
1. Panel Cointegration
 2. Pedroni
 3. Kao
 4. Westerlund and Edgerton
 5. Westerlund and Edgerton

محاسبه شده از مقدار بحرانی آن بیشتر باشد، فرضیه صفر رد می شود و متغیرها رابطه همجمعی خواهند داشت (وسترلوند و اجرتون، ۲۰۰۸).

هرچند روش های متعددی برای بررسی رابطه همجمعی پانلی بین متغیرها پیشنهاد شده است، اما اغلب این روش ها تنها در مورد وجود یا فقدان رابطه بحث می کنند و اطلاعاتی در خصوص بردار همجمعی ارائه نمی دهند. برای رفع این نقیصه، روش های متعددی پیشنهاد شده است که روش تخمین به روزرسانی مکرر و کاملاً تعدیل شده (Cup-FM)^۱ از آن جمله است.

بای و کائو (۲۰۰۶) برآوردگری به نام به روزرسانی مکرر و کاملاً تعدیل شده (Cup-FM) پیشنهاد دادند که از ساختار عاملی^۲ برای مشخص نمودن منبع وابستگی مقطعی استفاده می کند و بردار همجمعی را ارائه می دهد.^۳ این روش، ضرایب بردار همجمعی را با تخمین پارامترها و ماتریس کوواریانس بلندمدت^۴ و بارهای عاملی^۵ به صورت بازگشتی محاسبه می کند.

بای و کائو (۲۰۰۶) برای در نظر گرفتن بحث وابستگی مقطعی فرض نمودند که جمله خطای معادله رگرسیون از الگوی عاملی^۶ زیر تبعیت می کند:

$$v_{it} = \lambda_1 F_t + e_{it} \quad (6)$$

که در آن، F_t یک بردار $r \times 1$ از عوامل مشترک و λ_1 یک بردار $r \times 1$ از بارهای عاملی است، بنابراین الگوی پانلی (۶) را می توان در این حالت به صورت زیر تعریف نمود:

$$\sigma_{it} = x_{it}\beta + \lambda_1 F_t + e_{it} \quad (7)$$

بای و کائو برآوردگر زیر را برای بردار ضرایب پیشنهاد دادند که به برآوردگر Cup-FM معروف است:

1. Continuously-Updated and Fully-Modified

2. Factor Structure

۳. آنها اعتقاد دارند تکانه های مشترک (Common Shocks) مانند تکانه های قیمت نفت و بحران های مالی بین المللی از منابع عمده وابستگی مقطعی در داده های کلان اقتصادی است، بنابراین الگوهای عاملی (Factor Model) روش مؤثری برای استخراج هم حرکتی های متغیرهای مختلف می باشد. با این توضیحات و بر اساس وضعیت کشورهای عضو سازمان کنفرانس اسلامی به نظر می رسد این روش در مقایسه با سایر روش ها مناسب تر باشد.

4. Long-Run Covariance Matrix

5. Factor Loading

6. Factor Model

$$\hat{\beta}_{cup} = \left[\sum_{i=1}^N \left(\sum_{t=1}^T \hat{y}_{it}^+ (\hat{\beta}_{cup}) (x_{it} - \bar{x}_i) - T (\hat{\lambda}'_{it} (\hat{\beta}_{cup}) + \hat{\Delta}_{uzi} (\hat{\beta}_{cup})) \right) \right]^{-1} \left[\sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T (x_{it} - \bar{x}_i) (x_{it} - \bar{x}_i) \right] \quad (8)$$

که در آن:

$$\hat{y}_{it} = y_{it} - \left(\lambda_i \Omega_{Fei} - \Omega_{\mu ei} \right) \Delta x_{it} \quad (9)$$

Ω : تخمین ماتریس کوواریانس بلندمدت

x_i : میانگین مقطعی متغیر x

و متغیرهای دیگر مانند قبل است. $\hat{\Delta}_{uzi}$ نیز همانند \hat{y}_{it} تعریف می‌شود.

ذکر این نکته ضروری است که مقادیر β ، Ω و y به صورت تکراری تخمین زده می‌شوند تا همگرایی حاصل شود.

۴. نتایج تجربی

۴-۱. داده‌های مورد استفاده و خواص آماری آنها

چنانچه از جدول (۱) مشخص است، در متون تجربی شکل‌های تابعی متفاوتی برای آزمون قانون واگنر و بررسی رابطه بلندمدت بین متغیرهای رشد اقتصادی و مخارج دولت استفاده می‌شود. در مقاله حاضر، به دلیل محدودیت دسترسی به داده‌ها برای کشورهای منتخب عضو سازمان کنفرانس اسلامی از تابع پیشنهادی پریور (۱۹۶۸) استفاده شده است. بنابراین، داده‌های مورد نیاز مخارج مصرفی دولت به قیمت ثابت (GC) و GDP حقیقی است که به صورت لگاریتم طبیعی می‌باشد. برای این منظور، از داده‌های ۴۹ کشور عضو سازمان کنفرانس اسلامی طی دوره (۲۰۰۸-۱۹۷۰) استفاده شده است. با توجه به سطح توسعه اقتصادی و درجه فساد کشورها ابتدا بر اساس شاخص درآمد سرانه^۱ و شاخص ادراک فساد^۲ (CPI) کشورها را دسته‌بندی نموده، سپس آزمون‌های موردنظر انجام شده است.

۱. براساس تعریف بانک جهانی، کشورهای با درآمد سرانه کمتر از ۹۳۶ دلار، کشورهای با درآمد پایین بین ۹۳۶-۱۱۴۴۵ دلار کشورهای با درآمد متوسط و کشورهای با درآمد سرانه بیشتر از ۱۱۴۴۵ دلار کشور با درآمد بالا در نظر گرفته می‌شوند.

2. Corruption Perception Index

سازمان بین‌المللی شفافیت (Transparency International Organization) شاخص ادراک فساد را برای تمام کشورها محاسبه می‌کند. براساس داده‌های موجود، متوسط CPI در سال ۲۰۰۴ مساوی ۴/۰۳ بوده است. بنابراین، کشورهای با CPI بیشتر از ۴/۰۳ کشورهای با فساد پایین و در غیراین صورت با فساد بالا طبقه‌بندی شده‌اند.

برای تشخیص وابستگی یا استقلال مقطعی بین داده‌های مورد استفاده از آزمون CD پسران استفاده شده است. نتایج حاصل از این آزمون برای متغیرهای مورد استفاده و با طبقه‌بندی‌های متفاوت از کشورها در جدول (۲) آورده شده است.

مقادیر ارائه شده در جدول (۲) نشان می‌دهد که آماره CD محاسبه شده برای متغیرهای GDP و GC در کلیه کشورها بزرگتر از مقدار بحرانی در کلیه سطوح معناداری است. بنابراین در تمام گروه‌ها فرضیه صفر رد می‌شود و نتیجه می‌گیریم که متغیرها با وابستگی مقطعی روبرو هستند.

جدول ۲. آماره CD برای متغیر GDP و GC

تقسیم‌بندی کشورها	GC	GDP
کشورهای با درآمد بالا	۳/۱۱۰۵	۱۱/۶۷۶۹
کشورهای با درآمد متوسط	۱۳/۱۶۴۷	۲۳/۹۴۶۰
کشورهای با درآمد پایین	۱۵/۰۱۴۱	۷/۱۶۸۲
کشورهای با فساد بالا	۲۲/۱۱۳۶	۲۸/۴۹۰۳
کشورهای با فساد پایین	۶/۴۷۵۷	۵/۸۲۰۲

یادداشت‌ها:

- مقادیر بحرانی در سطوح معناداری ۱، ۵ و ۱۰ درصد به ترتیب ۱/۶۴، ۱/۹۶، ۲/۵۷ است.
 - کشورهای با سطح درآمد بالا: بحرین، برونی، کویت، عمان، عربستان سعودی، قطر، امارات متحده عربی.
 - کشورهای با سطح درآمد متوسط: کامرون، جیبوتی، یونان، گابن، گویان، اندونزی، ایران، اردن، لیبی، مالزی، پاکستان، تونس، ترکیه، کاتلور، مالدیو، موروکو، نیجریه، فلسطین، سوریه، سودان، گامبیا، لبنان، آلبانی، یمن.
 - کشورهای با سطح درآمد پایین: بنگلادش، بنین، بورکینا فاسو، چاد، کومورس، گامبیا، عراق، افغانستان، گینه بیسائو، مالی، موریتانی، موزامبیک، نیجریه، سومالی، آوگاندا، سیرالئون، توگو.
 - کشورهای با درجه فساد پایین: بحرین، برونی، کویت، عمان، عربستان سعودی، قطر، امارات متحده عربی، تونس، ترکیه، اردن، لیبی.
 - کشورهای با درجه فساد بالا: کامرون، جیبوتی، یونان، گابن، گویان، اندونزی، ایران، مالزی، پاکستان، کاتلور، مالدیو، موروکو، نیجریه، فلسطین، سودان، سوریه، گامبیا، لبنان، آلبانی، یمن، بحرین، برونی، کویت، عمان، عربستان سعودی، قطر، امارات متحده عربی، تونس، ترکیه، اردن، لیبی.
- مأخذ: نتایج تحقیق با استفاده از نرم‌افزار EViews7.1.

با توجه به اثبات وجود وابستگی مقطعی از آماره CIPS پسران برای بررسی وجود یا فقدان ریشه واحد استفاده شده است. نتایج این آزمون برای متغیر GC در کشورهای با درآمد بالا در حالت عرض از مبدأ و روند در جدول (۳) آورده شده است.^۱

جدول ۳. آماره CIPS برای متغیر GC در کشورهای با درآمد بالا در حالت با عرض از مبدأ و روند

P	۰	۱	۲	۳
۱	-۲/۹۶۵	۲/۹۰۵	-۳/۸۵۳	-۳/۰۳۰
۲	-۳/۲۳۹	-۲/۸۵۳	-۲/۰۸۳	-۲/۲۶۱
۳	-۲/۴۵۸	-۱/۹۸۵	-۳/۰۵۰	-۲/۷۷۱
۴	۰/۶۸۷	۰/۸۴۰	۰/۸۵۹	۰/۹۳۹
۵	-۲/۵۶۳	-۲/۶۰۰	-۲/۹۶۱	-۳/۴۵۰
۶	-۳/۰۶۷	-۳/۴۵۲	-۰/۰۰۸-	-۳/۸۴۰
۷	-۲/۱۳۶	-۲/۴۹۰	-۱/۹۴۱	-۱/۸۳۹

یادداشت‌ها:

۱- مقدار بحرانی در سطوح ۱، ۵ و ۱۰ درصد به ترتیب ۴/۵۲-، ۳/۷۹- و ۳/۴۴- است.

۲- id سطح مقطع یا کشورها و p تعداد وقفه‌ها را نشان می‌دهد. اعداد ۱ تا ۷ به ترتیب نشان‌دهنده کشورهای با درآمد بالا می‌باشد.

مأخذ: نتایج تحقیق با استفاده از نرم‌افزار GAUSS10.

نتایج آزمون CIPS برای تمام متغیرها و گروه کشورهای نشان‌دهنده نامانایی متغیرها است. بنابراین، می‌توان از آزمون‌های همجمعی پانلی معتبر استفاده کرد.

۲-۴. نتایج آزمون همجمعی پانلی وسترلوند و اجرتون (۲۰۰۸)

نتایج این آزمون در جدول (۴) آورده شده است. در این جدول G_a ، G_t ، P_t و P_a آماره‌های آزمون همجمعی پانلی هستند که توسط وسترلوند و اجرتون محاسبه شده و دارای توزیع نرمال می‌باشند.

۱. به دلیل کمبود فضا، تمام نتایج این آزمون در اینجا گزارش نشده است و نزد نویسندگان موجود است.

جدول ۴. نتایج آزمون همجمعی پانلی وسترلوند و اجرتون کشورهای عضو سازمان کنفرانس اسلامی (۱۹۷۰-۲۰۰۸)

	ارزش Z برای کشورهای بدرآمد پایین	ارزش Z برای کشورهای با درآمد متوسط	ارزش Z برای کشورهای با درآمد بالا	ارزش Z برای کشورهای با فساد بالا	ارزش Z برای کشورهای با فساد پایین	آماره
G_t	-۷/۲۸۰ (۰/۰۰۰)	-۱/۹۷۵ (۰/۰۲۷)	-۱/۱۵۴ (۰/۸۷۶)	-۶/۶۱۱ (۰/۰۰۰)	-۲/۵۶۱ (۰/۰۰۵)	
G_a	-۶/۲۷۰ (۰/۰۰۰)	-۱/۷۵۰ (۰/۰۴۰)	-۰/۴۷۹ (۰/۳۱۶)	-۴/۹۰۵ (۰/۰۰۰)	-۳/۸۵۲ (۰/۰۰۰)	
P_t	-۳/۴۶۸ (۰/۰۰۰)	۰/۳۰۸ (۰/۶۲۱)	-۲/۰۷۹ (۰/۳۶۱)	-۳/۰۶۶ (۰/۰۰۱)	۲/۸۲۰ (۰/۹۹۸)	
P_a	-۸/۶۵۱ (۰/۰۰۰)	-۲/۳۶۴ (۰/۰۰۹)	-۱/۹۳۳ (۰/۰۲۷)	۷/۳۰۶ (۰/۰۰۰)	-۰/۷۷۲ (۰/۲۲۰)	

یادداشت‌ها:

۱- مقادیر بحرانی در سطوح معناداری ۱، ۵ و ۱۰ درصد به ترتیب ۱/۶۴، ۱/۹۶ و ۲/۵۷ است.

۲- اعداد داخل پرانتز ارزش P- Value را نشان می‌دهد.

۳- G و P مقادیر آماره محاسباتی آزمون وسترلوند و اجرتون می‌باشند.

مأخذ: نتایج تحقیق با استفاده از نرم‌افزار Stata 11.0.

همانطور که در جدول (۴) مشاهده می‌شود، برای کشورهای با درآمد بالا و سطح فساد پایین در سطح معناداری ۵ درصد فرضیه صفر بر اساس دو آماره G_t و G_a پذیرفته و بر اساس دو آماره P_t و P_a رد می‌شود. با توجه به کم بودن تعداد این کشورها می‌توان گفت که قانون واگنر به صورت ضعیف تأیید می‌گردد. برای کشورهای با درآمد متوسط در سطح معناداری ۵ درصد فرضیه صفر بر اساس سه آماره G_t ، G_a و P_a رد و بر اساس آماره P_t پذیرفته می‌شود. در حالت کلی می‌توان گفت متغیرها همجمع هستند. برای کشورهای با درآمد پایین و فساد بالا در سطح معناداری ۵ درصد فرضیه صفر رد می‌شود و متغیرها همجمع هستند.

۳-۴. تخمین ضرایب درازمدت با روش Cup-FM

نتایج آزمون همجمعی وسترلوند و اجرتون (۲۰۰۸) تنها وجود یا فقدان رابطه بلندمدت را نشان می‌دهد و در مورد صحت و سقم قانون واگنر چیزی نمی‌گوید. برای دستیابی به این هدف می‌بایست ضرایب بلندمدت را محاسبه نمود. نتایج تخمین ضرایب الگوی (۱۰) از روش Cup-FM برای گروه مختلف کشورها به صورت خلاصه در جدول (۵) آورده شده است.

$$\text{LnGC}_{it} = \alpha + \beta \text{LnGDP}_{it} + e_{it} \quad (10)$$

برای اینکه قانون واگنر برقرار باشد می‌بایست کشش مخارج مصرفی واقعی دولت نسبت به GDP واقعی بزرگتر از یک باشد.

جدول ۵. نتایج تخمین ضریب‌ها با روش Cup-FM

گروه کشورها	$\beta_{\text{cup-FM}}$	آماره t
کشورهای با درآمد بالا	۱/۹۴	۱۶۰/۰۱۵۳
کشورهای با درآمد متوسط	۲/۰۰۶	۲۵۸/۱۴۳۸
کشورهای با درآمد پایین	۱/۹۸	۲۲۸/۱۱۴۰
کشورهای با فساد بالا	۲/۰۰۲	۳۰۲/۸۸۸۶
کشورهای با فساد پایین	۱/۹۹	۲۳۷/۸۷۴۹

مأخذ: نتایج تحقیق با استفاده از نرم‌افزار GAUSS10 (کد نوشته شده توسط بای و کائو).

نتایج ارائه شده در جدول (۵) نشان می‌دهد که این ضریب ($\beta_{\text{cup-FM}}$) برای تمام گروه کشورها بزرگتر از واحد است، یعنی یک درصد افزایش در GDP واقعی باعث افزایش ۱/۹۴ درصد GC واقعی در کشورهای با درآمد بالا، ۲/۰۰۶ درصد در کشورهای با درآمد متوسط، ۱/۹۸ درصد در کشورهای با درآمد پایین، ۲/۰۰۲ درصد در کشورهای با سطح فساد بالا و ۱/۹۹ درصد در کشورهای با سطح فساد پایین می‌شود. بنابراین، قانون واگنر در تمام گروه کشورها تأیید می‌شود.

۵. جمع‌بندی، نتیجه‌گیری و پیشنهادها

در رابطه با علل رشد مخارج دولت در ادبیات نظری و تجربی مطالعات فراوانی صورت گرفته است. یکی از این نظریه‌ها که تأثیر رشد اقتصادی بر مخارج دولت را بیان می‌کند، قانون واگنر است. این قانون توسط اقتصاددان آلمانی آدلف واگنر (۱۸۸۳) مطرح شد. مطابق با قانون واگنر، رشد مخارج دولت سریعتر از رشد درآمد ملی می‌باشد. به عبارت دیگر، مخارج دولت نسبت به درآمد باکشش است. مطالعات بسیاری برای آزمون قانون واگنر در کشورهای مختلف انجام شده است و نظر واحدی در رابطه این قانون وجود ندارد، به طوری که قانون واگنر در برخی کشورها تأیید و در برخی رد می‌شود. برخی از محققان دلیل این امر را تفاوت در ساختار اجتماعی و اقتصادی این کشورها از جمله سطح درآمد و درجه فساد می‌دانند (وو و همکاران، ۲۰۱۰). بنابراین، در این مطالعه قانون واگنر را برای کشورهای منتخب عضو سازمان کنفرانس اسلامی با سطح درآمد و درجه فساد مختلف آزمون کردیم.

نتایج نشان می‌دهد قانون واگنر در تمام گروه کشورها با سطح درآمد و درجه فساد مختلف تأیید می‌شود. یکی از دلایل تفاوت در نتایج به‌دست آمده از این مطالعه با مطالعات پیشین را می‌توان به روش‌های سنجی مورد استفاده نسبت داد، زیرا در مطالعات پیشین که به‌صورت بین‌کشوری صورت گرفته است، پیش‌آزمون وابستگی مقطعی برای بررسی وجود یا فقدان وابستگی بین کشورها انجام نشده است. در صورت وجود وابستگی مقطعی ممکن است نتایج به‌دست آمده نادرست باشد. پیشنهاد می‌گردد در مطالعات آتی تأثیر عوامل دیگری مانند شاخص توسعه انسانی و درجه باز بودن اقتصادی بر صحت و سقم قانون واگنر در کشورهای در حال توسعه و توسعه یافته بررسی گردد.

منابع

- صمدی، علی حسین (۱۳۹۱)، "پیشرفت‌های اخیر در آزمون‌های همجمعی پانلی"، مجموعه مقالات اولین همایش بین‌المللی اقتصادسنجی: نظریه‌ها و کاربردها، سنندج، شهریور.
- علوی، علی محمد (۱۳۷۹)، "امکان‌سنجی تحقق اهداف اقتصادی بر اساس رشد مخارج دولت در برنامه سوم توسعه"، خلاصه مقالات اولین همایش دو سالانه اقتصاد ایران: چالش‌های اساسی اقتصاد ایران در دهه ۱۳۸۰، دانشگاه تربیت مدرس، پژوهشکده اقتصادی.
- علوی، سید محمود (۱۳۸۰)، "تبیین دلایل اقتصادی رشد مخارج دولت در ایران: آزمون قانون واگنر"، مجموعه مقالات یازدهمین کنفرانس سیاست‌های پولی و ارزی، صص ۴۳-۲۳.
- نجاری، داوود (۱۳۷۶)، بررسی عوامل مؤثر در افزایش سطح هزینه‌های جاری دولت: بررسی موردی کشور ایران (۱۳۷۳-۱۳۳۸)، پایان‌نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه مازندران.
- Abizadeh, S. & M. Yousefi (1998), "Growth of Government Expenditure in Canada", *Journal of Public Finance*, No.14, PP. 78-100.
- Akitoby, B., Clements, B., Gupta, S. & G. Inchauste (2006), "Public Spending, Voracity and Wagner's Law in Developing Countries", *European Journal of Political Economy*, No. 22, PP. 908-924.
- Andorei, T., Stacu, S., Iacob, I., Herteliu, C. & B. Oanced (2009), "Testing Wagner's Law for Romania", Conference Proceedings in Challenges for Analysis the Economy, The Business and Social Progress, No. 2, PP. 19-21.
- Bai, J., Kao, C. & S. Ng (2009), "Panel Co Integration with Global Stochastic Trends", *Journal of Econometrics*, No. 149, PP. 82-99.
- Baily, J. S. (2002), *Public Sector Economics, Theory, Policy and practice*, 2nd ed, London: Palgrave.
- Cameron, D. (1988), "The Expansion of the Public Economy: A Comparative Analysis", *Journal of Public Finance*, No. 72, PP. 43-61.

- Cavusoglu, A. T.** (2005), "Testing the Validity of Wagner's Law in Turkey: The Bounds Testing Approach", *The Review of Political Sciences of Ankara University*, Vol. 60, No. 1, PP. 73-78.
- Cosimo, M.** (2010a), "Wagner's Law and Augmented Wagner's Law in EU-27", A Time-Series Analysis on Stationary, Co Integration and Causality, C. R. E. I. Working Papers, Also Published as *MPRA Papers*, No. 26668.
- Cosimo, M.** (2010b), "Wagner's Law and Italian Disaggregated Public Spending: Some Empirical Evidences", *MPRA Papers*, No. 26662.
- Dollery, B. & S. Singh** (1998), "A Note on the Empirical Analysis of Wagner's Law", *Journal of Economic Analysis and Policy*, No. 2, PP. 195-208.
- Frimpong, M. & F. Eric** (2009), "Does the Wagner's Hypothesis Matter in Developing Economies? Evidence from Three West African Monetary Zone (WAMZ) Countries", *American Journal of Economics and Business Administration*, No. 1, PP. 141-147.
- Garrett, T. & R. Rhine** (2006), "On the Size and Growth of Government, Federal Resaved Bank of St", *Lois Review*, No. 21, PP. 13-30
- Gould, F.** (1983), "The Development of Public Expenditure in Western Industrialized Countries: A Comparative Analysis", *Public Finance*, No. 38, PP. 1-18.
- Henning, J. & A. Tussing** (1984), "Income Elasticity of Demand for Public Expenditures in the United States", *Public Finance*, No. 29, PP. 12-43.
- Henrekson, M.** (1993), "Wagner's Law: A Spurious Relationship?", *Public Finance*, No. 48, PP. 406-415.
- Hindriks, J. & G. Myles** (2006), *Intermediate Public Economic*, London: Cambridge.
- Hussain, M. & A. Al-Obaid** (2004), "Rapidly Changing Economic and the Wagner's Law: The Case of Saudi Arabia", *UMI*, No. 3131650, PP. 1-166.
- Ibrahim, M. & A. Al-Hassoon** (2005), "Estimating the Relationship between GDP Growth and Government Spending In Four GCC Countries: A Comparison of GDP and Non-Oil GDP Growth", *UMI*, No. 3173044.
- Larkey, P., Stolp, M. & M. Winer** (1991), "Theorizing about the Growth of Government: A Research Assessment", *Journal of Public Policy*, No. 1, PP. 157-220.
- Meltzer, A. & S. Richard** (1991), "A Rational Theory of the Size of Government", *Journal of Political Economy*, Vol. 89, PP. 914-27.
- Pesaran, M. H.** (2003), "A Simple Panel Unit Root Test in the Presence of Cross Section Dependence", Mimeo University of Southern California.
- Pesaran, M. H.** (2004), "General Diagnostic Tests for Cross Section Dependence in Panel, CESifo", Working Paper, No. 1229, PP. 1-46.
- Ram, R.** (2008), "Openness, Country Size and Government Size", *Journal of Public Economics*, No. 21, PP. 24-43.
- Vaatter, H. & J. Walker** (1986), Real Public Sector Growth, Wagner's Law and Economic Growth," *Public Finance*, No. 41, PP. 1-22.
- Westerlund, J. & D. Edgerton** (2008), "A Simple Test for Co Integration in Dependent Panels with Structural Breaks", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol. 70, No. 5, PP. 665-705.
- Wu, S., Tang, J. & E. Lin** (2010), "The Impact of Government Expenditure on Economic Growth: How Sensitive to the Level of Development?", *Journal of Policy Modeling*, No. 32, PP. 804-817.
- Yay, T. & H. Tastan** (2009), "Growth of Public Expenditures in Turkey During the (1950-2004) Period: An Econometric Analysis", *Romanian Journal of Economic Forecasting*, Vol. 12, No. 4, PP. 101-118.