فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی
سال بیست و یکم، شماره ۶۶، تابستان ۱۳۹۲، صفحات ۹۲- ۶۹

تأثیر اندازه دولت‌ها بر شدت جانشینی بین مخارج دولت و مصرف خصوصی: مطالعه موردی کشورهای منتخب عضو سازمان همکاری اسلامی

علی‌حسین صمدی
استادیار اقتصاد دانشگاه شیراز (نویسنده مسئول)
asamadi@rose.shirazu.ac.ir

سیدمحمد سیدی
کارشناس‌ارشد اقتصاد
mohamad.se@gmail.com

اثر مخارج دولت بر مصرف خصوصی به‌عنوان بزرگترین و باثبات‌ترین جزء تقاضای کل همواره مورد توجه محققین اقتصادی بوده است. در این مقاله با استفاده از مفهوم کشش جانشینی به بررسی قابلیت جایگزینی مخارج دولت به‌جای مصرف خانوار در تابع مطلوبیت خانوار برای ۴۸ کشور عضو سازمان همکاری اسلامی پرداخته شده است. با استفاده از آزمون CD پسران وجود مسئله وابستگی مقطعی برای متغیرهای الگو مورد بررسی قرار گرفت، سپس بررسی مانایی متغیرها با آزمون‌های IPS و CIPS تأیید شده و الگوی نهایی با استفاده از روش CUP-FM برآورد گردید. نتایج حاصل از تخمین بیانگر وجود رابطه جانشینی بین مخارج دولت و مصرف خصوصی در کشورهای عضو سازمان همکاری اسلامی است، همچنین مشاهده شد که با افزایش اندازه دولت‌ها شدت جانشینی بین مخارج دولت و مصرف خصوصی افزایش می‌یابد.

طبقه‌بندی JEL: *C23, E21, E62, H50*.

واژه‌های کلیدی: *مخارج دولت، مصرف خصوصی، کشش جانشینی، داده‌های پانلی، وابستگی مقطعی، برآوردگر CUP-FM، کشورهای عضو سازمان همکاری اسلامی.*

* **تاریخ دریافت: ۱۳۹۱/۷/۲۶ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۱/۹/۱۶**

[Downloaded from qjerp.ir on 2025-07-28]

۱. مقدمه

سیاست‌های دولت و پیامدهای آن بر اقتصاد کشورها همواره مورد توجه دانشمندان مکاتب مختلف اقتصادی بوده است. برخی معتقد به نقش حداقلی دولت بوده و نظام بازار را برای تحقق اشتغال کامل کافی می‌دانستند و برخی در تحلیل‌های خود نقشی محوری برای دولت و سیاست‌های دولت قائل بودند. با توجه به اینکه مصرف خصوصی سهم عمده‌ای از تقاضای کل را به خود اختصاص داده است، تحلیل اثر مخارج دولت به‌عنوان ابزاری سیاست مالی بر مصرف خصوصی می‌تواند نقش مهمی در تبیین پیامدهای کلان سیاست‌های مالی دولت داشته باشد. بیلی (۱۹۷۱) برای نخستین بار امکان وجود رابطه جانشینی بین مخارج دولت و مصرف خصوصی را مطرح نمود. وی بیان نمود که ضریب تکاثر مخارج دولت متأثر از جایگاه مخارج دولت در سبد مصرفی خانوار و شدت جانشینی بین مخارج دولت و مصرف خصوصی است.

پس از وی محققینی نظیر بارو (۱۹۸۱)، کورمندی (۱۹۸۳)، آمانو و ویرجانتو (۱۹۹۷)، چیو (۲۰۰۱) و کوان (۲۰۰۷) وجود رابطه جانشینی بین مخارج دولت و مصرف خصوصی را تأیید کرده‌اند، اما مودیگلیانی و استرلینگ (۱۹۸۶) وجود رابطه معنادار بین مخارج دولت و مصرف خصوصی را رد نمودند. گراهام (۱۹۹۳) نشان داد که مخارج غیردفاعی دولت فدرال می‌تواند جانشین مصرف خصوصی باشد. کاراس (۱۹۹۴) نیز نشان داد که وجود رابطه جانشینی بین مخارج دولت و مصرف خصوصی یک قاعده نیست. آمانو و ویرجانتو (۱۹۹۸) نشان دادند که مخارج دولت و مصرف بخش خصوصی در ایالات متحده مستقل اجورث[1] هستند. اوکوبو (۲۰۰۳) نشان داد که مخارج دولت و مصرف خصوصی در ژاپن می‌توانند مستقل یا مکمل اجورث[2] باشند. نیه و هو (۲۰۰۶) به این نتیجه رسیدند که برای ۲۳ کشور عضو OECD، مخارج دولت و مصرف خصوصی مکمل اجورث می‌باشند. استیو و سانچز-لوپز (۲۰۰۵) برای اسپانیا و آتری و کستانتینی (۲۰۱۰) برای ۱۵ کشور اروپایی وجود رابطه جانشینی اجورث[3] بین مخارج دولت و مصرف خصوصی را تأیید نمودند.

توکلی و حقیقی‌فر (۱۳۷۲) و علوی‌راد و حسینی‌راد (۱۳۸۴) وجود رابطه جانشینی بین متغیرها را در ایران تأیید نمودند. حسینی (۱۳۷۹) به این نتیجه رسید که در بلندمدت بین مصرف خانوار شهری و مخارج جاری دولت رابطه جانشینی و بین مصرف خانوار روستایی و مخارج جاری دولت رابطه مکملی برقرار است. تقوی و رضایی (۱۳۸۳) نشان دادند که تکانه مثبت مخارج دولت باعث افزایش مصرف

1. Edge Worth Independent
2. Edge Worth Complement
3. Edge Worth Substitute

[Downloaded from qjerp.ir on 2025-07-28]

خصوصی می‌شود. مفتوح (۱۳۸۳) نشان داد که هزینه‌های مصرفی غیردفاعی دولت می‌تواند جانشین مصرف بخش خصوصی روی کالاهای بادوام گردد، در حالی‌که مکمل هزینه‌های مصرف بخش خصوصی روی کالاهای بی‌دوام است.

در مقاله حاضر با بهره‌گیری از دو الگوی ارائه‌شده توسط آمانو و ویرجانتو (۱۹۹۷) که توسط چیو (۲۰۰۱)، نیه و هو (۲۰۰۶) و آتری و کستانتینی (۲۰۱۰) نیز مورد استفاده قرار گرفته و آمانو و ویرجانتو (۱۹۹۸) که اکوبو (۲۰۰۳)، استیو و سانچز- لوپز (۲۰۰۵) و کوان (۲۰۰۷) نیز از آن استفاده کردند، کشش جانشینی بین مخارج مصرفی دولت و مصرف خانوار در ۴۸ کشور عضو سازمان همکاری اسلامی برآورد شده است. وجه تمایز این مقاله با سایر مقالات موجود این است که تأثیر اندازه دولت‌ها بر شدت جانشینی مصرف خانوار و مخارج دولت نیز بررسی شده است.

این مقاله در چهار بخش تنظیم شده است. در بخش دوم مبانی نظری تحقیق ارائه شده و ساختار الگوی مورد استفاده معرفی خواهد شد. در بخش سوم، آزمون‌های مورد نیاز انجام شده و نتایج تجربی تحقیق بیان می‌شوند. در انتها نیز جمع‌بندی کلی از نتایج انجام شده است و بر اساس آن پیشنهادهایی ارائه می‌شوند.

۲. مبانی نظری و ساختار الگو

بر مبنای مباحث ساده کینزی مصرف عامل‌های اقتصادی از محل درآمد جاری تأمین مالی می‌شود، بنابراین با توجه به اثر مثبت مخارج دولت بر درآمد، مصرف خصوصی می‌بایست در پاسخ به افزایش مخارج دولت افزایش یابد. الگوهای نئوکلاسیکی مصرف‌کنندگانی با عمر نامحدود در نظر می‌گیرند که مطلوبیتشان را در طول زمان حداکثر می‌کنند. بر اساس این الگوها، اتخاذ سیاست مالی انبساطی در زمان حال مستلزم تأمین مالی سیاست در آینده است، بنابراین تأمین مالی از طریق اخذ مالیات در زمان آینده و اثر ثروتی منفی ناشی از آن باعث کاهش در مصرف خصوصی می‌گردد (هرواس، ۲۰۰۹). کینزی‌های جدید دیدگاه تعادل عمومی پویا را از نئوکلاسیک‌ها و دیدگاه چسبندگی موقت قیمت‌ها را از کینزین‌ها گرفتند. در الگوهای کینزی جدید - همانند تحلیل‌های نئوکلاسیک- فرض می‌شود که افزایش مخارج دولت از طریق مالیات مقطوع تأمین مالی شده و کاهش ثروت خصوصی را به‌دنبال دارد، بنابراین هم در شرایط چسبندگی قیمت‌ها و هم در شرایط انعطاف‌قیمت‌ها افزایش مخارج دولت باعث کاهش مصرف خصوصی می‌شود (لینمن و شوبرت، ۲۰۰۴).

بر خلاف اثر ثروتی که در مطالعات نئوکلاسیک و کینزی جدید از آن به‌عنوان عامل برقراری رابطه معکوس بین مخارج دولت و مصرف خصوصی یاد شده است مخارج دولت از مسیرهای دیگر

[Downloaded from qjerp.ir on 2025-07-28]

می‌تواند باعث افزایش مصرف خصوصی شود. چنانچه عدم مطلوبیت حاصل از افزایش ساعات کار برای خانوار نماینده به اندازه کافی زیاد نباشد خانواری که در نتیجه اثر ثروتی فقیرتر شده در کنار کاهش مصرف خصوصی اقدام به افزایش عرضه نیروی کار خود نموده و با مصرف درآمد حاصل از آن تا حدودی کاهش مصرف اولیه را جبران می‌کند (گانلی و تروالا، ۲۰۰۹). از سویی، گروهی از مخارج دولت نظیر مخارج دفاعی، امنیتی و آموزشی با بهبود تولید نهایی عوامل تولید خصوصی نقش مثبتی در جهت افزایش درآمد کل و به‌تبع آن افزایش درآمد قابل تصرف خانوار ایفا می‌کنند، بنابراین در بلندمدت با افزایش این گروه از مخارج دولت مصرف خصوصی افزایش می‌یابد (بارو، ۱۹۸۱). علاوه بر این موارد، اثر مثبت مخارج دولت بر مصرف خصوصی از منظری دیگر نیز قابل بررسی است. در شرایط جدایی‌ناپذیری مخارج دولت و مصرف خصوصی چنانچه افزایش مخارج دولت باعث افزایش مطلوبیت نهایی مصرف خصوصی شود و شدت جانشینی بین این دو متغیر اندک باشد امکان برقراری رابطه مثبت بین مخارج دولت و مصرف خصوصی در بلندمدت وجود خواهد داشت (لینمن و شوبرت، ۲۰۰۴)، بنابراین با توجه به آثار فوق و نتایج متضاد به‌دست آمده در مطالعات تجربی انجام مطالعه در زمینه رابطه بین مخارج دولت و مصرف خصوصی همچنان قابل توجیه است.

۲-۱. ساختار الگو

۲-۱-۱. الگوی آمانو و ویرجانتو (۱۹۹۸)

برای معرفی الگوی آمانو و ویرجانتو (۱۹۹۸) ابتدا فرض می‌کنیم یک مصرف‌کننده نماینده در یک فضای دو کالایی به‌دنبال بیشینه نمودن ارزش حال انتظاری مطلوبیت تمام دوران زندگی خود است. ارزش حال مطلوبیت کل دوران زندگی فرد را به‌صورت زیر درنظر می‌گیریم:

$$U = E_0\left(\sum_{t=0}^{\infty}\beta^t u(C_t, G_t)\right) \qquad (۱)$$

در این معادله، E_0 عملگر امید ریاضی بوده و نشان‌دهنده انتظارات در زمان صفر می‌باشد. $\beta \in (0,1)$ نرخ تنزیل ذهنی فرد، $u(\bullet)$ تابع مطلوبیت آنی فرد، C_t مصرف خصوصی واقعی و G_t مخارج دولت واقعی می‌باشد. تابع مطلوبیت آنی فرد به‌صورت زیر درنظر گرفته شده است:

$$u(C_t, G_t) = \frac{\left[\varphi\Lambda_{Ct}C^{(\sigma-1)/\sigma} + (1-\varphi)\Lambda_{Gt}G^{(\sigma-1)/\sigma}\right]^{\frac{\sigma(1-\gamma)}{(\sigma-1)}}}{1-\gamma} \qquad (۲)$$

[Downloaded from qjerp.ir on 2025-07-28]

که در آن، σ کشش جانشینی مخارج دولت و مصرف خصوصی، $1/\gamma$ کشش بین‌دوره‌ای مصرف مؤثر، φ وزن مصرف خصوصی در تابع مصرف مؤثر و Λ_{Gt} و Λ_{Ct} به‌ترتیب تکانه‌های ترجیحات مصرف‌کننده روی مخارج دولت و مصرف خصوصی است که به‌عنوان متغیرهایی مانا وارد الگو می‌شوند (کوان، ۲۰۰۷).

با فرض برقراری فرضیه درآمد دائمی، مصرف‌کنندگان برای بیشینه نمودن مطلوبیت انتظاری خود با قید بودجه‌ای به‌صورت زیر مواجه می‌باشند:

$$P_t^C C_t + P_t^G G_t = M_t \qquad (۳)$$

در معادله فوق، P^C و P^G به‌ترتیب قیمت‌های ضمنی مصرف خصوصی و مخارج دولت بوده و M_t تمام مخارج مصرفی فرد در زمان t است (نیه و هو، ۲۰۰۶).

بر اساس شرط مرتبه اول بیشینه‌سازی مطلوبیت خانوار نسبت مطلوبیت نهایی مخارج دولت به مصرف خصوصی می‌بایست با نسبت قیمت مخارج دولت به مصرف خصوصی برابر باشد. با توجه به تابع مطلوبیت (۲) و قید بودجه (۳) شرط مرتبه اول را به‌صورت زیر استخراج می‌کنیم:

$$\frac{\partial u/\partial G_t}{\partial u/\partial C_t} = \frac{\Lambda_{Gt}(1-\varphi)G_t^{-1/\sigma}}{\Lambda_{Ct}\varphi C_t^{-1/\sigma}} = \frac{P_t^G}{P_t^C} \qquad (۴)$$

با لگاریتم‌گیری از دو طرف معادله و به تبعیت از کوان (۲۰۰۷) رابطه (۵) را معرفی می‌کنیم:

$$\ln\left(\frac{C_t}{G_t}\right) = -\sigma\ln\left[\frac{1-\varphi}{\varphi}\right] + \sigma\ln\left(\frac{P_t^G}{P_t^C}\right) - \sigma\ln\left(\frac{\Lambda_{Gt}}{\Lambda_{Ct}}\right) \qquad (۵)$$

با ثبات بودن ترجیحات مصرف‌کننده یا به‌عبارتی تصادفی بودن تکانه‌های ترجیحات باعث می‌شود که جمله اخلال الگوی فوق ($-\sigma\ln(\Lambda_{Gt}/\Lambda_{Ct})$) مانا بوده و الگوی (۵) یک رگرسیون همجمعی باشد، بنابراین می‌توان رابطه (۵) را به‌صورت رابطه همجمعی (۶) نوشت:

$$\ln\left(\frac{C_t}{G_t}\right) = \alpha + \sigma\ln\left(\frac{P_t^G}{P_t^C}\right) + \varepsilon_t \qquad (۶)$$

[Downloaded from qjerp.ir on 2025-07-28]

که در آن، ε_t به‌عنوان جزء اخلال رگرسیون فرایندی مانا و برابر با $-\sigma\ln(\Lambda_{Gt}/\Lambda_{Ct})$ و α به‌عنوان عرض مبدأ رگرسیون برابر با $-\sigma\ln(1-\varphi/\varphi)$ می‌باشد. با تخمین ضرایب بلندمدت این الگو می‌توان کشش جانشینی درون‌دوره‌ای (σ) و وزن مصرف خصوصی در تابع مصرف مؤثر (φ) را به‌دست آورد. حال می‌توان رابطه (۶) را به‌صورت یک معادله پانل به‌صورت زیر نوشت:

$$\ln\left(\frac{C_{it}}{G_{it}}\right)=\alpha_i+\sigma\ln\left(\frac{P_{it}^{G}}{P_{it}^{C}}\right)+\varepsilon_{it} \qquad (۷)$$

۲-۱-۲. الگوی آمانو و ویرجانتو (۱۹۹۷)

حال به معرفی الگوی آمانو و ویرجانتو (۱۹۹۷) می‌پردازیم. این محققین برای برآورد کشش جانشینی درون‌دوره‌ای مخارج دولت و مصرف خصوصی از یک تابع مطلوبیت آنی جدایی‌پذیر و جمع‌پذیر به‌صورت زیر استفاده کرده‌اند:

$$u(C_t,G_t)=\left(\frac{C_t^{1-\alpha}}{1-\alpha}\right)\Lambda_{Ct}+K\left(\frac{G_t^{1-\nu}}{1-\nu}\right)\Lambda_{Gt} \qquad (۸)$$

در معادله فوق، α و ν پارامترهای انحنا بوده و مقدار آنها بزرگتر از صفر است. ثابت K نشان‌دهنده عامل مقیاس است. Λ_{Ct} و Λ_{Gt} نیز تکانه‌های تصادفی مانا مربوط به رجحان مصرف خصوصی و عمومی می‌باشند. با در نظر گرفتن این شکل تابع مطلوبیت کشش جانشینی درون‌دوره‌ای مقداری ثابت نبوده و می‌تواند هر یک از مقادیر $1/\alpha$ یا $1/\nu$ را اتخاذ کند (آمانو و ویرجانتو، ۱۹۹۷). بر اساس شرط مرتبه اول بیشینه‌سازی ایستای مطلوبیت و با توجه به قید بودجه (۳) نسبت قیمت‌های مخارج دولت و مصرف خصوصی می‌بایست با نرخ نهایی جانشینی این دو کالا برابر باشد، بنابراین خواهیم داشت:

$$\frac{\partial u/\partial G_t}{\partial u/\partial C_t}=\frac{KG_t^{-\nu}\Lambda_{Gt}}{C_t^{-\alpha}\Lambda_{Ct}}=\frac{P_t^{G}}{P_t^{C}} \qquad (۹)$$

پس از لگاریتم‌گیری از دو طرف معادله و اعمال پاره‌ای از جابجایی‌ها به یکی از دو معادله زیر می‌رسیم:

$$\ln C_t=\mu+\left(\frac{\nu}{\alpha}\right)\ln G_t+\left(\frac{1}{\alpha}\right)\ln\left(\frac{P_t^{G}}{P_t^{c}}\right)+\varepsilon_t \qquad (۱۰)$$

$$\ln G_t=\eta+\left(\frac{\alpha}{\nu}\right)\ln C_t-\left(\frac{1}{\nu}\right)\ln\left(\frac{P_t^{G}}{P_t^{c}}\right)+\varepsilon_t \qquad (۱۱)$$

[Downloaded from qjerp.ir on 2025-07-28]

کشش‌های جانشینی بین مخارج دولت و مصرف خصوصی ($1/\alpha$ و $1/\nu$) پس از برآورد دو الگوی (۱۰) و (۱۱) به‌دست می‌آیند.

۲-۲. شیوه برآورد الگو

الگوی موردنظر در این مقاله به‌صورت یک معادله پانلی است. در اقتصادسنجی داده‌های پانلی[۱] در حالت کلی فرض بر این است که داده‌های مورد استفاده استقلال مقطعی[۲] دارند. این پیش‌فرض همانند سایر فروض می‌تواند برقرار نباشد، بنابراین نخستین مرحله در اقتصادسنجی داده‌های پانلی – پیش از انجام هر آزمونی- تشخیص وابستگی یا استقلال مقطعی است. آزمون‌های متعددی برای این منظور در متون پیشنهاد شده است که آزمون‌های فریدمن[۳] (۱۹۳۷)، بریوش[۴] و پاگان[۵] (۱۹۸۰) و آزمون CD پسران[۶] (۲۰۰۴) برخی از این آزمون‌ها هستند.

هرگاه بر اساس این روش‌ها وابستگی مقطعی در داده‌های پانل تأیید گردد استفاده از روش‌های مرسوم ریشه واحد پانلی[۷] مانند آزمون‌های لوین و لین[۸] (LL)، ایم، پسران و شین (IPS) و ... احتمال وقوع نتایج ریشه واحد کاذب را افزایش خواهد داد. برای رفع این مشکل در متون اقتصادسنجی آزمون‌های ریشه واحد پانلی متعددی با وجود وابستگی مقطعی پیشنهاد شده است که آزمون ریشه واحد ADF تعمیم‌یافته به‌صورت مقطعی (CADF) یا CIPS از آن جمله است.

همچنین در صورت تأیید وابستگی مقطعی استفاده از روش‌های مرسوم همجمعی پانلی[۹] مانند پدرونی[۱۰] (۱۹۹۶)، کائو[۱۱] (۲۰۰۶) و ... احتمال وقوع نتایج همجمعی کاذب را افزایش خواهد داد. جهت رفع این مشکل نیز در متون اقتصادسنجی آزمون‌های همجمعی پانلی متعددی پیشنهاد صورت گرفته

---

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 به‌نظر 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-Sectionally Independence
3. Fridman
4. Breusch
5. Pagan
6. Pesaran's Cross-Section Test
7. Panel Unit Root
8. Levin- Lin
9. Panel Cointegration
10. Pedroni
11. Kao

[Downloaded from qjerp.ir on 2025-07-28]

است که روش پیشنهادی وسترلوند و اجرتون[1] (۲۰۰۸) از آن جمله است. هرچند روش‌های متعددی جهت بررسی رابطه همجمعی پانلی بین متغیرها پیشنهاد شده است، اما اکثریت قریب به اتفاق این روش‌ها تنها درباره بود و نبود رابطه بحث می‌کنند و اطلاعاتی درباره بردار همجمعی ارائه نمی‌دهند. برای رفع این نقیصه روش‌های متعددی پیشنهاد شده است که روش تخمین بروزرسانی مکرر و کاملاً تعدیل‌شده (Cup-FM)[2] از آن جمله است. در ادامه، توضیح مختصری از روش‌های مورد استفاده در این مقاله ارائه می‌گردد.

۲-۲-۱. آزمون وابستگی مقطعی (CD) پسران[3]

پسران (۲۰۰۴) به‌منظور بررسی وابستگی مقطعی در الگوهای خطی پانل آزمونی با کاربردهای وسیع طراحی نموده است. این آزمون برای داده‌های پانل متوازن و نامتوازن قابل اجرا بوده و در نمونه‌های کوچک دارای خصوصیات مطلوبی است، همچنین بر خلاف روش بروش-پاگان (۱۹۸۰) برای ابعاد مقطعی (N)[4] بزرگ و ابعاد زمانی (T)[5] کوچک نیز نتایج قابل اعتمادی ارائه نموده و نسبت به وقوع یک یا چند شکست ساختاری در ضرایب شیب رگرسیون فردی مقاوم می‌باشد (پسران، ۲۰۰۴). آماره این آزمون برای رگرسیون فردی زیر بر اساس میانگین وزنی ضرایب همبستگی بین هر جفت از جملات اخلال ارائه می‌شود:

$$y_{it} = \alpha_i + \beta_i x_{it} + u_{it}, \quad i = 1,2,...,N; t = 1,2,...,T, \qquad (۱۲)$$

که در آن، i نشان‌دهنده بعد مقطعی و t نشان‌دهنده بعد زمانی داده‌های پانل است. x_{it} نیز یک بردار $k \times 1$ بعدی از متغیرهای توضیحی است که در طول زمان تغییر می‌کنند. این متغیرهای توضیحی می‌توانند شامل وقفه‌های y_{it} به‌عنوان متغیرهای برون‌زا باشند. اجزای تصادفی u_{it} نیز ممکن است در بعد زمانی (t) یا در بعد مقطعی (i) با یکدیگر وابسته باشند (پسران، ۲۰۰۴). با توجه به معادله فوق، برآورد ساده‌ای از میزان همبستگی بین جملات اخلال i-ام و j-ام در زمان t به‌صورت زیر ارائه می‌شود:

1. Wasteland and Edgerton
2. Continuously-Updated and Fully-Modified
3. Pesaran's Cross-Section Dependence Test
4. Cross-Section Dimension
5. Time Dimension

[Downloaded from qjerp.ir on 2025-07-28]

$$\hat{\rho}_{ij} = \hat{\rho}_{ji} = \frac{\Sigma_{t=1}^{T} e_{it} e_{jt}}{\left(\Sigma_{t=1}^{T} e_{it}^2\right)^{1/2}\left(\Sigma_{t=1}^{T} e_{jt}^2\right)^{1/2}} \quad (۱۳)$$

جملات اخلال e_{it} برآوردی از u_{it} است که به روش حداقل مربعات معمولی به‌دست آمده است:

$$e_{it} = y_{it} - \hat{\alpha}_i - \hat{\beta}_i' x_{it} \quad (۱۴)$$

در این معادله، $\hat{\alpha}_i$ و $\hat{\beta}_i$ برآوردهایی از α_i و β_i هستند که به روش OLS محاسبه شده است. متغیرهای توضیحی (x_{it}) برون‌زای اکید بوده و ماتریس $x_i' x_j$ مثبت معین[1] است. بر این اساس، آماره CD پسران برای بررسی وجود وابستگی یا استقلال مقطعی در داده‌های پانل متوازن به‌صورت زیر ارائه می‌شود:

$$CD = \sqrt{\frac{2T}{N(N-1)}}\left(\sum_{i=1}^{N-1}\sum_{j=i+1}^{N}\hat{\rho}_{ij}\right) \quad (۱۵)$$

آماره فوق برای مقادیر ثابت T و N دارای میانگین صفر می‌باشد. برای هر i، جملات اخلال (u_{it}) فاقد خودهمبستگی پیاپی دارای میانگین صفر و واریانسی بین صفر تا بی‌نهایت (σ_i^2) است، بنابراین در فرض صفر آزمون - مبنی بر نبود وابستگی مقطعی- خواهیم داشت:

$$H_0 : u_{it} = \sigma_i \varepsilon_{it} \quad (۱۶)$$

که در آن، ε_{it} نوفه سفید بوده و حول صفر به‌طور متقارن توزیع شده است (پسران، ۲۰۰۴). چنانچه قدر مطلق آماره محاسباتی CD از ۱/۹۶ بیشتر باشد فرض صفر آزمون رد شده و وجود وابستگی مقطعی در داده‌های مورد مطالعه احراز می‌گردد (پسران، ۲۰۰۴).

۲-۲-۲. آزمون ریشه واحد ایم، پسران و شین (IPS)

تا حدود زیادی می‌توان پیشرفت اولیه آزمون‌های ریشه‌واحد پانل را به کواه[2] (۱۹۹۲، ۱۹۹۴) و لوین و لین (۱۹۹۳) منسوب نمود در آزمون کواه ناهمگونی بین گروه‌های مقطعی مانند آثار فردی خاص و الگوهای مختلف در خودهمبستگی پیاپی لحاظ نمی‌شود. آزمون لوین و لین (LL) دامنه کاربردی

1. Positive Definite
2. Quah

[Downloaded from qjerp.ir on 2025-07-28]

وسیع‌تری داشته، آثار فردی خاص و ناهمگونی پویای بین گروه‌های مقطعی در آن لحاظ شده و مستلزم برقراری $N/T \to 0$ برای زمانی است که N و T به سمت بی‌نهایت میل می‌کنند. ایم و همکاران (۲۰۰۳) با استفاده از چارچوب درستنمایی، آزمون ریشه واحدی برای داده‌های پانل با ناهمگونی پویا[1] بر پایه میانگین آماره‌های ریشه واحد فردی معرفی نمودند. به این منظور، آنها آماره آزمون خود را بر اساس میانگین آماره‌های دیکی- فولر (۱۹۷۹) مربوط به هر یک از گروه‌های مقطعی ارائه کردند. آماره این آزمون، خودهمبستگی پیاپی بین جملات اخلال، ناهمگونی پویایی و ناهمگونی واریانس خطا بین گروه‌های مقطعی را در نظر می‌گیرد و با استفاده از معادله زیر معرفی می‌گردد (ایم و همکاران، ۲۰۰۳):

$$\Delta y_{it} = \alpha_i + \beta_i y_{i,t-1} + \sum_{j=1}^{Pi} \rho_{ij} \Delta y_{i,t-j} + u_{it} \quad i = 1,2,...,N, \; t = 1,2,...,T, \qquad (۱۷)$$

این معادله با استفاده از فرایند خودتوضیح مرتبه اول برای متغیر y_{it} به‌دست آمده است و برای رفع خودهمبستگی پیاپی بین جملات اخلال از وقفه‌های Δy_{it} در سمت راست آن استفاده شده است (ایم و همکاران، ۲۰۰۳). بر این اساس، فرض صفر وجود ریشه واحد به‌صورت زیر ارائه می‌شود:

$$H_0 : \beta_i = 0 \quad i = 1,2,...,N, \qquad (۱۸)$$

فرض مقابل آزمون نیز عبارتست از:

$$H_1 : \beta_i < 0, \quad i = 1,2,...,N_1, \quad \beta_i = 0, \quad i = N_1 + 1, N_1 + 2,..., N. \qquad (۱۹)$$

فرض مقابل آزمون این امکان را فراهم می‌سازد تا β_i در طول گروه‌های مقطعی تغییر کند، از این رو نسبت به فرض مقابل همگن $\beta_i = \beta < 0$ مورد استفاده کواه (۱۹۹۴) و لوین و لین (۱۹۹۳) جامع‌تر است. همچنین، در فرض مقابل IPS امکان وجود ریشه واحد برای برخی فرایندهای فردی در نظر گرفته شده است، اما برای برقراری فرض مقابل لازم است که نسبت فرایندهای فردی مانا غیرصفر باشد، به‌عبارت دیگر:

$$\lim_{N \to \infty} (N_1/N) = \delta, \quad 0 < \delta \leq 1 \qquad (۲۰)$$

1. Dynamic Heterogeneous Panels

[Downloaded from qjerp.ir on 2025-07-28]

آماره محاسباتی IPS برای الگوی (۱۷) به‌صورت میانگینی از آماره‌های دیکی- فولر تعمیم‌یافته فردی (t_{ADFi}) بیان می‌شود (ایم و همکاران، ۲۰۰۳):

$$\tilde{t}_{IPS} = \frac{1}{N}\sum_{i=1}^{N} t_{ADFi} \qquad (۲۱)$$

آماره محاسباتی فوق با مقادیر بحرانی ارائه‌شده توسط ایم و همکاران (۲۰۰۳) مقایسه می‌شود. چنانچه آماره محاسباتی از مقدار بحرانی موردنظر بیشتر باشد فرض صفر مانایی برای متغیر پانلی y_{it} پذیرفته نخواهد شد.

۲-۲-۳. آزمون ریشه واحد CIPS پسران[1]

آزمون ریشه واحد IPS در مواردی که وابستگی مقطعی بین کشورها وجود ندارد روشی مناسب برای آزمون فرض صفر نامانایی است، اما چنانچه وجود اریب وابستگی مقطعی برای متغیرهای پانلی تأیید شود، نتایج این آزمون قابل استناد نیست، از این رو پسران (۲۰۰۶، ۲۰۰۷) آزمون ریشه واحدی برای داده‌های پانل معرفی نمود که در آن به مسئله وابستگی مقطعی توجه شده است. وی به رگرسیون متداول ADF -که در قالب رابطه (۱۷) بیان شده است- وقفه مرتبه اول میانگین مقطعی متغیر و تفاضل مرتبه اول آن را اضافه نموده است و آماره ADF به‌دست آمده در نتیجه این رگرسیون را CADF می‌نامد. در ادامه، همانند روش IPS میانگین CADF محاسبه‌شده برای تمام گروه‌های مقطعی را CIPS نامیده و جداول جدیدی شامل مقادیر بحرانی طراحی می‌کند (پسران، ۲۰۰۶). برای ارائه شکل تعمیم‌یافته مقطعی تابع رگرسیون ADF فرض می‌کنیم مشکل وابستگی مقطعی وجود داشته و u_{it} در معادله (۱۷) از فرایند زیر تبعیت می‌کند:

$$u_{it} = \gamma_i f_t + \varepsilon_{it} \qquad (۲۲)$$

در این معادله، f_t اثر مشترک[2] - و غیرقابل مشاهده- و ε_{it} خطای فردی[3] است (پسران، ۲۰۰۶). بنابراین می‌توان رابطه (۱۷) را به‌صورت زیر بازنویسی نمود:

$$\Delta y_{it} = \alpha_i + \beta_i y_{i,t-1} + \sum_{j=1}^{Pi} \rho_{ij} \Delta y_{i,t-j} + \gamma_i f_t + \varepsilon_{it} \qquad (۲۳)$$

1. Cross-Section Augmented ADF Test
2. Common Effect
3. Idiosyncratic Error

[Downloaded from qjerp.ir on 2025-07-28]

حال میانگین مقطعی y_{it}[1] و وقفه‌های آن را به‌عنوان متغیر نماینده f_t در نظر گرفته و در رابطه فوق قرار می‌دهیم، بنابراین وارد کردن این متغیرها در رگرسیون باعث خنثی شدن آثار عامل مشترک و غیرقابل مشاهده f_t می‌شود (پسران، ۲۰۰۶). بنابراین می‌توان رگرسیونی برای انجام آزمون ریشه واحد با درجه p–ام تعمیم مقطعی و سری زمانی به‌صورت زیر ارائه داد:

$$\Delta y_{it} = \alpha_i + \beta_i y_{i,t-1} + c_i \bar{y}_{t-1} + \sum_{j=1}^{P} \rho_{ij} \Delta y_{i,t-j} + \sum_{j=1}^{P} d_{ij} \Delta \bar{y}_{t-j} + \varepsilon_{it} \qquad (۲۴)$$

فرض صفر و مقابل این آزمون همانند فرض صفر و مقابل آزمون IPS بوده و آماره‌های CADF فردی نیز با استفاده از نسبت t مربوط به پارامتر β_i در معادله فوق محاسبه می‌شود. در ادامه، آماره CIPS نیز همانند آماره IPS از میانگین آماره‌های ریشه واحد فردی (CADF) محاسبه می‌شود (پسران، ۲۰۰۶):

$$CIPS = N^{-1} \sum_{i=1}^{N} CADF_i \qquad (۲۵)$$

۲-۲-۴. برآوردگر CUP-FM[2] بای، کائو و ان‌جی

همانطور که در معادله‌های (۷)، (۱۰) و (۱۱) مشاهده می‌شود، متغیرهای لگاریتم نسبت مصرف خصوصی به مخارج دولت، لگاریتم مخارج دولت و لگاریتم مصرف خصوصی به‌عنوان متغیر وابسته و لگاریتم نسبت شاخص ضمنی مخارج دولت به شاخص ضمنی مصرف خصوصی به‌عنوان متغیر توضیحی معرفی شدند. وجود اریب درون‌زایی در این الگوها محتمل است، چراکه ممکن است قیمت ضمنی مخارج دولت و قیمت ضمنی مصرف خصوصی تحت‌تأثیر افزایش مخارج دولت و مصرف خصوصی با افزایش مواجه شوند، بنابراین در بسیاری از مطالعات گذشته (اعم از سری زمانی و پانل) از روش‌هایی استفاده شده است که به اریب درون‌زایی مقاوم می‌باشند. یکی از این روش‌ها برآوردگر به‌طور کامل اصلاح شده فیلیپس و هانسن (۱۹۹۰) (FM-LS) است که از آن در تحلیل‌های سری زمانی و از شکل‌های توسعه‌یافته آن نظیر FM-SUR و CUP-FM در تحلیل‌های پانل استفاده شده است. لازم به ذکر است که در برآوردگر CUP-FM علاوه بر اریب درون‌زایی، اریب خودهمبستگی پیاپی موجود در برآوردهای OLS نیز اصلاح می‌گردد (فیلیپس، ۱۹۹۵).

---

۱. این میانگین برای زمان t با استفاده از فرمول $\bar{y}_t = N^{-1} \sum_{j=1}^{N} y_{jt}$ محاسبه می‌شود.

2. Continuously Updated Fully Modified Estimator

[Downloaded from qjerp.ir on 2025-07-28]

بای و همکاران (۲۰۰۹) برای داده‌های پانلی که درآنها مشکل وابستگی مقطعی وجود دارد برآوردگر CUP-FM را بر مبنای برآوردگر FM-LS طراحی نموده‌اند، بنابراین برآوردگر CUP-FM همانند FM-LS نسبت به اریب خودهمبستگی پیاپی و اریب درون‌زایی مقاوم است. از دیگر خصوصیات این برآوردگر می‌توان به عدم حساسیت نسبت به مانایی و نامانایی متغیرهای توضیحی اشاره نمود. ابتدا به‌منظور معرفی این برآوردگر فرض می‌کنیم یک الگوی پانل به‌صورت زیر وجود داشته باشد:

$$y_{it} = x'_{it}\beta + e_{it}, \quad i = 1,...,n, \ t = 1,...,T \qquad (۲۶)$$

که در آن y_{it} متغیر وابسته، $x_{it} = x_{it-1} + \varepsilon_{it}$ مجموعه‌ای از k متغیر توضیحی نامانا، β یک بردار $k\times 1$ بعدی از پارامترهای شیب و e_{it} جمله اخلال رگرسیون است. برآوردگر حداقل مربعات تلفیقی[1] برای بردار پارامترهای β به‌صورت زیر ارائه می‌شود:

$$\hat{\beta}_{LS} = \left(\sum_{i=1}^{n} \sum_{t=1}^{T} x_{it} x'_{it} \right)^{-1} \sum_{i=1}^{n} \sum_{t=1}^{T} x_{it} y_{it} \qquad (۲۷)$$

بر اساس تحلیل فیلیپس و هانسن (۱۹۹۰) توزیع حدی این برآوردگر به‌دلیل اریب به‌وجود آمده در اثر همبستگی بلندمدت بین e_{it} و ε_{it} از صفر فاصله می‌گیرد مگر در شرایطی که x_{it} به‌طور اکید برون‌زا باشد. در اینجا می‌توان به‌منظور دستیابی به سازگاری بلندمدت و توزیع نرمال مجانبی یک برآوردگر حداقل مربعات به‌طور کامل اصلاح شده را به روش فیلیپس و هانسن (۱۹۹۰) برای داده‌های پانلی ارائه داد. از سویی، فرض استقلال مقطعی در مطالعات سری زمانی اقتصادی بسیار محدودکننده و به‌سختی قابل توجیه است. به‌منظور بررسی مسئله وابستگی مقطعی رابطه زیر برای e_{it} ارائه می‌شود:

$$e_{it} = \lambda'_i F_t + u_{it} \qquad (۲۸)$$

که در آن، F_t یک بردار $r\times 1$ بعدی از عوامل مشترک غیرقابل مشاهده، λ_i یک بردار $r\times 1$ بعدی از وزن‌های عاملی[2] و u_{it} خطای فردی است (بای و همکاران، ۲۰۰۹). با در نظر گرفتن مسئله وابستگی مقطعی می‌توان معادله رگرسیون (۲۶) را به‌صورت زیر بازنویسی نمود:

$$y_{it} = x'_{it}\beta + \lambda'_i F_t + u_{it} \qquad (۲۹)$$

1. Pooled Least Squares Estimator
2. Factor Loadings

[Downloaded from qjerp.ir on 2025-07-28]

جدا نمودن F_t از جزء اخلال و وارد نمودن آن به تابع رگرسیون باعث بهبود تخمین‌ها می‌گردد، زیرا اگر برخی از اجزای x_{it} مانا بوده و F_t با x_{it} همبسته باشد با در نظر گرفتن F_t به‌عنوان جزئی از جمله اخلال الگو برآورد β ناسازگار خواهد بود (بای و همکاران، ۲۰۰۹). با توجه به مطالب فوق، برآوردگر CUP-FM که بدون هیچ پیش‌فرضی در خصوص مانایی یا نامانایی F_t برآوردی سازگار از بردار ضرایب معادله (۲۹) ارائه می‌کند به‌صورت زیر معرفی شده است:

$$\hat{\beta}_{CupFM} = \left(\sum_{i=1}^{n} x_i' M_{\hat{F}} x_i \right)^{-1} \sum_{i=1}^{n} \left(x_i' M_{\hat{F}} y_i^+ - T(\hat{\Delta}_{\varepsilon ui}^+ - \hat{\bar{\delta}}_i' \hat{\Delta}_{\eta u}^+) \right) \quad (۳۰)$$

$$\hat{F}V_{nt} = \left[\frac{1}{nT^2} \sum_{i=1}^{n} (y_i - x_i \hat{\beta}_{CupFM})(y_i - x_i \hat{\beta}_{CupFM})' \right] \hat{F} \quad (۳۱)$$

در دو معادله فوق، $\overline{\Delta}$ عملگر ماتریس کواریانس یک طرفه، V_{nt} ماتریس قطری متشکل از r تا از بزرگترین مقادیر ویژه ماتریس داخل براکت است که به‌صورت کاهنده مرتب شده‌اند و متغیرهای x_i، F، y_i^+ و u_i نماینده بردارهای زیر هستند (بای و همکاران، ۲۰۰۹):

$$y_i^+ = \begin{bmatrix} y_{i1}^+ \\ y_{i2}^+ \\ \vdots \\ y_{iT}^+ \end{bmatrix}, \quad x_i = \begin{bmatrix} x_{i1}' \\ x_{i2}' \\ \vdots \\ x_{iT}' \end{bmatrix}, \quad F = \begin{bmatrix} F_1' \\ F_2' \\ \vdots \\ F_T' \end{bmatrix}, \quad u_i = \begin{bmatrix} u_{i1} \\ u_{i2} \\ \vdots \\ u_{iT} \end{bmatrix} \quad (۳۲)$$

متغیر η نیز جمله اخلال فرایند خودتوضیح F_t است که با فرض نامانایی F_t و به‌صورت زیر معرفی شده است (بای و همکاران، ۲۰۰۹):

$$F_t = F_{t-1} + \eta_t \quad (۳۳)$$

همچنین، فرض می‌شود که رابطه $u_{it} = a_i \eta_t + b_{it}$ بین جملات اخلال دو معادله (۲۹) و (۳۳) برقرار باشد. متغیرهای y_i^+، $\hat{\bar{\delta}}_i$ و $M_{\hat{F}}$ نیز با استفاده از فرمول‌های زیر محاسبه می‌شوند:

$$y_{it}^+ = y_{it} - \hat{\bar{\Omega}}_{ubi} \hat{\bar{\Omega}}_{bi}^{-1} \begin{pmatrix} \Delta \hat{\bar{x}}_{it} \\ \Delta \hat{F}_t \end{pmatrix} \quad (۳۴)$$

$$\hat{\bar{\delta}}_i = (\hat{F}'\hat{F})^{-1} \hat{F}' \hat{\bar{x}}_i \quad (۳۵)$$

[Downloaded from qjerp.ir on 2025-07-28]

$$M_{\hat{F}} = I_T - T^{-2}\hat{F}\hat{F}' \qquad (۳۶)$$

در فرمول‌های فوق، $\overline{\Omega}$ عملگر ماتریس کواریانس دوطرفه و IT ماتریس یکه T-بعدی است (بای و همکاران، ۲۰۰۹). به این ترتیب، برآوردگر CUP-FM (همان $\hat{\beta}_{CupFM}$ نهایی) در نتیجه حل تکراری دو مجهول $\hat{\beta}_{CupFM}$ و $\hat{F}$ در دو معادله (۳۰) و (۳۱) به‌دست می‌آید (بای و همکاران، ۲۰۰۹).

۳. برآورد الگو

در مقاله حاضر، با استفاده از داده‌های مربوط به ۴۸ کشور عضو سازمان همکاری اسلامی (۲۰۰۸-۱۹۷۰) به بررسی رابطه بین مخارج دولت و مصرف خصوصی می‌پردازیم. اغلب این کشورها در محدوده جغرافیایی استراتژیک خاورمیانه و شمال آفریقا قرار گرفته‌اند و علاوه بر داشتن مشترکات فرهنگی (که می‌توانند بر مصرف خانوار اثرگذار باشند) عموماً جزء کشورهای در حال توسعه به‌حساب می‌آیند. علاوه بر این، طی ۴۰ سال گذشته حرکات قابل‌توجهی از سوی این کشورها صورت گرفته است که نشان‌دهنده وجود تمایلی فزاینده برای همگرایی و هماهنگی بیشتر به‌منظور اتخاذ تصمیمات یکپارچه و سرنوشت‌ساز سیاسی و اقتصادی در سطح منطقه و جهان است. گواه این ادعا را می‌توان علاوه بر سازمان همکاری اسلامی در شکل‌گیری تشکل‌هایی نظیر اتحادیه مجلس های کشورهای عضو سازمان همکاری اسلامی، اتحادیه عرب، اتحادیه مغرب عربی، شورای اتحادیه اقتصادی عرب، شورای همکاری خلیج‌فارس، سازمان اکو، اتحادیه اقتصادی پولی غرب آفریقا، گروه هشت کشور اسلامی درحال توسعه (D-8) –که تمام آنها از کشورهای عضو سازمان همکاری اسلامی تشکیل شده‌اند- نیز جستجو نمود. با وجود این تشکل‌ها و با مشاهده گرایش روزافزون کشورهای اسلامی برای دستیابی به یک مرجع سیاستگذاری متمرکز و اثرگذار در منطقه و جهان ضرورت انجام مطالعات در خصوص مباحث مهم سیاستگذاری و آثار آنها در این گروه از کشورها بیش از پیش نمایان می‌گردد، چراکه اعمال موفق سیاست‌های متمرکز جز با علم به آثار آنها امکان‌پذیر نخواهد بود.

در این مقاله، به‌منظور بررسی اثر اندازه دولت بر رابطه جانشینی مخارج دولت و مصرف خصوصی[۱] گروه کشورهای عضو سازمان همکاری اسلامی را بر حسب میانگین ۳۹ ساله نسبت مخارج مصرفی دولت به تولید ناخالص داخلی (G/Y) به دو گروه تقسیم نمودیم. گروه اول که شامل ۲۸ کشور - از جمله ایران- بوده و نسبت G/Y آنها کمتر از میانگین کل است و گروه دوم که شامل

۱. در مطالعات کاراس (۱۹۹۴) و اوانس و کاراس (۱۹۹۶ و ۱۹۹۸) به این اثر اشاره شده است.

[Downloaded from qjerp.ir on 2025-07-28]

۲۰ کشور بوده و نسبت G/Y برای آنها بیش از میانگین کل است، به این ترتیب گروه اول شامل کشورهای افغانستان، آلبانی، بنگلادش، بنین، کامرون، مصر، گینه، گینه بیسائو، گویان، اندونزی، ایران، کویت، لبنان، مالزی، مالی، مراکش، موزامبیک، نیجریه، پاکستان، سنگال، سومالی، سودان، سوریه، توگو، تونس، ترکیه، اوگاندا و امارات متحده عربی بوده و گروه دوم از کشورهای الجزایر، بحرین، برونئی، بورکینافاسو، چاد، ساحل عاج، جیبوتی، گابن، گامبیا، عراق، اردن، لیبی، مالدیو، موریتانی، نیجر، عمان، قطر، عربستان سعودی، سیرالئون و سورینامی تشکیل شده است.

تمام داده‌های مورد استفاده در این بخش از پایگاه اینترنتی مرکز آموزش و تحقیقات آماری، اقتصادی و اجتماعی کشورهای اسلامی (SESRIC)[1] استخراج شده است. متغیرهای C_{it} و G_{it} در الگوی (۷) به‌ترتیب عبارتند از مخارج مصرفی سرانه‌ی خانوار[2] و مخارج مصرفی نهایی سرانه دولت[3] به قیمت ثابت ۱۹۹۰ و متغیرهای P^G و P^C نیز عبارتند از قیمت‌های ضمنی مخارج دولت و مصرف خصوصی که از تقسیم مقادیر اسمی هر متغیر بر مقادیر واقعی آن به‌دست آمده است.

۳-۱. آزمون اثرات ثابت چاو

در این بخش با استفاده از آزمون چاو به بررسی فرض صفر داده‌های تلفیقی در مقابل فرض اثرات ثابت می‌پردازیم. آزمون مذکور برای معادلات (۷)، (۱۰) و (۱۱) در قالب جدول (۱) آمده است:

جدول ۱. آماره F آزمون اثرات ثابت چاو برای معادلات (۷)، (۱۰) و (۱۱)

الگوها / گروه کشورها	الگوی (۷)	الگوی (۱۰)	الگوی (۱۱)
تمام کشورها	۲۹۶/۱۸۶ (۰/۰۰۰)	۱۶۴/۰۳۵ (۰/۰۰۰)	۲۶۵/۸۳۱ (۰/۰۰۰)
کشورهای گروه اول	۲۱۱/۰۹۶ (۰/۰۰۰)	۱۳۱/۵۶۹ (۰/۰۰۰)	۱۷۸/۸۱۴ (۰/۰۰۰)
کشورهای گروه دوم	۱۰۱/۳۵۳ (۰/۰۰۰)	۹۳/۴۲۵ (۰/۰۰۰)	۱۱۳/۹۰۸ (۰/۰۰۰)

یادداشت: حداقل سطح معناداری داخل پرانتز آمده است.

مأخذ: نتایج تحقیق با استفاده از نرم‌افزار Eviews 7.1.

1. The Statistical, Economic and Social Research and Training Center for Islamic Countries
2. Percapita Household Consumption
3. Percapita General Government Final Consumption Expenditures

[Downloaded from qjerp.ir on 2025-07-28]

با توجه به جدول (۱) فرض صفر مبنی بر داده‌های تلفیقی در تمام حالات رد می‌شود، بنابراین به‌جای روش OLS استفاده از روش‌های برآورد داده‌های پانل برای محاسبه ضرایب الگوها پیشنهاد می‌شود.

۳-۲. آزمون وابستگی مقطعی (CD) پسران

برای آزمون این فرضیه به تبعیت از پسران (۲۰۰۴) و آتری و کستانتینی (۲۰۱۰) هر یک از متغیرهای الگوهای (۷)، (۱۰) و (۱۱) را به‌صورت تابعی از وقفه‌های مرتبه اول و دوم متغیر با عرض از مبدأ و روند تعریف می‌کنیم، سپس آن را به روش حداقل مربعات معمولی تخمین زده و از باقیمانده‌های حاصل از تخمین برای محاسبه آماره CD پسران استفاده می‌کنیم. آماره CD محاسباتی برای متغیرهای پانل برای تمام کشورها، کشورهای گروه اول و کشورهای گروه دوم به‌صورت مجزا در جدول (۲) آمده است:

جدول ۲. مقدار آماره CD پسران برای کشورهای منتخب عضو سازمان همکاری اسلامی

متغیرها / گروه کشورها	$\mathrm{Ln}\left(\frac{C}{G}\right)$	$\mathrm{Ln}\left(\frac{P^G}{P^C}\right)$	LnC	LnG
تمام کشورها	-۰/۴۹۹ (۰/۶۱۷۸)	۱/۰۴۹ (۰/۲۹۴۰)	۹/۲۲ (۰/۰۰۰)	۵/۷۶۷ (۰/۰۰۰)
کشورهای گروه اول	-۰/۷۱۸ (۰/۴۷۵۲)	۲/۸۲۴ (۰/۰۰۴۷)	۶/۵۹۹ (۰/۰۰۰)	۲/۵۳۵ (۰/۰۱۱۳)
کشورهای گروه دوم	۰/۱۲۵ (۰/۹۰۰۲)	-۱/۰۵۴ (۰/۲۹۱۷)	۳/۳۷۳ (۰/۰۰۰۷)	۳/۲۶۱ (۰/۰۰۱۱)

یادداشت: حداقل سطح معناداری داخل پرانتز آمده است.

مأخذ: نتایج تحقیق با استفاده از نرم‌افزار STATA 11.

با توجه به اطلاعات جدول (۲) فرض صفر نبود وابستگی مقطعی برای متغیر $\mathrm{Ln}(C/G)$ در هیچ‌یک از موارد رد نشده، برای متغیر $\mathrm{Ln}(P^G/P^C)$ تنها در کشورهای گروه اول رد شده و برای متغیرهای $\mathrm{Ln}(C)$ و $\mathrm{Ln}(G)$ همواره رد شده است.

۳-۳. آزمون‌های ریشه واحد پانل

در این مرحله مانایی متغیرهای پانلی با استفاده از آزمون‌های ریشه واحد IPS و CIPS بررسی می‌شود. برای متغیرهایی که عدم وابستگی مقطعی آنها با آزمون CD رد شده از آزمون CIPS و برای متغیرهایی که عدم وابستگی مقطعی آنها با آزمون CD تأیید شده از آزمون IPS استفاده می‌شود. نتایج آزمون ریشه واحد فوق برای متغیرهای مربوط به تمام کشورها در جدول (۳) گزارش شده است:

[Downloaded from qjerp.ir on 2025-07-28]

جدول ۳. آزمون‌های ریشه واحد پانل برای تمام کشورها

متغیرها	$Ln\left(\frac{C}{G}\right)$	$Ln\left(\frac{P^G}{P^C}\right)$	LnC	LnG
آماره IPS	-۴/۹۸۸	-۹/۷۵۵	–	–
(حداقل سطح معناداری)	(۰/۰۰۰)	(۰/۰۰۰)		
آماره‌محاسباتی CIPS	–	–	-۲/۶۷۵	-۲/۹۵
(مقدار بحرانی در سطح ۵ درصد)			(-۲/۶۰)	(-۲/۶۰)
توضیحات	باعرض از مبدأ	با عرض از مبدأ	باعرض از مبدأ و روند	باعرض از مبدأ و روند

مأخذ: نتایج تحقیق با استفاده از نرم‌افزارهای GAUSS 10 و Eviews 7.1.

با توجه به اطلاعات جدول (۳) تمام متغیرهای الگوهای (۷)، (۱۰) و (۱۱) مانا می‌باشند. به این ترتیب، نتایج آزمون‌های ریشه واحد IPS و CIPS برای متغیرهای مربوط به کشورهای گروه اول در جدول (۴) آمده است:

جدول ۴. آزمون‌های ریشه واحد پانل برای کشورهای گروه اول

متغیرها	$Ln\left(\frac{C}{G}\right)$	$Ln\left(\frac{P^G}{P^C}\right)$	LnC	LnG
آماره IPS	-۱/۶۶۹	–	–	–
(حداقل سطح معناداری)	(۰/۰۴۷۶)			
آماره‌محاسباتی CIPS	–	-۲/۵۳۷	-۲/۸۱۱	-۳/۰۷۵
(مقدار بحرانی در سطح ۵ درصد)		(-۲/۱۶)	(-۲/۶۵)	(-۲/۶۵)
توضیحات	باعرض از مبدأ و روند	با عرض از مبدأ	باعرض از مبدأ و روند	باعرض از مبدأ و روند

مأخذ: نتایج تحقیق با استفاده از نرم‌افزارهای GAUSS 10 و Eviews 7.1.

با توجه به اطلاعات جدول (۴) تمام متغیرهای مربوط به گروه اول مانا می‌باشند. در جدول (۵) نیز مانایی متغیرهای مربوط به گروه دوم با استفاده از آزمون‌های IPS و CIPS بررسی می‌شود:

جدول ۵. آزمون‌های ریشه واحد پانل برای کشورهای گروه دوم

متغیرها	$Ln\left(\frac{C}{G}\right)$	$Ln\left(\frac{P^G}{P^C}\right)$	LnC	LnG
آماره IPS	-۳/۹۹۵	-۹/۴۶۵	–	–
(حداقل سطح معناداری)	(۰/۰۰۰)	(۰/۰۰۰)		
آماره محاسباتی CIPS	–	–	-۲/۷۳	-۲/۸۶
(مقدار بحرانی در سطح ۵ درصد)			(-۲/۷۱)	(-۲/۷۱)
توضیحات	باعرض از مبدأ و روند	با عرض از مبدأ	باعرض از مبدأ و روند	باعرض از مبدأ و روند

مأخذ: نتایج تحقیق با استفاده از نرم‌افزارهای GAUSS 10 و Eviews 7.1.

[Downloaded from qjerp.ir on 2025-07-28]

با توجه به اطلاعات جدول (۵) مانایی تمام متغیرهای مربوط به گروه دوم کشورها تأیید می‌شود، بنابراین با توجه به مانایی تمام متغیرها نیازی به انجام آزمون‌های همجمعی پانل نیست، بنابراین در گام بعدی بدون هراس از وجود رگرسیون کاذب، ضرایب الگوهای (۷)، (۱۰) و (۱۱) را در سه حالت مختلف به روش CUP-FM برآورد می‌کنیم.

۳-٤. برآورد کشش جانشینی درون‌دوره‌ای به روش CUP-FM

حال با استفاده از برآوردگر CUP-FM ارائه‌شده توسط بای، کائو و ان‌جی (۲۰۰۹) ضرایب الگوهای (۷)، (۱۰) و (۱۱) را یک بار برای تمام کشورها و بار دیگر برای هر گروه به‌طور مجزا برآورد می‌کنیم. روش مذکور که توسط آتری و کستانتینی (۲۰۱۰) مورد استفاده قرار گرفته است، علاوه بر دارا بودن خصوصیات برآوردگر حداقل مربعات به‌طور کامل اصلاح‌شده فیلیپس و هانسن (۱۹۹۰) نسبت به مسئله وابستگی مقطعی در داده‌های پانل مقاوم بوده و در حضور آن ضرایب سازگاری ارائه می‌دهد. نتایج تخمین الگوی (۷) در سه حالت فوق در جدول (۶) منعکس شده است:

جدول ۶. برآورد ضرایب الگوی (۷) به روش CUP-FM

پارامترها	تمام کشورها	کشورهای گروه اول	کشورهای گروه دوم
$-\sigma \mathrm{Ln}(1-\varphi/\varphi)$	۱/۴۸	۱/۱۹۳	۰/۸۷۳
σ	۰/۴۱۷ (۸/۱۴)	۰/۳۵۰ (۵/۹۳)	۰/۷۰۸ (۶/۱۷)

یادداشت: آماره t داخل پرانتز آمده است.

از آنجا که مقدار عرض از مبدأ از طریق نرم‌افزار ارائه نمی‌شود، عرض از مبدأ رگرسیون با استفاده از فرمول $\alpha = \bar{y}_{..} - \beta' \bar{x}_{..}$ محاسبه شده است.

مأخذ: نتایج تحقیق با استفاده از نرم‌افزار GAUSS 10.

با توجه به اطلاعات جدول (۶) نتیجه می‌گیریم که کشش جانشینی درون‌دوره‌ای مخارج مصرفی دولت و مصرف خانوار برای تمام کشورها برابر با ۰/۴۱۷ برای کشورهای گروه اول برابر با ۰/۳۵ و برای کشورهای گروه دوم برابر با ۰/۷ است. بنابراین تمام برآوردها حاکی از وجود رابطه جانشینی بین مخارج دولت و مصرف خصوصی در کشورهای عضو سازمان همکاری اسلامی است. ضمن اینکه کشش جانشینی برای کشورهای گروه اول که اندازه دولت در آنها کوچکتر است کمتر از کشش جانشینی برای کشورهای گروه دوم است.

[Downloaded from qjerp.ir on 2025-07-28]

حال با استفاده از الگوهای (۱۰) و (۱۱) به بررسی رابطه جانشینی مخارج دولت و مصرف خصوصی برای کشورهای منتخب عضو سازمان همکاری اسلامی می‌پردازیم. نتایج تخمین‌ضرایب این الگوها به روش CUP-FM در جداول (۷) و (۸) گزارش شده است.

جدول ۷. برآورد ضرایب الگوی (۱۰) به روش CUP-FM

پارامترها	تمام کشورها	کشورهای گروه اول	کشورهای گروه دوم
ν/α	۰/۲۸۶ (۱۰/۵۵)	۰/۲۲۸ (۷/۵۱۱)	۰/۲۹۸ (۷/۱۵)
$1/\alpha$	۰/۳۰۷ (۸/۲۴)	۰/۲۱۴ (۶/۰۸)	۰/۵۴۹ (۵/۹۲)

یاداشت: آماره t داخل پرانتز آمده است.

مأخذ: نتایج تحقیق با استفاده از نرم‌افزار GAUSS 10.

جدول ۸. برآورد ضرایب الگوی (۱۱) به روش CUP-FM

پارامترها	تمام کشورها	کشورهای گروه اول	کشورهای گروه دوم
α/ν	۰/۳۴۱ (۸/۴۱)	۰/۷۷۴ (۲۷/۸۸)	۰/۲۴۶ (۵/۹۴)
$-1/\nu$	−۰/۲۹۴ (−۶/۵۵)	−۰/۲۵۴ (−۴/۵۲)	−۰/۵۲۹ (−۶/۶۹)

یاداشت: آماره t داخل پرانتز آمده است.

مأخذ: نتایج تحقیق با استفاده از نرم‌افزار GAUSS 10.

به تبعیت از آمانو و ویرجانتو (۱۹۹۷) نتیجه می‌گیریم که در الگوی (۱۰) کشش جانشینی درون‌دوره‌ای بین مخارج مصرفی دولت و مصرف خانوار ($1/\alpha$) برای تمام کشورها برابر با ۰/۳۰۷، برای کشورهای گروه اول برابر با ۰/۲۱۴ و برای کشورهای گروه دوم برابر با ۰/۵۴۹ است. به این ترتیب، در الگوی (۱۱)، کشش جانشینی درون‌دوره‌ای بین مخارج مصرفی دولت و مصرف خانوار ($1/\nu$) برای تمام کشورها برابر با ۰/۲۹۴ برای گروه اول کشورها برابر با ۰/۲۵۴ و برای گروه دوم کشورها برابر با ۰/۵۲۹ می‌باشد. نکته قابل‌توجه اینکه بر اساس استدلال آمانو و ویرجانتو (۱۹۹۷)، کشش‌های جانشینی به‌دست آمده از دو الگوی (۱۰) و (۱۱) بسیار به یکدیگر نزدیک بوده و مانند نتایج حاصل از الگوی (۷) کشش جانشینی درون‌دوره‌ای برای کشورهای گروه دوم از مقدار این ضریب برای تمام کشورها بیشتر بوده و کشش جانشینی درون‌دوره‌ای برای کشورهای گروه اول کمترین مقدار را داراست.

[Downloaded from qjerp.ir on 2025-07-28]

۴. نتیجه‌گیری و پیشنهادات

با توجه به سهم قابل‌توجه مصرف خصوصی در تقاضای کل و نقش تعیین‌کننده آن در نوسان‌های اقتصادی، بررسی رابطه بین مخارج دولت –به‌عنوان یک ابزار سیاست مالی- و مصرف خصوصی می‌تواند نقش مهمی در تبیین آثار تثبیتی مخارج دولت ایفا نماید. در این مطالعه با استفاده از الگوی کوان (۲۰۰۷) به بررسی رابطه بین مخارج مصرفی دولت و مصرف خانوار در ۴۸ کشور عضو سازمان همکاری اسلامی پرداخته شده است. در گام اول، پس از برآورد الگو برای تمام کشورها کشش جانشینی بین دو متغیر برابر با ۰/۴۱۷ محاسبه شد که حاکی از وجود جانشینی خفیف بین مخارج دولت و مصرف خصوصی در این گروه از کشورها است.

در گام بعدی با تقسیم‌بندی کشورها به دو گروه کشورهایی با دولت‌های کوچک و کشورهایی با دولت‌های بزرگ اثر اندازه دولت‌ها بر شدت جانشینی بین مخارج دولت و مصرف خصوصی مورد آزمون قرار گرفت. در نتیجه این آزمون کشش جانشینی برای گروه اول کشورها برابر با ۰/۳۵۰ و برای گروه دوم کشورها برابر با ۰/۷۰۸ برآورد گردید. نتایج حاکی از افزایش شدت جایگزینی مخارج دولت به‌جای مصرف خانوار در نتیجه افزایش اندازه دولت‌ها است. نتیجه مذکور را می‌توان این‌گونه توجیه نمود که با افزایش اندازه دولت، قابلیت مخارج دولت در زمینه افزایش مطلوبیت نهایی مصرف خصوصی کاهش می‌یابد. به عبارت دیگر، زمانی دولت‌ها بزرگتر می‌شوند به‌تدریج بر سهم مخارجی که قابلیت جانشینی با مصرف خصوصی را دارند (مانند ناهار مدارس) در مقابل مخارجی که مکمل مصرف خانوار می‌باشند (نظیر مخارج دفاعی) افزوده می‌شود و این امر باعث افزایش درجه جانشینی بین مخارج دولت و مصرف خصوصی می‌گردد (کاراس، ۱۹۹۴). از سوی دیگر، شواهدی از عملکرد چند دهه اخیر برخی اقتصادهای توسعه‌یافته و در حال توسعه نشان می‌دهد که فراتر رفتن اندازه دولت از حد مورد نیاز برای ارائه خدمات پایه‌ای منجر به کاهش رشد اقتصادی می‌شود (بازمحمدی و چشمی، ۱۳۸۵)، بنابراین می‌توان چنین استدلال نمود که با افزایش اندازه دولت، توفیق دولت در بهبود فضای تولید کمتر شده و از شدت رابطه مکملی بین مخارج دولت و مصرف خصوصی کاسته می‌شود. از سوی دیگر، می‌بایست به این نکته توجه داشت که کوچک بودن دولت ممکن است مانعی بر سر راه انجام مناسب وظایف دولت بوده و از قابلیت جایگزینی خدمات دولت به‌جای مصرف خصوصی بکاهد.

با توجه به مطالب فوق، انجام مطالعات بیشتر پیرامون تعیین اندازه بهینه دولت - با توجه به کیفیت خدمات ارائه‌شده توسط دولت- توصیه می‌شود، چراکه دولت‌ها با اندازه بهینه ضمن توفیق در انجام پاره‌ای از وظایف خود می‌توانند با ارائه خدماتی با کیفیت بالا از مصرف خانوارها بکاهند. همچنین با

[Downloaded from qjerp.ir on 2025-07-28]

توجه به قرار گرفتن صادرکنندگان عمده نفت و گاز جهان بین کشورهای عضو سازمان همکاری اسلامی می‌توان ادعا نمود که دسترسی به منابع درآمد نفتی از سوی برخی دولت‌ها می‌تواند بر میزان جانشینی مخارج دولت و مصرف خصوصی اثرگذار باشد، اما به‌دلیل نیاز به مبانی نظری جداگانه و به‌منظور پرهیز از کلی‌گویی و پراکنده‌گویی امکان پرداختن به این فرضیه در کنار فرضیه اصلی مقاله حاضر وجود نداشته و بررسی آن به مطالعات آینده موکول می‌شود.

منابع

بازمحمدی، حسین و اکبر چشمی (۱۳۸۵)، "اندازه دولت در اقتصاد ایران"، *مجموعه پژوهش‌های اقتصادی بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران*، شماره ۲۹.

تقوی، مهدی و ابراهیم رضایی (۱۳۸۳)، "بررسی اثر سیاست‌های مالی بر مصرف و اشتغال در اقتصاد ایران"، *پژوهشنامه اقتصادی*، شماره ۱۵.

توکلی و حقیقی‌فر (۱۳۷۲)، "توان سیاست مالی: پدیده دفع ازدحامی در اقتصاد ایران (۱۳۷۰-۱۳۳۸)"، *مجله دانشکده علوم اداری و اقتصاد*، سال هفتم، شماره دوم، صص ۵۰-۳۷.

حسینی (۱۳۷۹)، *بررسی تأثیر مخارج دولت بر مصرف و سرمایه‌گذاری بخش خصوصی: مورد ایران (۱۳۷۶-۱۳۴۷)*، پایان‌نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه شیراز.

علوی‌راد و حسینی‌راد (۱۳۸۴)، "بررسی پدیده دفع ازدحامی در اقتصاد ایران (۱۳۷۹-۱۳۳۹)"، *اطلاعات سیاسی-اقتصادی*، شماره‌های ۲۱۴-۲۱۳.

مفتوح (۱۳۸۳)، *بررسی تأثیر سیاست مالی تغییر در هزینه‌های مصرفی دولت بر اجزای مصرف بخش خصوصی (تحلیلی به روش همجمعی)*، پایان‌نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه شهید بهشتی.

Amano, Robert A. & S. Wirjanto Tony (1997), "Intratemporal Substitution and Government Spending", *The Review of Economics and Statistics,* Vol. 79, No. 4, PP. 605-609.

Amano, Robert. A. & S. Wirjanto Tony (1998), "Government Expenditures and the Permanent Income Model", *Review of Economic Dynamics,* Vol. 1, PP.719-730.

Auteri, Monica & Costantini, Mauro (2010), "A Panel Cointegration Approach to Estimating Substitution Elasticity's in Consumption", *Economic Modeling,* Vol. 27, PP. 782-787.

Bai, Jushan., Kao, Chihwa & Serena Ng (2009), "Panel Cointegration with Global Stochastic Trends", *Journal of Econometrics,* Vol. 149, PP. 82-99.

Bailey, Martin. J. (1971), *National Income and the Price Level: A Study in Macroeconomic Theory*, Second Edition, New York: McGraw-Hill.

[Downloaded from qjerp.ir on 2025-07-28]

Barro, Robert J. (1981), "Output Effects of Government Purchases", *Journal of Political Economy,* Vol. 89, No. 6, PP. 1086-1121.

Chiu, Ru-lin (2001), "The Intratemporal Substitution between Government Spending and Private Consumption: Empirical Evidence from Taiwan", *Asian Economic Journal,* Vol. 15, No. 3, PP. 313-323.

Esteve, Vicente & Sanchis-Llopis Juan (2005), "Estimating the Substitutability between Private and Public Consumption: The Case of Spain, (1960–2003)", *Applied Economics,* Vol. 37, PP. 2327-2334.

Evans, Paul & Karras, Georgios (1998), "Liquidity Constraint and the Substitutability between Private and Government Consumption: The Role of Military and Non-Military Spending", *Economic Inquiry,* Vol. 36, PP. 203-214.

Ganelli, Giovanni & Tervala, Juha (2009), "Can Government Spending Increase Private Consumption? The Role of Complementarity", *Economics Letters,* Vol. 103, PP. 5-7.

Graham, Fred C. (1993), "Fiscal Policy and Aggregate Demand: Comment", *The American Economic Review,* Vol. 83, No.3, PP. 659-666.

Horvath, Michal (2009), "The Effects of Government Spending Shocks on Consumption under Optimal Stabilization", *European Economic Review,* Vol. 53, PP. 815-829.

Im, Kyung S.O., Pesaran, M. Hashem & Yongcheol Shin (2003), "Testing for Unit Roots in Heterogeneous Panels", *Journal of Econometrics,* Vol. 115, PP. 53–74.

Karras, Georgios (1994), "Government Spending and Private Consumption: Some International Evidence", *Journal of Money, Credit and Banking,* Vol. 26, No. 1, PP. 9-22.

Kormendi, Roger C. (1983), "Government Debt, Government Spending and Private Sector Behavior", *The American Economic Review,* Vol. 73, No. 5, PP. 994-1010.

Kwan, Yum K. (2007), "The Direct Substitution between Government and Private Consumption in East Asia", *NBER-EASE,* Vol. 16, PP. 45-58.

Linnemann, Ludger & Schabert, Andreas (2004), "Can Fiscal Spending Stimulate Private Consumption?", *Economics Letters,* Vol. 82, PP. 173-179.

Modigliani, Franco & Sterling, Arlie (1986), "Government Debt, Government Spending, and Private Sector Behavior: Comment", *The American Economic Review,* Vol. 76, No. 5, PP. 1168-1187.

Nieh, Chien-Chung & Ho, Tsung-Wu (2006), "Does the Expansionary Government Spending Crowd out the Private Consumption? Cointegration Analysis in Panel Data", *The Quarterly Review of Economics and Finance,* Vol. 46, PP. 133–148.

Okubo, Masakatsu (2003), "Intratemporal Substitution between Private and Government Consumption: The Case of Japan", *Economics Letters,* Vol. 79, PP. 75-81.

Pesaran, M. Hashem (2004), "General Diagnostic Tests for Cross Section Dependence in Panels", CESifo Working Paper, No. 1229.

Pesaran, M. Hashem (2006), "A Simple Panel Unit Root Test in the Presence of Cross Section Dependence", Cambridge University.

Philips, Peter C. B. (1995), "Fully Modified Least Squares and Vector Auto Regression", *Econometrica,* Vol. 63, No. 5, PP. 1023-1078.

[Downloaded from qjerp.ir on 2025-07-28]

[Downloaded from qjerp.ir on 2025-07-28]