

## برآورد کشش جانشینی میان مصرف خصوصی و مخارج دولتی در ایران و

### کشورهای DA

بهزاد سلمانی<sup>۱</sup>

حسین اصغریپور<sup>۲</sup>

سعید ابراهیمی<sup>۳</sup>

#### چکیده

سیاست‌های مالی به ویژه مخارج دولتی به عنوان ابزار سیاستی مهمی برای تاثیرگذاری بر متغیرهای حقیقی محسوب می‌شود. چگونگی رابطه میان مخارج دولتی و مصرف بخش خصوصی همواره یکی از مسائل مورد توجه سیاست‌گذاران بوده است. در این مقاله با محاسبه کشش جانشینی درون دوره‌ای و بین دوره‌ای، رابطه میان مخارج دولتی و مصرف خصوصی در ایران و کشورهای DA مورد آزمون قرار گرفته است. برای این منظور با استفاده از داده‌های سری زمانی و پانل مصرف خصوصی سرانه، مخارج دولتی سرانه و قیمت نسبی طی دوره ۱۹۸۷ - ۲۰۱۲ رابطه بلندمدت میان متغیرها برای همه کشورها با بکارگیری روش حداقل مربعات کاملاً اصلاح شده (FM-OLS) و روش هم‌انباشتگی پانل برآورد گردید. نتایج حاصل از برآورد مدل (FM-OLS) حاکی از تایید فرضیه جانشینی میان مخارج دولتی و مصرف خصوصی در ایران و کشورهای DA (به جز اندونزی) است. همچنین نتایج آزمون هم‌انباشتگی پانل و برآورد مدل به روش حداقل مربعات پویا (DOLS) نیز رابطه جانشینی میان مخارج دولتی و مصرف بخش خصوصی در کشورهای مورد مطالعه را تأیید می‌کند.

**واژگان کلیدی:** مخارج مصرفی خصوصی، مخارج دولتی، کشش جانشینی، روش FM-OLS، هم‌انباشتگی پانل.

**Keywords:** Private Consumption, Government Spending, Substitution Elasticities, FMOLS, Panel Cointegration.

**JEL Classification:** E21, E62.

<sup>۱</sup>. استاد دانشکده اقتصاد، مدیریت و بازرگانی، دانشگاه تبریز

<sup>۲</sup>. دانشیار دانشکده اقتصاد، مدیریت و بازرگانی، دانشگاه تبریز

<sup>۳</sup>. دانشجوی دکتری علوم اقتصادی دانشکده اقتصاد، مدیریت و بازرگانی، دانشگاه تبریز (نویسنده مسئول)

## ۱- مقدمه

سیاست‌های مالی<sup>۱</sup> و چگونگی تاثیرگذاری آن بر متغیرهای کلان اقتصادی، هم به لحاظ تئوری و هم به لحاظ سیاست‌گذاری همواره یکی از مسائل مورد توجه محققان و سیاست‌گذاران بوده و هست. در ابتدای سال ۲۰۰۹ که کشورهای غربی برای مقابله با بحران جهانی تصمیم به مداخله در اقتصاد و افزایش هزینه‌های دولتی گرفتند، دغدغه اصلی سیاست‌گذاران و اقتصاددانان این بود که کدام بخش از هزینه‌های عمومی و چگونه باید تحریک شود تا تأثیر موثرتری بر مصرف خصوصی و تقاضای اقتصاد داشته باشد. در این راستا، بررسی کانال‌های تاثیرگذاری سیاست‌های مالی بر رفتار مصرفی خانوارها (مصرف خصوصی) که یکی از موضوعات اساسی در تحلیل‌های اقتصاد کلان است، حائز اهمیت می‌باشد. مخارج دولتی به عنوان یکی از عناصر اصلی تقاضای کل، از مهمترین ابزارهای مدیریت تقاضا محسوب می‌شود و در تثبیت نوسانات اقتصادی نقش بسزایی ایفا می‌نماید. مطابق ادبیات اقتصاد کلان، مخارج دولتی (به‌عنوان ابزار سیاست مالی) به دلیل داشتن اثرات موثر مطمئن‌تر بر اقتصاد کشور در مقایسه با سایر ابزارهای مدیریت تقاضا (حجم پول و مالیات) در سیاست‌گذاری بسیار حائز اهمیت بوده و از این رو بیشتر در کانون توجه اقتصاددانان و سیاست‌گذاران کشورها قرار گرفته است. از دیدگاه کینزی هر چند تغییرات مالیات (به‌عنوان ابزار سیاست مالی) و تغییرات حجم پول (به‌عنوان ابزار سیاست پولی) می‌توانند همانند مخارج دولتی بر متغیرهای کلان اقتصادی مانند مصرف، سرمایه‌گذاری، درآمد ملی و غیره تاثیرگذار باشند، لیکن درجه اطمینان بخشی این سیاست‌ها در مقایسه با مخارج دولتی کمتر بوده و از این رو استفاده از ابزار مخارج دولتی (به‌عنوان سیاست مالی) در مقایسه با دو ابزار دیگر بیشتر مد نظر قرار گرفته است. اجرای سیاست مالی دولت از طریق مخارج دولتی می‌تواند با تغییر درآمد ملی، مخارج خانوارها (مصرف خصوصی) را در جامعه تغییر دهد. با توجه به این که مصرف بخش خصوصی جزو با ثبات‌ترین اجزای تقاضای کل اقتصاد به شمار می‌رود و از سوی دیگر، برنامه‌ریزی برای آینده اقتصاد مستلزم شناخت روند تغییرات مصرف و چگونگی ارتباط تجربی آن با متغیرهای مهم اقتصادی به ویژه مخارج دولتی است، لذا چگونگی رابطه بین مخارج دولتی و مصرف خصوصی از جایگاه بالایی برخوردار است.

رابطه میان مخارج دولتی و مصرف خصوصی به عنوان یکی از عناصر مهم و تعیین کننده تولید ناخالص داخلی، هم به لحاظ تئوری و هم در مطالعات تجربی از مسائل و موضوعات مهم و بحث

<sup>۱</sup>. Fiscal Policy

برانگیز بوده و هست. به طوری که در این زمینه مطالعات تجربی گسترده‌ای انجام شده و نتایج این مطالعات دلالت بر این دارد که در این زمینه اتفاق نظر وجود نداشته و تاثیر مخارج دولتی بر مصرف خصوصی مبهم است. با این توصیف، مسئله رابطه بین مخارج دولتی و مصرف خصوصی همچنان ذهن محققان و مسئولان اقتصادی کشورهای مختلف را به خود مشغول کرده و هنوز مطالعات تجربی زیادی در این رابطه انجام می‌گیرد. در واقع، آنچه که از مطالعات تجربی می‌توان استنباط کرد این است که ساختار اقتصادی کشورها (قلمرو مکانی)، داده‌های مورد استفاده (قلمرو زمانی و نوع مشاهدات آماری) و روش‌های بررسی تجربی (ساختار الگوی اقتصادسنجی) از جمله عوامل مهم تاثیرگذار بر نتایج تحقیقات بوده و از این رو بررسی چگونگی ارتباط میان مخارج دولتی و مصرف خصوصی در هر کشوری ضروری می‌نماید.

با توجه به توضیحات مطرح شده، مسئله اصلی قابل طرح در این تحقیق این است که رابطه بین مخارج دولتی و مصرف خصوصی در نمونه مورد مطالعه و طی دوره مورد بررسی چگونه است؟ آیا مخارج دولتی باعث افزایش مصرف خصوصی می‌شود یا کاهش آن؟ به عبارت دیگر آیا مخارج دولتی دارای اثرات جایگزینی<sup>۱</sup> بر مصرف خصوصی است یا اثرات مکملی و حمایتی؟<sup>۲</sup> با توجه به اینکه دولت‌ها حجم زیادی از بودجه خود را صرف خرید کالاها و خدماتی می‌کنند که حتی ممکن است توسط بخش خصوصی تولید شده باشد و این امر می‌تواند تابع مطلوبیت مصرف‌کنندگان را تحت تاثیر قرار دهد، لذا برای تصمیم‌گیری در جهت اجرای سیاست‌های بهینه مالی، توجه به نوع رابطه میان مخارج دولتی و مصرف خصوصی ضروری می‌نماید (آتری و کستانینی<sup>۳</sup>، ۲۰۱۰). اگر مصرف دولتی و خصوصی جانشین یکدیگر باشند، افزایش در مخارج دولتی از طریق اثر جایگزینی منجر به کاهش مصرف خصوصی خواهد شد و هرچه درجه جانشینی بین این دو متغیر بالاتر باشد، شدت اثر جایگزینی بیشتر خواهد بود. از طرف دیگر، اگر مصرف دولتی و خصوصی مکمل هم باشند، اثربخشی سیاست‌های مالی در تحریک تقاضای کل از طریق افزایش مصرف خصوصی محقق می‌شود. مطالعات زیادی به تبیین رابطه بین این دو پرداخته است. نکته حائز اهمیت این است که در بسیاری از این مطالعات نه تنها نشانی از قطعیت رابطه جانشینی حاصل نشده است، بلکه حتی در برخی موارد نتایج دال بر رابطه مکمل بین این دو است. همان طور که قبلاً نیز اشاره شد، نتایج مطالعات به دلیل تفاوت در روش اقتصادسنجی،

<sup>۱</sup>. Crowding-out

<sup>۲</sup>. Crowding-in

<sup>۳</sup>. Auteri and Costantini

تصریح تابع مطلوبیت مصرف‌کننده و دوره مورد مطالعه، متفاوت و گاه متضاد است. در این تحقیق سعی می‌شود با بهره‌گیری از آمار و اطلاعات سری زمانی و پانل برای کشورهای DA طی دوره ۱۹۸۷-۲۰۱۲ و روش‌های اقتصادسنجی، رابطه تجربی بین مخارج دولتی و مصرف خصوصی از طریق محاسبه کشش جانشینی میان آن‌ها تعیین شود. بدیهی است نتایج این مطالعه می‌تواند با ارائه پیشنهادات سیاستی مناسب، زمینه را برای برنامه‌ریزی و تصمیم‌گیری‌های اقتصادی مناسب فراهم نماید. گروه DA یا گروه هشت کشور مسلمان در حال توسعه که اندونزی، ایران، بنگلادش، پاکستان، ترکیه، مالزی، مصر و نیجریه در آن عضویت دارند، از جمله پیمان‌های منطقه‌ای است که به منظور ایجاد روابط مستحکم اقتصادی بین کشورهای در حال توسعه اسلامی و تقویت نفوذ این کشورها در بازارهای جهانی تشکیل شده است. اهداف اصلی گروه DA، توسعه اقتصادی، اجتماعی، تقویت موقعیت کشورهای در حال توسعه در اقتصاد جهانی، ایجاد تنوع و موقعیت‌های جدید در روابط بازرگانی، تقویت حضور در تصمیم‌سازی در سطح بین‌المللی و ارتقای سطح زندگی مردم در کشورهای عضو است.<sup>۱</sup>

مقاله به صورت زیر سازماندهی شده است: در بخش دوم مروری اجمالی بر ادبیات موضوع خواهد شد. در بخش سوم روش‌شناسی تحقیق مورد اشاره قرار می‌گیرد. بخش چهارم و پنجم شامل نتایج تجربی حاصل از برآورد مدل می‌باشد و در نهایت در بخش ششم نتیجه‌گیری و پیشنهادات سیاستی ارائه می‌شود.

## ۲- ادبیات موضوع

### ۲-۱- مبانی نظری

تاثیر مخارج دولت بر متغیرهای کلان اقتصادی همواره یکی از موضوعات مهم اقتصاد کلان بوده است به طوری که بسته به مکانیسم تعامل میان آن‌ها چگونگی این تاثیرات متفاوت خواهد بود. مخارج دولت معمولاً سهم قابل ملاحظه‌ای از درآمد ملی را به خود اختصاص می‌دهد، اگر این مخارج به طور مناسب هزینه شود، می‌تواند موجبات تحركات اقتصادی گردد و به دنبال آن زمینه‌های ایجاد اشتغال، رشد و توسعه اقتصادی را فراهم آورد (شریفی و علیزاده، ۱۳۸۱). اندازه بزرگ دولت یکی از مهم‌ترین ویژگی‌های کشورهای در حال توسعه و کمتر توسعه‌یافته

<sup>۱</sup>. برای مطالعه بیشتر به سایت گروه DA به نشانی [developing8.org](http://developing8.org) مراجعه شود.

می‌باشد، به طوری که اغلب بخش‌های اقتصاد در این گونه کشورها از جانب دولت مدیریت و تأمین مالی شده و دولت‌ها در این گونه کشورها با کسری شدید بودجه مواجه هستند. بنابراین، عمده تغییرات در این دسته از کشورها تحت تأثیر اندازه دولت آن‌ها قرار می‌گیرد و همین امر سبب شده که تلاش‌های زیادی در جهت بررسی تأثیر اندازه دولت بر متغیرهای مختلف اقتصادی انجام شود. در دهه‌های اخیر در اکثر کشورهای در حال توسعه، دولت‌ها با مشکل کسری بودجه مزمن مواجه بوده‌اند. زیرا از یک سو درآمد دولت‌ها در این کشورها به علت ضعف سیستم مالیاتی و برخی از مشکلات ساختاری اقتصادی با محدودیت‌های جدی روبه‌رو شده است و از سوی دیگر، اتخاذ سیاست‌های مالی نادرست و عدم برنامه‌ریزی صحیح همراه با رشد بی‌رویه جمعیت که به دنبال خود افزایش تقاضا برای کالاهای عمومی مانند آموزش و بهداشت را به دنبال دارد، باعث شده است که به طور فزاینده‌ای مخارج دولت افزایش یابد (موذن جمشیدی و همکاران، ۱۳۹۰). از طرفی در کشورهای در حال توسعه بنا به دلایلی چون شکست بازار، ناهماهنگی‌ها، نبود تعادل‌ها و انعطاف‌های ساختاری و نیاز به ایجاد زیرساخت‌های اقتصادی و اجتماعی و رفع نیاز اساسی جامعه، دخالت متعادل دولت در جهت نظارت و هدایت نظام بازار با برنامه‌ریزی صحیح، مطلوب و حتی ضروری است (عصاری آرانی و افضل‌ی ابرقویی، ۱۳۸۹). یکی از متغیرهایی که مخارج دولتی می‌تواند روی آن تأثیر داشته باشد، مصرف خصوصی (مصرف خانوار) است. نحوه تأثیر مخارج دولتی بر مصرف خصوصی بستگی به این دارد که آیا تغییر در مخارج دولتی، مطلوبیت نهایی مصرف‌کننده را کاهش می‌دهد یا افزایش؟ (استیو و سانچز<sup>۱</sup>، ۲۰۰۵). مطالعات زیادی در زمینه رابطه میان این دو متغیر مهم اقتصادی صورت گرفته ولی هنوز پاسخ مشخصی برای چگونگی تأثیر مخارج دولتی بر مصرف خصوصی بدست نیامده است. دو دیدگاه رایج مربوط به رابطه بین مخارج دولت و مصرف خصوصی وجود دارد. طرفداران دیدگاه اول به نحوه تأمین مالی مخارج دولت اهمیت می‌دهند و معتقدند اثرات سیاست مالی امکان دارد به دلیل واکنش بخش خصوصی به نحوه تأمین مالی دولت خنثی شود (فرآیندی غیر مستقیم). برای مثال، اگر دولت مخارج خود را از طریق اوراق قرضه افزایش دهد مصرف‌کنندگان عقلایی انتظار دارند که مالیات‌ها در آینده افزایش یابد، بنابراین مصرف خود را کاهش می‌دهند و یا اگر دولت از بازار مالی قرض بگیرد، به علت محدودیت منابع، سبب بالا رفتن نرخ بهره و به تبع آن کاهش مصرف می‌شود. دیدگاه دوم اثرات مستقیم مخارج دولت را بررسی

<sup>۱</sup>. Esteve and Sanchis-Liopis (2005)

می‌کند، به طوری که در این دیدگاه که ناشی از نگاه خانوار به کالاهای تدارک شده توسط دولت است، مخارج دولت صرف کالاها و خدماتی می‌شود که جنبه جانشینی یا مکملی مخارج بخش خصوصی را دارد. به گونه‌ای که مخارج دولتی به صراحت وارد تابع مطلوبیت خانوار می‌شود. بر همین اساس سه نظریه کلی برای بررسی چگونگی تاثیر مخارج دولتی بر مصرف خصوصی در ادبیات اقتصادی مطرح است: ۱- رهیافت کینزی ۲- فرضیه جانشینی ۳- فرضیه برابری ریکاردویی؛ هر سه دیدگاه توضیح مستقلی را در مورد رابطه میان این دو ارائه می‌کنند. بر اساس رهیافت کینزی، تغییر مخارج دولتی توسط ضریب فزاینده به کل اقتصاد تسری پیدا می‌کند، به طوری که افزایش مخارج دولتی موجب افزایش تقاضای کل شده و به تبع آن تولید تحریک و در نهایت افزایش می‌یابد. افزایش تولید نیز منجر به ایجاد فرصت‌های جدید شغلی شده و به تبع آن موجبات افزایش درآمد مصرف‌کنندگان را فراهم می‌نماید. از آنجایی که مصرف تابعی مستقیم از درآمد در نظر گرفته می‌شود، لذا افزایش مخارج دولتی به افزایش مصرف منجر خواهد شد (اثر مکملی)<sup>۱</sup>. به عبارتی مطابق نظر کینزی می‌توان چنین استدلال کرد که افزایش مخارج دولتی در نهایت منجر به افزایش مصرف خصوصی می‌شود. طبق فرضیه جانشینی که اولین بار توسط بیلی<sup>۲</sup> (۱۹۷۱) مطرح شد، مخارج مصرفی خصوصی و دولتی صرف نظر از چگونگی و نحوه تامین مخارج دولتی، جانشین همدیگر هستند به طوری که افزایش مخارج دولتی با کاهش منابع در دسترس برای بخش خصوصی منجر به کاهش مصرف خصوصی به همان میزان می‌شود (اثر جایگزینی)<sup>۳</sup>. از این رو، دولت رقیب بخش خصوصی و خانوارها شده و با افزایش مخارج دولتی مصارف بخش خصوصی کاهش می‌یابد. در نهایت دیدگاه سوم معتقد است که هیچ ارتباطی میان مخارج دولتی و مصرف خصوصی وجود ندارد. توضیح عدم وجود ارتباط میان این دو توسط فرضیه برابری ریکاردویی<sup>۴</sup> صورت می‌گیرد. بر این اساس مخارج دولتی صرف نظر از نحوه تأمین آن، تأثیری بر مصرف خصوصی نخواهد داشت (محمود و احمد<sup>۵</sup>، ۲۰۱۲). به طور خلاصه این فرضیه بیان می‌کند که بار مخارج دولت بر بخش خصوصی چه از طریق افزایش در مالیات تأمین مالی شود و چه از طریق فروش اوراق قرضه، برابر است. با فروش اوراق قرضه، بخش خصوصی مجبور به پرداخت بدهی مالیاتی آتی به منظور تامین پرداخت‌های بهره‌ای است. با فرض

<sup>۱</sup>. Crowding-in

<sup>۲</sup>. Bailey (1971)

<sup>۳</sup>. Crowding-out

<sup>۴</sup>. Ricardian Equivalence Hypothesis

<sup>۵</sup>. Mahmud and Ahmed (2012)

اینکه بخش خصوصی این بدهی مالیاتی آتی را کاملاً در نظر گرفته و آن را در محاسبات خود وارد می‌نماید، اوراق قرضه دولتی به عنوان ثروت خالص به حساب نخواهد آمد، زیرا ارزش فعلی بدهی‌های آتی دقیقاً معادل با ارزش اوراق قرضه فروخته شده خواهد بود (اسنودن و همکاران<sup>۱</sup>، ۱۳۸۳). از این رو تامین مخارج دولتی، نمی‌تواند بر مصرف خصوصی تاثیر گذار باشد.

## ۲-۲- مطالعات تجربی

همان طور که از ادبیات موضوع بر می‌آید رابطه بین مخارج دولتی و مصرف خصوصی، به ویژه در کشورهایی که دولت بازیگر اصلی اقتصاد است هنوز می‌تواند محل مناظره و بحث باشد. نتایج مطالعات در این زمینه نیز متفاوت است. برخی به اثر جانشینی میان این دو متغیر دست یافته‌اند و برخی رابطه مکملی بین آن‌ها را نتیجه گرفته‌اند و هنوز پاسخ مشخصی برای چگونگی این رابطه به دست نیامده است.

ایده جانشینی مخارج دولتی و مصرف خصوصی برای اولین بار توسط بیلی (۱۹۷۱) مطرح شد. پس از آن، بارو<sup>۲</sup> (۱۹۸۱) این فرض را برای بررسی تاثیر مستقیم خرید کالا و خدمات توسط بخش دولتی بر مصرف خصوصی، وارد تابع مطلوبیت مصرف کننده نمود. کورمندی<sup>۳</sup> (۱۹۸۳) تاثیر سیاست‌های مالی دولت بر رفتار بخش خصوصی را در آمریکا مطالعه کرد و به رابطه جانشینی میان آن‌ها رسید. کاراس<sup>۴</sup> (۱۹۹۴) در مطالعه خود نتیجه می‌گیرد که مخارج دولتی و مصرف خصوصی در کشورهای مورد مطالعه بیشتر مستقل یا مکمل همدیگرند تا اینکه جانشین هم باشند. هو<sup>۵</sup> (۲۰۰۱) رابطه مخارج دولتی و مصرف خصوصی را برای کشورهای سازمان همکاری اقتصادی و توسعه<sup>۶</sup> با روش‌های همگرایی پانل<sup>۷</sup> و حداقل مربعات معمولی پویا<sup>۸</sup> آزمون کرده و اثر جایگزینی را تایید می‌کند. اکوبو<sup>۹</sup> (۲۰۰۳) با به کارگیری روش دو مرحله‌ای نشان می‌دهد که در ژاپن مخارج دولتی و مصرف خصوصی مستقل یا مکمل هم هستند. گارسیا و راماجو<sup>۱۰</sup> (۲۰۰۵)

<sup>۱</sup>. Snowdon et al (1383)

<sup>۲</sup>. Barro (1981)

<sup>۳</sup>. Kormendi (1983)

<sup>۴</sup>. Karras (1994)

<sup>۵</sup>. Ho (2001)

<sup>۶</sup>. Organisation for Economic Co-operation and Development (OECD)

<sup>۷</sup>. Panel Cointegration

<sup>۸</sup>. Dynamic OLS (DOLS)

<sup>۹</sup>. Okubo (2003)

<sup>۱۰</sup>. Garcia and Ramajo (2005)

تأثیر سیاست مالی بر رفتار مصرفی در اسپانیا طی دوره ۱۹۵۵-۲۰۰۰ را بررسی کردند و اثر جانشینی میان آن‌ها را نتیجه گرفتند. اریکسون<sup>۱</sup> (۲۰۰۶) این رابطه را برای ۲۳ کشور سازمان همکاری اقتصادی و توسعه برای دوره ۱۹۷۰-۲۰۰۱ بررسی کرده و نتیجه می‌گیرد که رابطه مکملی میان مخارج دولتی و مصرف خصوصی در بیشتر کشورهای مورد مطالعه وجود دارد. کان<sup>۲</sup> (۲۰۰۶) با استفاده از حداقل مربعات معمولی پویا برای ۹ کشور شرق آسیا نتیجه می‌گیرد که رابطه جانشینی میان مخارج دولت و مصرف خصوصی وجود دارد. نی و هوو<sup>۳</sup> (۲۰۰۶) برای کشورهای سازمان همکاری اقتصادی و توسعه و طی دوره ۱۹۸۱-۲۰۰۰ با بکارگیری روش هم‌انباشتگی پانل و محاسبه کشش بین زمانی میان مخارج دولتی و مصرف خصوصی نتیجه می‌گیرند که رابطه مکملی میان این دو برقرار است. اسچلارک<sup>۴</sup> (۲۰۰۷) تأثیر شوک‌های مالی بر مصرف خصوصی را در ۴۰ کشور توسعه یافته و در حال توسعه بررسی کرده و نتیجه می‌گیرد که شوک‌های مالی تأثیر مثبتی بر مصرف خصوصی به جا می‌گذارد. براون و ولز<sup>۵</sup> (۲۰۰۸) با استفاده از روش هم‌انباشتگی پانل طی دوره ۱۹۸۵-۲۰۰۷ و برای ایالت‌های استرالیا چنین نتیجه می‌گیرند که مخارج دولتی و مصرف خصوصی مکمل یکدیگرند. فورسری و سوسا<sup>۶</sup> (۲۰۰۹) با بررسی داده‌های ۱۴۵ کشور طی دوره ۱۹۶۰-۲۰۰۷ نتیجه می‌گیرند که مخارج دولتی اثر جایگزینی معناداری را بر مصرف خصوصی در کشورهای مورد مطالعه به جا می‌گذارد. آلساندرو<sup>۷</sup> (۲۰۱۰) با استفاده از مدل تصحیح خطا<sup>۸</sup> و داده‌های پانل برای مناطق مختلف ایتالیا نتیجه می‌گیرد که طی دوره ۱۹۸۰-۲۰۰۳ مخارج دولتی تأثیر مثبتی بر مصرف خصوصی دارد. دهمرده و همکاران<sup>۹</sup> (۲۰۱۱) رابطه میان مخارج دولتی و مصرف خصوصی را در ۱۳ کشور آسیایی طی دوره ۱۹۹۰ تا ۲۰۰۶ بررسی کرده‌اند. نتایج برآورد مدل به روش‌های همگرایی پانل و حداقل مربعات معمولی پویا نشان می‌دهد که با لحاظ درآمد قابل تصرف در مدل، مخارج دولتی و مصرف خصوصی جانشین یکدیگرند و لذا اثر جایگزینی تأیید می‌شود. راون و همکاران<sup>۱۰</sup> (۲۰۱۲) با بکارگیری مدل

<sup>۱</sup>. Eriksson (2006)

<sup>۲</sup>. Kwan (2006)

<sup>۳</sup>. Nieh and Ho (2006)

<sup>۴</sup>. Schclarek (2007)

<sup>۵</sup>. Brown and Wells (2008)

<sup>۶</sup>. Furceri and Sousa (2009)

<sup>۷</sup>. Alessandro (2010)

<sup>۸</sup>. Error Correction Model (ECM)

<sup>۹</sup>. Dahmardeh (2011)

<sup>۱۰</sup>. Ravn et al (2012)



VAR ساختاری برای داده‌های فصلی چهار کشور صنعتی نشان می‌دهند که افزایش خریدهای دولتی، تولید و مصرف خصوصی را افزایش می‌دهد. محمود و احمد (۲۰۱۲) با استفاده از روش هم‌انباشتگی و مدل تصحیح خطا، رابطه میان مصرف خصوصی و مخارج دولتی را در بنگلادش بررسی کرده‌اند. نتایج این تحقیق نشان دهنده وجود رابطه مثبت میان دو متغیر در بلندمدت می‌باشد در حالی که در کوتاه‌مدت مخارج دولتی تأثیر منفی بر مخارج مصرفی به جا می‌گذارد. بر اساس نتایج آزمون علیت نیز هیچ رابطه علی میان متغیرها وجود ندارد.

بر اساس بررسی‌های انجام شده، در داخل کشور مطالعه چندانی در مورد رابطه میان مخارج دولتی و مصرف خصوصی انجام نگرفته است ولی برخی مطالعات نزدیک این موضوع همانند رابطه میان مخارج دولتی و سایر متغیرهای اقتصادی، انجام شده است که در ادامه به اختصار ارائه می‌شود: نادران و فولادی (۱۳۸۴) ضمن ارائه یک مدل تعادل عمومی برای ایران، اثر تغییر مخارج دولت بر تولید، اشتغال و درآمد خانوارها را با استفاده از مدل مذکور بررسی نموده‌اند. نتایج نشان می‌دهد مخارج مصرفی دولت، تولید ناخالص داخلی، اشتغال و درآمد خانوارها را کاهش می‌دهد. افزایش مخارج سرمایه‌ای دولت، در بخش‌های خدمات، ساختمان و نفت و گاز نیز افزایش تولید و اشتغال را به همراه خواهد داشت، اما افزایش مخارج سرمایه‌ای دولت در بخش‌های کشاورزی و صنعت و معدن، موجب کاهش تولید و اشتغال می‌شود.

حسینی صدرآبادی و کاشمیری (۱۳۸۷) با استفاده از آمار و اطلاعات برای دوره زمانی ۸۴-۱۳۵۳، به بررسی تأثیر هزینه‌های دفاعی ایران بر رشد اقتصادی و مصرف خصوصی کشور پرداخته‌اند. برای این منظور در این تحقیق ضمن بررسی تأثیر مخارج دفاعی بر رشد اقتصادی، اثرات غیر مستقیم بخش دفاعی بر بخش مصرفی خصوصی ارزیابی گردیده است. نتایج نشان می‌دهد که اثر مستقیم مخارج دفاعی بر رشد اقتصادی، مثبت و اثر غیر مستقیم بخش دفاعی بر مصرف خصوصی، منفی است.

نتایج حاصل از مطالعه موسوی جهرمی و زایر (۱۳۸۷) که با استفاده از روش خود توضیح با وقفه‌های توزیعی<sup>۱</sup> برای دوره زمانی ۸۴-۱۳۴۲ انجام گرفته است، نشان می‌دهد که کسری بودجه در ایران، با عنایت به ماهیت مخارج دولت، سبب جانشینی مخارج مصرفی دولت با مخارج مصرفی بخش خصوصی می‌شود (اثر منفی روی مصرف بخش خصوصی) و از سوی دیگر از آنجا که روش تامین مالی این کسری عمدتاً استقراض از سیستم بانکی می‌باشد، موجب افزایش حجم

<sup>۱</sup>. ARDL

نقدینگی و افزایش قدرت خرید اسمی بخش خصوصی می‌شود (اثر مثبت). اما اثر کل که تحت تاثیر دو نیروی مخالف هم قرار دارد، مثبت بوده که به نوبه خود نشان می‌دهد اثر درآمدی ناشی از کسری بودجه (که از محل تامین مالی آن ناشی می‌شود) بر اثر جانشینی آن (که به ماهیت مخارج دولت بستگی دارد) غلبه می‌کند.

حسینی صدرآبادی و همکاران (۱۳۸۹) رابطه میان هزینه‌های بهداشتی دولت ایران، رشد اقتصادی و مصرف خصوصی کشور را در سال‌های ۱۳۸۶-۱۳۵۳ با استفاده از تحلیل‌های هم‌انباشتگی و روش حداقل مربعات معمولی بررسی کرده‌اند. نتایج حاکی از اثر مثبت و معنادار مخارج بهداشتی دولت بر رشد اقتصادی، و نیز اثر منفی مخارج بهداشتی بر مخارج مصرفی خصوصی است.

شریفی (۱۳۹۰) اثرات اخذ مالیات‌های غیر مستقیم از تولیدات بخش‌های مختلف برای تامین انواع هزینه‌های دولت بر اشتغال و تورم ناشی از فشار هزینه‌ای را مورد ارزیابی قرار داده است. یافته‌های تحقیق نشان می‌دهد که اجرای این سیاست سبب افزایش شاخص‌های قیمت تولیدکننده و ارتقای سطح اشتغال در جامعه می‌شود، هر چند میزان این اثرات در بخش‌های مختلف یکسان نیست.

رضایی‌پور و آقایی خوندابی (۱۳۹۰) شوک‌های مالی ناشی از افزایش یارانه‌های دولت بر مصرف واقعی بخش خصوصی ایران را با استفاده از تکنیک خود توضیح برداری با وقفه‌های توزیعی مورد بررسی قرار دادند. نتایج حاصل از برآورد مدل نشان می‌دهد که روابط بلندمدت و کوتاه‌مدت بین مصرف واقعی بخش خصوصی و شوک‌های یارانه‌ای وجود دارد. به گونه‌ای که تأثیر شوک‌های مالی ناشی از افزایش مخارج یارانه‌ای دولت بر مصرف واقعی بخش خصوصی در دوران‌های رکود و رونق اقتصادی مثبت است و میزان تأثیر این شوک‌ها با توجه به ضرایب بدست آمده برای متغیرها در دوران رونق اقتصادی بیشتر از تأثیر این شوک‌ها در دوران رکود اقتصادی است.

صمدی و سیدی (۱۳۹۱) با استفاده از چارچوب مطالعه دی آلساندرو (۲۰۱۰) و با اعمال تغییراتی در تابع مطلوبیت خانوار و تابع تولید، الگوی جدیدی معرفی و برای اقتصاد ایران برآورد می‌کنند. نتایج مطالعه نشان می‌دهد دسته اول مخارج (خدمات اثرگذار بر مطلوبیت) در کوتاه‌مدت، مکمل اجورث مصرف خصوصی و در درازمدت، مستقل اجورث آن است. اما دسته دوم (خدمات به عنوان نهاده در فرآیند تولید) در کوتاه‌مدت و درازمدت با مصرف خصوصی رابطه مستقیم دارد. محمدزاده و توکلی (۱۳۹۲) با بسط یک مدل دینامیکی نتیجه می‌گیرند که مخارج دولتی موجب افزایش شاخص قیمت مصرف کننده - به عنوان یک شاخص ثبات اقتصادی - می‌گردد.

همان طور که مشاهده می‌شود مطالعات در زمینه اثرات مخارج دولتی بر مصرف خصوصی به نتایج متفاوتی دست یافته‌اند. برخی از مطالعات تاثیر مثبت مخارج دولتی بر مصرف خصوصی یا اثر مکملی را تایید می‌کنند و برخی اثر جایگزینی را نتیجه می‌گیرند. در ادامه با معرفی روش شناسی تحقیق سعی می‌شود با استفاده از روش‌های مناسب اقتصادسنجی به آزمون اثرات مخارج دولتی بر مصرف خصوصی در ایران پرداخته شود.

### ۳- روش‌شناسی تحقیق

#### ۳-۱- تصریح مدل

در این تحقیق برای محاسبه کَشش جانشینی میان مصرف خصوصی و مخارج دولتی از روش آمانو و ویرجانتو<sup>۱</sup> (۱۹۹۷ و ۱۹۹۸) استفاده می‌شود.<sup>۲</sup> در این مدل خانوار نوعی تابع مطلوبیت انتظاری مصرف کل دوران زندگی<sup>۳</sup> را حداکثر می‌کند:

$$U = E_t [\sum_{t=0}^{\infty} \beta^t U(C_t, G_t)] \quad (1)$$

که در آن  $C_t$  مصرف خصوصی واقعی،  $G_t$  مخارج دولتی واقعی در زمان  $t$ ،  $E_t$  عامل انتظارات بر اساس اطلاعات دوره  $t$  و  $0 \leq \beta \leq 1$  عامل تنزیل تعریف می‌شوند. قید بودجه درون دوره‌ای<sup>۴</sup> که خانوار نوعی مطلوبیت درون دوره‌ای خود را با توجه به آن حداکثر می‌کند به صورت زیر است:

$$P_{c,t}C_t + P_{g,t}G_t = M_t \quad (2)$$

که در آن  $P_{c,t}$  و  $P_{g,t}$  به ترتیب شاخص قیمت مصرف خصوصی و مخارج دولتی در زمان  $t$  و  $M_t$  مخارج کل مصرفی اقتصاد در زمان  $t$  را نشان می‌دهد. فرض می‌کنیم تابع مطلوبیت به شکل زیر باشد:

$$U(C_t, G_t) = \left( \frac{C_t^{1-\alpha}}{1-\alpha} \right) \Lambda_{C_t} + K \left( \frac{G_t^{1-\nu}}{1-\nu} \right) \Lambda_{G_t} \quad (3)$$

<sup>۱</sup>. Amano and Wirjanto (1997, 1998)

<sup>۲</sup>. این روش در مطالعات مشابهی همانند آتری و کستانتینی (۲۰۱۰)، نی و هو (۲۰۰۶)، کان (۲۰۰۶) و ... بکار رفته است.

<sup>۳</sup>. Expected Lifetime Consumption Utility Function

<sup>۴</sup>. Intratemporal

که در آن  $\alpha$  و  $\nu$  پارامترهای انحنا<sup>۱</sup> و  $K$  فاکتور مقیاس و  $\Lambda_{G_t}$  و  $\Lambda_{C_t}$  نشان‌دهنده شوک‌های تصادفی مرتبط با مصرف خصوصی و دولتی است. فرض بر این است که دنباله شوک‌های تصادفی مانا یا  $I(0)$  باشد.

شرط مرتبه اول حل مسئله فوق نتیجه می‌دهد که قیمت نسبی مصرف دولتی و خصوصی برابر نرخ نهایی جانشینی مصرف دولتی و خصوصی است:

$$\frac{C_t^{-\alpha} \Lambda_{C_t}}{P_{C,t}} = \lambda_t \quad ; \quad \frac{K G_t^{-\nu} \Lambda_{G_t}}{P_{G,t}} = \lambda_t \quad (۴)$$

از معادلات بالا داریم:

$$\frac{P_{G,t}}{P_{C,t}} = \frac{K G_t^{-\nu} \Lambda_{G_t}}{C_t^{-\alpha} \Lambda_{C_t}} \quad (۵)$$

حال با لگاریتم‌گیری از طرفین به عبارت زیر خواهیم رسید:

$$c_t = \mu + \frac{1}{\alpha} p_t + \frac{\nu}{\alpha} g_t + \varepsilon_t \quad (۶)$$

که در آن  $p_t = \frac{P_{G,t}}{P_{C,t}}$ ؛  $\mu = \frac{1}{\alpha} \ln k$  و  $\varepsilon = \frac{1}{\alpha} \ln \left( \frac{\Lambda_{G_t}}{\Lambda_{C_t}} \right)$  که عبارتی مانا با میانگین صفر است. حروف کوچک نشان‌دهنده لگاریتم هستند.

معادله (۶) شامل دلالت‌های مهمی است. اولاً اینکه تاثیرگذاری مخارج دولتی بر مصرف خصوصی توسط ضریب  $\frac{\nu}{\alpha}$  اندازه‌گیری می‌شود. لذا  $\frac{\nu}{\alpha}$  به عنوان کشش جانشینی درون دوره‌ای<sup>۲</sup> میان مخارج دولتی و خصوصی تعریف می‌شود و تمایل خانوار نوعی برای جانشینی میان مخارج دولتی و خصوصی در دوره داده شده (در داخل یک دوره) را منعکس می‌کند. ثانياً ضریب  $\frac{1}{\alpha}$  کشش بین دوره‌ای<sup>۳</sup> جانشینی را نشان می‌دهد که در آن مصرف‌کننده با توجه به تغییرات قیمت، مصرف دوره‌های متفاوت را جانشین هم می‌کند (تصمیم‌گیری در مورد مصرف حال و آینده). آمانو و ویرجانتو (۱۹۹۷) برای معادله (۶) سه حالت قابل آزمون را معرفی می‌کنند:

<sup>۱</sup>. Curvature Parameters

<sup>۲</sup>. Intratemporal Elasticity

<sup>۳</sup>. Intertemporal Elasticity

الف)  $\frac{1}{\alpha} > \frac{v}{\alpha}$ : کَشش بین دوره‌ای بزرگ‌تر از کَشش درون دوره‌ای بوده و مصرف خصوصی و مخارج دولتی مکمل یکدیگر هستند.

ب)  $\frac{1}{\alpha} < \frac{v}{\alpha}$ : کَشش جانشینی درون دوره‌ای بزرگ‌تر از کَشش بین زمانی بین دوره‌ای بوده و مصرف خصوصی و مخارج دولتی جانشین یکدیگر هستند.

ج)  $\frac{1}{\alpha} = \frac{v}{\alpha}$ : مصرف خصوصی و مخارج دولتی مستقل از هم هستند. تلاش بر این است که با محاسبه این کَشش‌ها مشخص گردد که رابطه میان مخارج دولتی و مصرف خصوصی در کشورهای مورد مطالعه چگونه است.

### ۳-۲- روش برآورد مدل

در اغلب متغیرهای سری زمانی اقتصادی گرایش به حرکت هم جهت وجود دارد و این به دلیل وجود روند مشترکی است که در غالب آنها مشاهده می‌شود. به طور کلی متغیرهای اقتصادی را که خصوصیات آماری آنها (مثل میانگین و واریانس) تابعی از زمان باشد، متغیرهای نامانا می‌نامند. تخمین مدل رگرسیون با استفاده از متغیرهای نامانا را رگرسیون کاذب می‌نامند که استناد به نتایج چنین مدلی به نتایج گمراه کننده‌ای منجر خواهد شد. یک راه برای اجتناب از رگرسیون کاذب، تفاضل‌گیری و استفاده از تفاضل متغیرها در مدل است. ولی چنین مدلی هیچ گونه اطلاعاتی در خصوص رابطه بلندمدت متغیرها ارائه نمی‌کند. تحت چنین شرایطی، می‌توان به روش‌های هم‌انباشتگی متوسل شد و مدل مورد نظر را به دور از کاذب بودن بر اساس سطح متغیرها برآورد کرد. روش‌های مختلفی برای آزمون هم‌انباشتگی ارائه شده است<sup>۱</sup>، ولی در این مقاله برای بررسی رابطه بلندمدت میان مخارج دولتی و مصرف خصوصی از رویکرد حداقل مربعات کاملاً اصلاح شده<sup>۲</sup> که توسط فیلیپس و هنسن<sup>۳</sup> (۱۹۹۰) ارائه شده است، استفاده می‌شود. از جمله مزیت‌های این روش جهت بررسی هم‌انباشتگی و روابط بلندمدت میان متغیرها نسبت به سایر روش‌ها عبارت است از: روش حداقل مربعات کاملاً اصلاح شده دو تصحیح تورش و درون‌زایی را روی روش حداقل مربعات معمولی اعمال می‌کند، لذا برای رفع مشکل خودهمبستگی و تورش درون‌زایی به کار می‌رود. همچنین نتایج مطالعات نشان می‌دهد که روش

<sup>۱</sup>. انگل و گرنجر (۱۹۸۷)، استاک (۱۹۸۷)، جوهانسون (۱۹۸۸)، پارک و فیلیپس (۱۹۸۸، ۱۹۸۹)، سیمز، استاک و واتسون (۱۹۹۰)، پسران و شین (۱۹۹۹) و ...

<sup>۲</sup>. Fully Modified Ordinary Least Squares (FM-OLS)

<sup>۳</sup>. Phillips and Hansen (1990)

حداقل مربعات کاملاً اصلاح شده در نمونه‌های کوچک نتایج کاراتری در مقایسه با روش جوهانسون (۱۹۸۸) ارائه می‌کند. از طرف دیگر مزیت آن در مقایسه با روش حداکثر درست‌نمایی جوهانسون آن است که متأثر از طول وقفه بهینه نیست. در حالی که نتایج به دست آمده از روش جوهانسون به شدت بر انتخاب وقفه بهینه وابسته است. همچنین فیلیپس (۱۹۹۱) نشان داد که برآوردهای حداقل مربعات کاملاً اصلاح شده همانند روش جوهانسون در شرایطی که همه متغیرها درون‌زا هستند به طور مجانبی کارا می‌باشد. بنابراین می‌توان با استفاده از این روش یک برآورد بهینه از بردار هم‌انباشتگی را به دست آورد که نتایج بدست آمده فوق سازگارند، به طور مجانبی بدون تورش هستند و به طور مجانبی به طور نرمال توزیع شده‌اند و امکان استنباط‌های آماری را با ارائه معیارهای اصلاح شده فراهم می‌کنند (دهمرده و همکاران، ۱۳۸۹).

قبل از برآورد روابط بلندمدت بین متغیرها بر مبنای روش حداقل مربعات کاملاً اصلاح شده لازم است مانایی<sup>۱</sup> متغیرهای سری زمانی مورد استفاده در مدل و همچنین وجود بردار هم‌انباشتگی بررسی شود. لذا قبل از برازش مدل، به بررسی مانایی و تعیین تعداد بردارهای هم‌انباشتگی<sup>۲</sup> پرداخته می‌شود. در صورت وجود رابطه هم‌انباشتگی میان متغیرهای مدل، رابطه تعادلی بلندمدت بین متغیرها با استفاده از روش تخمین حداقل مربعات کاملاً اصلاح شده برآورد می‌شود. در این مقاله از نرم‌افزارهای Eviews6، Microfit4 و Stata11 برای برآورد نتایج تجربی استفاده شده است.

### ۳-۳- داده‌ها

در این تحقیق برای برآورد رابطه بلندمدت میان متغیرهای مدل (برآورد معادله ۶) از داده‌های سری زمانی سالانه منتشره توسط بانک جهانی طی دوره ۲۰۱۲-۱۹۸۷<sup>۳</sup> برای کشورهای گروه DA<sup>۴</sup> استفاده شده است. داده‌های مصرف خصوصی (c) و مخارج دولتی (g) به صورت سرانه و به قیمت ثابت سال ۲۰۰۰ لحاظ شده‌اند. متغیر قیمت نسبی (p) از رابطه  $\frac{P_{g,t}}{P_{c,t}}$  به دست می‌آید که خود قیمت‌های مصرف دولتی و خصوصی از نسبت سطوح اسمی به واقعی<sup>۵</sup> متغیرها محاسبه می‌شوند.

<sup>۱</sup>. Stationary

<sup>۲</sup>. Cointegration

<sup>۳</sup>. دوره زمانی بر اساس داده‌های در دسترس برای تمامی کشورها انتخاب شده است.

<sup>۴</sup>. کشور نیجریه به دلیل در دسترس نبودن داده برای آن از نمونه حذف شد.

<sup>۵</sup>. Deflator

ضمناً چون هدف مقاله محاسبه کشتش هاست، تمامی متغیرها به صورت لگاریتمی به کار می‌روند.

#### ۴- نتایج تجربی

برای به کار بردن روش حداقل مربعات کاملاً اصلاح شده و به دست آوردن پارامترهای بلندمدت لازم است ارتباط هم‌انباشته مجموعه‌ای از متغیرهای  $I(1)$  وجود داشته باشد. بنابراین ابتدا نیاز است که آزمون ریشه واحد و سپس وجود بردار هم‌انباشتگی بین متغیرها بررسی شود.

#### ۴-۱- آزمون ریشه واحد

برای بررسی وجود ریشه واحد در متغیرهای الگو از آزمون‌های  $DF-GLS$  و  $KPSS$  استفاده می‌شود. آزمون  $DF-GLS$  یک تعدیل از آزمون  $t$  دیکی- فولر تعمیم یافته ( $ADF$ ) است، به گونه‌ای که تغییر روند حداقل مربعات تعمیم یافته ( $GLS$ ) را قبل از اجرای رگرسیون آزمون  $ADF$  به کار می‌گیرد و در مقایسه با آزمون  $ADF$  عملکرد کاراتری را بر حسب اندازه و قدرت نمونه دارد (آذربایجانی و همکاران، ۱۳۸۸). فرض صفر در آزمون  $DF-GLS$  دلالت بر وجود ریشه واحد (نامانایی) و در آزمون  $KPSS$  دلالت بر عدم وجود ریشه واحد (مانایی) سری زمانی دارد.

از نتایج جدول ۱ ملاحظه می‌شود که تمامی متغیرهای مدل دارای ریشه واحد هستند و با یک بار تفاضل‌گیری مانا می‌شوند و لذا مرتبه جمعی تمامی متغیرها  $I(1)$  است. بنابراین شرط اولیه مدل حداقل مربعات کاملاً اصلاح شده (یکسان بودن مرتبه جمعی تمامی متغیرها) تأمین می‌شود.<sup>۱</sup>

<sup>۱</sup>. به دلیل امکان وجود شکست ساختاری در سری‌های زمانی، آزمون ریشه واحد زیووت- اندریوز نیز انجام و نتایج آن در جدول ۸ ضمیمه آورده شده است. نتایج به دست آمده شرط اولیه روش حداقل مربعات کاملاً اصلاح شده را تأمین می‌کند.

جدول (۱): آزمون ریشه واحد

متغیر کشور	p		g		c	
	KPSS	DF-GLS	KPSS	DF-GLS	KPSS	DF-GLS
ایران	۰/۶ (۳) ۰/۱۸ (۲) *	-۰/۷۵ (۰) -۲/۵ (۰) *	۰/۱۶ (۰) ۰/۰۵ (۰) **	-۲/۴۶ (۰) -۴/۹ (۰) **	۰/۱۹ (۲) ۰/۰۸ (۲) **	-۰/۶۴ (۰) -۴/۲۱ (۰) **
مصر	۰/۵۸ (۱) ۰/۲۵ (۱) *	-۰/۹۴ (۰) -۴/۲۳ (۰) *	۰/۵۹ (۳) ۰/۲ (۱) *	-۱/۵۳ (۱) -۲/۱۹ (۰) *	۰/۶۸ (۳) ۰/۲ (۲) *	-۰/۲۶ (۱) -۲/۳۷ (۰) *
ترکیه	۰/۶۶ (۰) ۰/۱۷ (۱) *	-۱/۴۷ (۱) -۲/۹۹ (۱) *	۰/۶۸ (۳) ۰/۰۴ (۰) *	-۰/۳۴ (۰) -۵/۹ (۰) *	۰/۱۵ (۰) ۰/۰۴ (۰) **	-۲/۶۳ (۰) -۴/۸۷ (۰) **
اندونزی	۰/۶۷ (۲) ۰/۳۶ *	-۱/۵ (۱) -۴/۴۹ (۱) *	۰/۱۵ (۳) ۰/۱۱ (۱) **	-۱/۶۹ (۱) -۳/۳ (۰) **	۰/۱۶ (۳) ۰/۱۲ (۱) **	-۱/۸۲ (۰) -۴/۲۶ (۰) **
مالزی	۰/۲ (۰) ۰/۰۶ (۴) **	-۲/۴۶ (۰) -۴/۲۲ (۰) **	۰/۱۸ (۱) ۰/۰۸ (۱) **	-۲/۳۱ (۲) -۵/۹ (۰) **	۰/۲۳ (۰) ۰/۱۲ (۰) **	-۱/۹۲ (۰) -۳/۵۵ (۰) **
بنگلادش	۰/۱۸ (۲) ۰/۰۹ (۲) **	-۲/۳۹ (۰) -۴/۸۹ (۰) **	۰/۱۶ (۳) ۰/۰۵ (۱) **	-۱/۹۲ (۱) -۳/۳ (۰) **	۰/۱۷ (۳) ۰/۰۷ (۰) **	-۰/۲۶ (۱) -۶/۳۳ (۰) **
پاکستان	۰/۲ (۰) ۰/۰۶ (۰) **	-۲/۴۶ (۰) -۴/۲۲ (۰) **	۰/۶۹ (۰) ۰/۰۵ (۰) *	-۱/۸ (۲) -۷/۵۷ (۰) *	۰/۶۵ (۳) ۰/۱۱ (۲) *	-۰/۰۴ (۰) -۵/۳۱ (۰) *
مقادیر داخل پارانتز p-value هستند	<p>برای هر کشور سطر اول بیانگر سطح متغیر و سطر دوم بیانگر تقاضل مرتبه اول متغیر است.  اعداد داخل پارانتز در DF-GLS بیانگر وقفه بهینه (بر اساس معیار SBC) و در KPSS بیانگر پهنای باند (بر اساس معیار بارتلت کرنل) می‌باشد.  * نشانگر لحاظ عرض از مبدا است. مقدار بحرانی در سطح معنی‌داری ۵ درصد به ترتیب ۱/۹۶- و ۰/۴۶ می‌باشد.  ** نشانگر لحاظ عرض از مبدا و روند است. مقدار بحرانی در سطح معنی‌داری ۵ درصد به ترتیب ۳/۱۹- و ۰/۱۴ می‌باشد.</p>					

منبع: یافته‌های تحقیق

#### ۴-۲- تعیین وجود رابطه بلندمدت میان متغیرها

ستون آخر جدول ۱ نتایج آزمون هم‌انباشتگی انگل و گرنجر را نشان می‌دهد. بر اساس آن در همه کشورها در سطح معنی‌داری ۵ درصد (به جز ایران در سطح ۱۰ درصد) فرض صفر مبنی بر وجود ریشه واحد در باقیمانده‌ها<sup>۱</sup> رد می‌شود، از این رو متغیرهای مدل هم‌انباشته بوده و یک رابطه تعادلی بلندمدت میان متغیر وابسته و متغیرهای توضیحی وجود دارد. علاوه بر این آزمون، به منظور تعیین تعداد بردارهای هم‌انباشتگی از کمیت‌های آماره آزمون  $\lambda_{\text{trace}}$  و  $\lambda_{\text{max}}$  استفاده شده است. همان‌طور که در جدول ۲ مشاهده می‌شود بر مبنای هر دو آماره (آماره تریس و آماره حداکثر مقدار ویژه) وجود حداقل یک بردار هم‌انباشتگی در سطح ۵ درصد میان متغیرها تأیید می‌شود (در مالزی و مصر بیش از یک بردار وجود دارد). بنابراین می‌توان رابطه بلندمدت میان متغیرهای مدل را با استفاده از روش حداقل مربعات کاملاً اصلاح شده (FM-OLS) برآورد کرد.

<sup>۱</sup> Residual



جدول (۲): تعیین بردارهای همگرایی

کشور	آماره تریس	آماره حداکثر مقدار ویژه
ایران	۴۰/۸۵	۲۷/۴۰
مصر	۴۸/۸۱	۱۲/۹۹
ترکیه	۱۹/۲۳	۲۹/۵۸
اندونزی	۳۲/۷۷	۱۶/۱۳
مالزی	۱۱/۲۱	۲۱/۵۵
بنگلادش	۴۱/۸۴	۳۲/۱۸
پاکستان	۹/۶۵	۹/۶۴
	۴۲/۱۴	۲۳/۳۳
	۱۸/۸	۱۶/۵۴
	۳۵/۵۱	۳۰/۹۱
	۴/۵۹	۴/۵۲
	۳۶/۴۷	۳۰/۲۳
	۶/۲۳	۴/۷۹

**توضیح جدول**  
 - سطر اول: (عدم وجود بردار هم‌انباشتگی =  $H_0$ ) مقدار بحرانی در سطح ۵ درصد برای آماره تریس ۲۹/۷۹ و آماره حداکثر مقدار ویژه ۲۱/۱۳ می‌باشد.  
 - سطر دوم: (وجود حداقل یک بردار هم‌انباشتگی =  $H_0$ ) مقدار بحرانی در سطح ۵ درصد برای آماره تریس ۱۵/۴۹ و آماره حداکثر مقدار ویژه ۱۴/۲۶ می‌باشد.

منبع: یافته‌های تحقیق

## ۴-۳- برآورد ضرایب بلندمدت

همان‌طور که بیان شد روش حداقل مربعات کاملاً اصلاح شده امکان تخمین پارامترهای یک معادله هم‌انباشتگی را فراهم می‌کند. لذا پس از اطمینان از وجود رابطه هم‌انباشتگی میان متغیرهای مدل، ضرایب بلندمدت رابطه (۶) با استفاده از روش حداقل مربعات کاملاً اصلاح شده برآورد و نتایج آن در جدول ۳ مشاهده می‌شود.

همان‌طور که از نتایج مشاهده می‌شود کلیه ضرایب به لحاظ آماری معنی‌دار هستند. در همه کشورها (به جز اندونزی) مقدار برآورد شده  $\nu/\alpha$  بزرگ‌تر از  $1/\alpha$  بوده و لذا کشتش درون دوره‌ای بزرگ‌تر از کشتش بین دوره‌ای بوده و مصرف خصوصی و مخارج دولتی جانشین یکدیگرند. بنابراین در این کشورها (شامل ایران)، دولت رقیب بخش خصوصی محسوب شده و افزایش مخارج دولتی با کاهش منابع در دسترس برای بخش خصوصی منجر به کاهش مصرف خصوصی می‌شود. لذا فرضیه جانشینی و اثر جایگزینی در این کشورها تایید می‌شود. در اندونزی

مصرف خصوصی و مخارج دولتی مکمل یکدیگرند و از این رو با افزایش مخارج دولتی، مصرف بخش خصوصی تقویت می‌گردد و لذا فرضیه کینزی و اثر مکملی در این کشور تأیید می‌شود.

جدول (۳): نتایج برآورد FM-OLS

v/a			1/a			کشور
ارزش احتمال PV	انحراف معیار	ضریب برآورده شده	ارزش احتمال PV	انحراف معیار	ضریب برآورده شده	
۰/۰۱۷	۰/۲۵	۰/۶۷۳	۰/۰۰۰	۰/۰۱۲	۰/۱۰۵	ایران
۰/۰۰۰	۰/۱۲	۱/۱۸۷	۰/۰۲۹	۰/۱۳	۰/۳۱۸	مصر
۰/۰۰۰	۰/۷۸	۰/۸۵۶	۰/۰۳	۰/۱۵	۰/۳۵۴	ترکیه
۰/۰۰۹	۰/۱۹	۰/۳۲۷	۰/۰۰۲	۰/۵۷	۲/۰۵۶	اندونزی*
۰/۰۰۰	۰/۰۳	۰/۸۹۴	۰/۰۹	۰/۳۲	۰/۵۷۱	مالزی
۰/۰۰۰	۰/۰۶	۰/۲۷۹	۰/۰۸	۰/۲۸	-۰/۵۰۹	بنگلادش
۰/۰۰۸	۰/۱	۰/۱۹۶	۰/۰۰۱	۰/۱۱	-۰/۴۶۳	پاکستان

منبع: یافته‌های تحقیق

## ۵- مدل پانل دیتا<sup>۱</sup>

در این بخش جهت استحکام نتایج به دست آمده، با بکارگیری داده‌های پانلی کشورهای مورد مطالعه، مجدداً رابطه میان متغیرها مورد بررسی قرار می‌گیرد. مقدار آماره F لیمر<sup>۲</sup> حاکی از رد فرض صفر به نفع استفاده از داده‌های پانلی است. در اقتصادسنجی داده‌های پانلی در حالت کلی فرض بر این است که داده‌های مورد استفاده استقلال مقطعی دارند. این پیش فرض همانند سایر فروض می‌تواند برقرار نباشد. بنابراین نخستین مرحله در اقتصادسنجی داده‌های پانلی، پیش از انجام هر آزمونی - تشخیص وابستگی یا استقلال مقطعی است. در صورت وجود وابستگی مقطعی تمامی محاسبات مربوط به آزمون‌های ریشه واحد و هم‌جمعی، بدون در نظر گرفتن آن نامعتبر خواهند بود. برای بررسی وجود یا عدم وجود وابستگی مقطعی، از آزمون وابستگی مقطع CD پسران<sup>۳</sup> (۲۰۰۴) استفاده شده است. فرض صفر در این آزمون، عدم وجود وابستگی مقطعی (وجود استقلال مقطعی) است (بالتاجی و ماسکن<sup>۴</sup>، ۲۰۱۰).

<sup>۱</sup> Panel Data

<sup>۲</sup> F = 139/55 (p-value : 0/000)

<sup>۳</sup> Tests of Cross-Section Dependence, Pesaran's CD Test (2004)

<sup>۴</sup> Baltagi and Moscone (2010)

پس از آن آزمون ریشه واحد برای تک تک متغیرها مورد تجزیه و تحلیل قرار می‌گیرد. هدف از این کار بررسی مانایی و نامانایی متغیرهاست. برای این کار از آزمون ریشه واحد پسران (۲۰۰۳) تحت وجود وابستگی مقطعی که به آزمون CADF مشهور است استفاده می‌گردد. تفاوت این آزمون با سایر آزمون‌های ریشه واحد پانلی در آن است که در سایر آزمون‌ها وجود وابستگی مقطعی در نظر گرفته نشده است. در این آزمون، پسران به جای در نظر گرفتن آزمون ریشه واحد معمولی، از نوعی از رگرسیون دیکی فولر تعمیم یافته استفاده کرد که در برگیرنده متوسط وقفه متغیرها و متوسط تفاضل مرتبه اول هر متغیر در مقطع است.

پس از آن با توجه به نامانا بودن متغیرها، به بررسی وجود هم‌جمعی در کل الگو پرداخته می‌شود. برای این کار نیز از آزمون تصحیح خطای وسترلاند<sup>۱</sup> (۲۰۰۷) که برای داده‌های پانلی طرح‌ریزی شده است استفاده می‌شود. آزمون وسترلاند شامل چهار آزمون مختلف Ga, Gt, Pa, Pt می‌باشد. در آزمون‌های Ga, Gt فرض صفر به این معنی است که دست کم یکی از سری‌های زمانی در مقاطع داده‌های پانلی دارای رابطه هم‌جمعی هستند و برای آزمون‌های Pa, Pt فرض صفر به این معنی است که کل الگو دارای فرآیند هم‌جمعی است (وسترلاند و اجرتون<sup>۲</sup>، ۲۰۰۸). پس از تأیید وجود فرآیند هم‌جمعی، ضرایب بلندمدت با استفاده از روش حداقل مربعات معمولی پویا<sup>۳</sup> برآورد می‌گردد. کائو و چیانگ<sup>۴</sup> (۲۰۰۰) نشان می‌دهند که این روش برآورد، از کارایی بیشتری برخوردار است و امکان استنباط‌های آماری معتبر را فراهم می‌سازد.

#### ۵-۱- نتایج برآورد مدل پانل دینا

جدول ۴ نتایج آزمون وابستگی مقطعی پسران را نشان می‌دهد. همان‌طور که پیشتر گفته شد، فرض صفر در این آزمون عدم وجود وابستگی مقطعی است.

جدول (۴): نتایج آزمون وابستگی مقطعی پسران

معنی داری	آماره پسران	متغیر
۰/۰۰۰	۲۰/۴۸	C لگاریتم مصرف سرانه
۰/۰۰۰	۱۵/۹۳	g لگاریتم مخارج دولتی سرانه
۰/۰۵۲	-۱/۹۵	p لگاریتم قیمت

منبع: یافته‌های تحقیق

<sup>۱</sup> Westerlund (2007)

<sup>۲</sup> Westerlund and Edgerton (2008)

<sup>۳</sup> Dynamic Ordinary Least Squares (DOLS)

<sup>۴</sup> Kao and Chiang (2000)

همان‌طور که در جدول شماره ۴ مشخص است، فرض صفر در تمامی متغیرها رد شده است و لذا تمامی آن‌ها دارای وابستگی مقطعی بوده و بررسی آزمون‌های ریشه واحد و هم‌جمعی بدون در نظر گرفتن وابستگی مقطعی نتایج غلطی را در بر خواهد داشت.

جدول ۵ نتایج آزمون ریشه واحد پسران (CADF) را نشان می‌دهد. این آزمون طوری طراحی شده است که اثرات وابستگی مقطعی در متغیرها را از بین برده و در نتیجه نتایج درستی از آزمون ریشه واحد به دست می‌دهد.

جدول (۵): نتایج آزمون ریشه واحد پسران (عرض از مبدأ و روند)

متغیر	آماره CADF	معنی داری
c لگاریتم مصرف سرانه	-۱/۷	۰/۹۵۹
g لگاریتم مخارج دولتی سرانه	-۲/۷۹	۰/۰۸۴
p لگاریتم قیمت	-۲/۶۴	۰/۱۷۲

مقادیر بحرانی در سطح ۱، ۵ و ۱۰ درصد به ترتیب برابر ۳/۱، -۲/۸۶ و -۲/۷۳ است.

منبع: یافته‌های تحقیق

همان‌طور که در جدول شماره ۵ مشخص است تمامی متغیرها در سطح معنی‌داری ۵ درصد دارای ریشه واحد و نامانا می‌باشند. بنابراین می‌توان آزمون هم‌جمعی داده‌های پانلی را برای الگو به انجام رسانید. برای برآورد وجود یا عدم وجود رابطه بلندمدت از آزمون هم‌جمعی داده‌های پانلی وسترلاند (۲۰۰۷) استفاده می‌شود. وسترلاند در این آزمون از روشی تحت عنوان "بوت استرپ" برای حذف اثرات وابستگی مقطعی در متغیرها استفاده نمود. نتایج این آزمون در جدول ۶ ارائه شده است.

آنچه که از نتایج این آزمون به دست آمده، گویای این نکته است که الگو به همراه روند، دارای فرآیند هم‌جمعی است لذا در بلندمدت بین متغیرها رابطه وجود دارد. در اینجا این اطمینان حاصل شده است که در صورت تخمین الگو، نتایج درستی حاصل خواهد شد و نتیجه به رگرسیون کاذب ختم نمی‌شود.

جدول (۶): نتایج حاصل از آزمون هم‌جمعی وسترلاند (عرض از مبدأ و روند)

آماره	ارزش (value)	z-value	p-value	Robust P-value
G <sub>t</sub>	-۱/۶۵۸	۲/۷۳۹	۰/۹۹۷	۰/۹۹
G <sub>a</sub>	-۵/۲۳۴	۳/۰۳۱	۰/۹۹۹	۰/۹۹
P <sub>t</sub>	-۵/۱۶۵	۰/۹۸۴	۰/۸۳۷	۰/۶۸
P <sub>a</sub>	-۵/۷۲۹	۱/۸۶۲	۰/۹۶۹	۰/۸۵

منبع: یافته‌های تحقیق

پس از اطمینان از وجود رابطه بلندمدت میان متغیرها، ضرایب الگو با روش حداقل مربعات معمولی پویا برآورد می‌شود. این روش توسط استاک و واتسون<sup>۱</sup> (۱۹۹۳) مطرح شده است که با اعمال تعدیلاتی در روش حداقل مربعات معمولی، واکنش یک متغیر وابسته نسبت به تغییرات متغیرهای مستقل را مورد بررسی قرار می‌دهد. از مهمترین مزیت‌های این روش در مقایسه با دیگر تخمین زنده‌های بردار هم‌انباشتگی این است که در نمونه‌های کوچک نیز کاربرد داشته و از ایجاد تورش همزمان جلوگیری می‌کند و از توزیع مجانبی نرمال برخوردار است (فطرس و همکاران، ۱۳۹۰).

جدول (۷): نتایج برآورد DOLS

ضریب	مقدار برآورد شده	انحراف استاندارد	ارزش احتمال (p-value)
$1/\alpha$	۰/۵۶۶	۰/۱۶	۰/۰۰۱
$\nu/\alpha$	۰/۶۸۱	۰/۱	۰/۰۰۰
Wald chi2 = ۵۵/۶۶ (۰/۰۰۰)			

منبع: یافته‌های تحقیق

با لحاظ داده‌های پانلی نیز مقدار برآورد شده  $\nu/\alpha$  بزرگ‌تر از  $1/\alpha$  بوده و لذا مصرف خصوصی و مخارج دولتی در گروه کشورهای DA جانشین یکدیگرند. بنابراین در این کشورها، افزایش مخارج دولتی با کاهش منابع در دسترس برای بخش خصوصی منجر به کاهش مصرف خصوصی می‌شود. لذا فرضیه جانشینی و اثر جایگزینی در این کشورها تایید می‌شود.

## ۶- نتیجه‌گیری و پیشنهادات

در این مقاله رابطه میان مخارج مصرفی بخش خصوصی و مخارج دولتی با استفاده از روش حداقل مربعات کاملاً اصلاح شده (FM-OLS) و نیز روش هم‌انباشتگی پانل دیتا طی دوره ۲۰۱۲-۱۹۸۷ برای کشورهای گروه DA بررسی گردید. به دلیل در دسترس نبودن داده برای کشور نیجریه این کشور از نمونه حذف و مدل برای هفت کشور ایران، مصر، ترکیه، اندونزی، مالزی، بنگلادش و پاکستان برآورد شد. با انجام آزمون ریشه DF-GLS و KPSS مشخص شد که همه متغیرها جمعی از مرتبه یک هستند. آزمون هم‌انباشتگی انگل گرنجر و نیز آماره‌های آزمون  $\lambda_{\text{trace}}$  و  $\lambda_{\text{max}}$  رابطه بلندمدت میان متغیرهای مدل را تأیید کرد. لذا با تأمین شروط اولیه مدل FM-OLS ضرایب بلندمدت برآورد گردید. نتایج نشان می‌دهد در ایران و سایر کشورها (به جز اندونزی)

<sup>۱</sup>. Stock and Watson (1993)

کشش درون دوره‌ای از کشش بین دوره‌ای بزرگ‌تر بوده و از این رو مصرف خصوصی و مخارج دولتی جانشین یکدیگرند و افزایش مخارج دولتی منجر به کاهش مصرف بخش خصوصی می‌شود لذا فرضیه جانشینی و اثر جایگزینی در این کشورها تأیید می‌شود. در اندونزی مصرف خصوصی و مخارج دولتی مکمل یکدیگر بوده و فرضیه کینزی و اثر مکملی در این کشور تأیید می‌گردد.

در ادامه برای استحکام نتایج به دست آمده، داده‌های تابلویی مربوط به کشورهای مورد مطالعه مد نظر قرار گرفت و مدل بر اساس رهیافت هم‌انباشتگی پانل برآورد گردید. نتایج آزمون ریشه واحد پانل نشان داد که همه متغیرها جمعی از مرتبه یک هستند. همچنین آزمون‌های هم‌انباشتگی پانلی وجود رابطه بلندمدت میان متغیرهای مدل را تأیید کرد. برای برآورد ضرایب بلندمدت مدل هم‌انباشته پانل از روش حداقل مربعات پویا استفاده شد. نتایج حاصل نشان داد که با لحاظ داده‌های پانلی نیز کشش درون دوره‌ای از کشش بین دوره‌ای بزرگ‌تر بوده و مصرف خصوصی و مخارج دولتی در گروه کشورهای DA جانشین یکدیگرند. بنابراین در این کشورها، افزایش مخارج دولتی با کاهش منابع در دسترس برای بخش خصوصی منجر به کاهش مصرف خصوصی می‌شود، لذا فرضیه جانشینی و اثر جایگزینی در این کشورها تأیید می‌شود. نتایج به دست آمده با نتایج مطالعاتی نظیر هو (۲۰۰۱)، کان (۲۰۰۶)، فورسری و سوسا (۲۰۰۹) و دهمرده و همکاران (۲۰۱۱) سازگار است.

از آنجایی که مخارج دولت در کشورهای در حال توسعه (همانند کشورهای مورد مطالعه) بیشتر مخارج عمرانی و عمومی و در جهت توسعه است لذا پیشنهاد می‌گردد دولت با طرح آثار جبرانی از درجه جایگزینی مخارج دولتی به جای مصرف خصوصی بکاهد. نخستین نوع اثر جبرانی، اثر درآمدی حاصل از افزایش مخارج دولت به عنوان نهاده تولید خصوصی است که با بهبود سطح تولید، باعث افزایش مصرف خانوار می‌شود. دومین اثر مربوط به افزایش ساعات کار خانوار در پی اثر ثروتی ناشی از افزایش مخارج دولتی است که افزایش تولید و افزایش مصرف خانوار را در پی دارد. با توجه به اینکه سیاست‌های مالی به ویژه مخارج دولتی به عنوان ابزار سیاستی مهمی برای تاثیرگذاری بر متغیرهای حقیقی محسوب می‌شود و از طرفی با توجه به رابطه جانشینی و اثر جایگزینی مخارج دولتی و مصرف بخش خصوصی در بیشتر کشورهای DA، سیاست‌گذاران این کشورها می‌بایست در استفاده از سیاست‌های مالی جهت تحریک یا تثبیت اقتصادی در مواجهه با بحران‌های اقتصادی، تمام جوانب امر و اثرات رفاهی آن بر خانوار و کل جامعه را ارزیابی کرده و

با برنامه‌ریزی دقیق و همه‌جانبه و استفاده از حداکثر توان کارشناسی، سیاست‌های بهینه و مناسب با شرایط اقتصادی حاکم بر جامعه خویش را اتخاذ کنند تا بیشترین عایدی از آن بدست آید.

## منابع و مأخذ

## الف) منابع و مأخذ فارسی

۱. آذربایجانی، کریم. شهیدی، آمنه. و محمدی، فرزانه (۱۳۸۸). "بررسی ارتباط بین سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی، تجارت و رشد در چارچوب یک الگوی خودتوضیح با وقفه‌های گسترده (ARDL)". پژوهش‌های اقتصادی ۹(۲): ۱۷-۱.
۲. بی‌اسنودن، اچ‌وین، پی‌وینار کوویچ (۱۳۸۳). *راهنمای نوین اقتصاد کلان*. منصور خلیلی عراقی و علی سوری؛ تهران، انتشارات برادران.
۳. تشکینی، احمد (۱۳۸۴). *اقتصادسنجی کاربردی به کمک Microfit*، تهران، دیباگران تهران.
۴. حسنی صدرآبادی، محمدحسین. و کاشمیری، علی (۱۳۸۷). "تاثیر مخارج دفاعی بر رشد اقتصادی و اثر غیر مستقیم آن بر مصرف خصوصی در ایران (بررسی مدل طرف عرضه اقتصاد)". پژوهش‌های اقتصادی ۸(۲): ۴۰-۲۵.
۵. حسنی صدرآبادی، محمدحسین. آذریبوند، زیبا. و فیروزی، ریحانه (۱۳۸۹). "تاثیر مخارج بهداشتی دولتی بر رشد اقتصادی و اثر غیر مستقیم آن بر مصرف خصوصی در ایران (بررسی مدل طرف عرضه اقتصاد)". مدیریت سلامت ۱۳(۴۲): ۶۴-۵۷.
۶. دهمرده، نظر. صفدری، مهدی. و شهیکی تاش، مهیم (۱۳۸۹). "تاثیر شاخص‌های کلان بر توزیع درآمد در ایران (۱۳۵۳-۱۳۸۶)". پژوهشنامه بازرگانی ۱۴(۵۴): ۵۵-۲۵.
۷. رضایی‌پور، محمد. و آقایی خوندایی، مجید (۱۳۹۰). "اثر شوک‌های مخارج یارانه‌ای دولت بر مصرف واقعی بخش خصوصی ایران". پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی ۱۹(۶۰): ۱۶۰-۱۳۹.
۸. شریفی، نورالدین (۱۳۹۰). "اثرات مالیات غیر مستقیم و مخارج دولت بر اشتغال و تورم: یک تحلیل داده - ستانده". تحقیقات اقتصادی ۲(۹۵): ۷۸-۵۹.
۹. شریفی، نورالدین. و علیزاده، محمد (۱۳۸۱). "اثر مخارج دولت بر اقتصاد منطقه با استفاده از ماتریس حسابداری اجتماعی، مطالعه موردی استان گلستان". پژوهش‌های اقتصادی ایران ۴(۱۳): ۳۳-۵۶.
۱۰. صمدی، علی‌حسین. و سیدی، سیدمحمد (۱۳۹۱). "بررسی تأثیر مخارج دولت بر مصرف خصوصی با توجه به آثار جبرانی مخارج دولت؛ با کاربردی برای ایران". فصلنامه تحقیقات مدل‌سازی اقتصادی ۴(۸): ۸۶-۵۷.



۱۱. عصارى آرانى، عباس. و افضللى ابرقويى، وجيهه (۱۳۸۹). "ارتباط اندازه دولت با توسعه انساني (مقايسه کشورهای نفتی و کشورهای در حال توسعه غير نفتی)". رفاه اجتماعى ۱۰(۳۶): ۹۰-۶۱.
۱۲. فطرس، محمدحسن. آقازاده، اکبر. و جبرائیلی، سودا (۱۳۹۰). "بررسی میزان تاثیر مصرف انرژی‌های تجدیدپذیر و تجدیدنپذیر بر رشد اقتصادی کشورهای منتخب در حال توسعه (شامل ایران) دوره زمانی ۲۰۰۹-۱۹۸۰". مطالعات اقتصاد انرژی ۹(۳۲): ۷۲-۵۱.
۱۳. محمدزاده، اعظم. و توکلی، اکبر (۱۳۹۲). "بررسی اثر سیاست‌های اقتصادی دولت بر شاخص قیمت مصرف کننده به عنوان یک شاخص ثبات اقتصادی کشور با رویکرد سیستم دینامیکی". فصلنامه علمی پژوهشی راهبرد اقتصادی ۲(۷): ۱۵۱-۱۳۱.
۱۴. موزن جمشیدی، سیده هما. مقیمی، مریم. و اکبری، نعمت اله (۱۳۹۰). "تحلیل تاثیر اندازه دولت بر توسعه انسانی در کشورهای OIC (رهیافت رگرسیون وزنی جغرافیایی (GWR))". مطالعات و پژوهش‌های شهری منطقه‌ای ۲(۸): ۱۱۶-۹۵.
۱۵. موسوی جهرمی، یگانه. و زایر، آیت (۱۳۸۷). "بررسی اثر کسری بودجه دولت بر مصرف و سرمایه‌گذاری بخش خصوصی در ایران". پژوهش‌های اقتصادی ۸(۳): ۱۹-۱.
۱۶. نادران، الیاس. و فولادی، معصومه (۱۳۸۴). "ارائه یک مدل تعادل عمومی برای بررسی آثار مخارج دولت بر تولید، اشتغال و درآمد خانوارها". پژوهشنامه اقتصادی ۵(۱۹): ۸۰-۴۵.

#### ب) منابع و مآخذ لاتین

1. Amano, R. A., Wirjanto, T. S. (1997). "Intratemporal Substitution and Government Spending". Review of Economics and Statistics 79(4): 605-609.
2. Amano, R. A., Wirjanto, T. S. (1997). "Government Expenditures and the Permanent-Income Model". Review of Economics Dynamics 1(3): 719-730.
3. Alessandro, A. (2010). "How Can Government Spending Affect Private Consumption? A Panel Cointegration Approach". European Journal of Economics, Finance and Administrative Science 18(1): 40-57.
4. Auteri, M., Costantini, M. (2010). "A Panel Cointegration Approach to Estimating Substitution Elasticities in Consumption". Economic Modelling 27(3): 782-787.
5. Bailey, M. J. (1971). *National Income and the Price Level*, New York, McGraw-Hill.
6. Barro, R. J. (1981). "Output Effects of Government Purchases". Journal of Political Economy 89(6): 1086-1121.

7. Baltagi, B. H. (2005). *Econometric Analysis of Panel Data*, John Wiley & Sons Inc, (Eds), New York, USA.
8. Baltagi, B H. Moscone, F. (2010). "Health Care Expenditure and Income in the OECD Reconsidered: Evidence from Panel Data". Economic Modelling **27**(4): 804-811.
9. Breitung, J. (2002). "Nonparametric Tests for Unit Roots and Co Integration". Journal of Econometrics **108**(2): 343-363.
10. Brown, A., Wells, G. (2008). "Substitution between Public and Private Consumption in Australian States". Conf paper, Australasian Meeting of the Econometric Society, Wellington, New Zealand.
11. Dahmardeh, N., Pahlavani, M., Mahmoodi, M. (2011). "Government Spending and Private Consumption in Selected Asian Developing Countries". International Research Journal of Finance and Economics **64**(1): 140-147
12. Eriksson, A. (2006). "A Panel Cointegration Analysis of the Relation between Private and Government Consumption". Working Papers, Department of Economics, Lund University.
13. Esteve, V., Sanchis-Llopis, J. (2005). "Estimating the Substitutability between Private and Public Consumption: the Case of Spain, 1960-2003". Applied Economics **37**(20): 2327-2334.
14. Furceri, D., Sousa, R. (2009). "The Impact of Government Spending on the Private Sector: Crowding-out versus Crowding-in Effects". NIPE Working Papers No, 6
15. Garcia, A., Ramajo, J. (2005). "Fiscal Policy and Private Consumption Behaviour: The Spanish Case". Empirical Economics **30**(3): 115-135.
16. Ho, T.W. (2001). "The Government Spending and Private Consumption: a Panel Cointegration Analysis". International Review of Economics & Finance **10**(1): 95-108.
17. Im, K. S., Pesaran, M. H., Shin, Y. (2003). "Testing for Unit Roots in Heterogeneous Panels". Journal of Econometrics **115**: 53-74.
18. Kao, C. (1999). "Spurious Regression and Residual-Based Tests for Cointegration in Panel Data". Journal of Econometrics **90**(1): 1-44.
17. Kao C, Chiang M. (2000). "On the Estimation and Inference of a Cointegrated Regression in Panel Data". Advances in Econometrics **15**(2): 179-222.
18. Karras, G. (1994). "Government Spending and Private Consumption: Some International Evidence". Journal of Money, Credit and Banking **26**: 9-22.
19. Kormendi, R. C. (1983). "Government Debt, Government Spending, and Private Sector Behavior". The American Economic Review **73**: 994-1010.

20. Kwan, Y. K. (2006). "The Direct Substitution between Government and Private Consumption in East Asia". NBER Working Paper Series No, 12431.
19. Levine, A. Lin, C. F., Chu C. S. (2002). "Unit Root Tests in Panel Data: Asymptotic and Finite Sample Properties". Journal of Econometrics 108: 1-24.
20. Mahmud, M. N., Ahmed, M. (2012). "Government Expenditure and Household Consumption in Bangladesh through the Lens of Economic Theories: an Empirical Assessment". MPRA Paper No, 36035.
21. Nieh, C.C., Ho, T.W. (2006). "Does the Expansionary Government Spending Crowd Out the Private Consumption?: Cointegration Analysis in Panel Data". The Quarterly Review of Economics and Finance 46(1): 133-148.
22. Okubo, M. (2003). "Intratemporal Substitution between Private and Government Consumption: the Case of Japan". Economics Letters 79(1): 75-81
23. Pesaran, M.H., Shin, Y. (1999). *An Autoregressive Distributed Lag Modeling Approach to Cointegration Analysis*, Chapter 11, Cambridge University, Cambridge.
21. Pesaran, M. H. (2007). "A Simple Panel Unit Root Test in the Presence of Crosssection Dependence". Journal of Applied Econometrics 22(2): 265-312.
24. Pedroni, P. (2004). "Panel Cointegration, Asymptotic and Finite Sample Properties of Pooled Time Series Tests with an Application to the PPP Hypothesis". Econometric Theory 20: 597-625.
25. Phillips, P.C.B. Hansen, B.E. (1990). "Statistical Inference in Instrumental Variables Regression with I(1) Processes". Review of Economic Studies 57: 99-125.
26. Ravn, M.O., Schmitt-Grohé, S., Uribe, M. (2012). "Consumption, Government Spending, and the Real Exchange Rate". Journal of Monetary Economics 59(3): 215-234.
27. Schclarek, A. (2007). "Fiscal Policy and Private Consumption in Industrial and Developing Countries". Journal of Macroeconomics 29: 912-939.
28. Stock, J. H. & M. W. Watson (1993). "A Simple Estimator of Co integrating Vectors in Higher Order Integrated Systems". Econometrica 61: 783 -820.
29. Westerlund, J. (2007). "Testing for Error Correction in Panel Data" Oxford Bulletin of Economics and Statistics 69(6): 709-748.
30. Westerlund, J., Edgerton, D, (2008). "A Simple Test for Cointegration in Dependent Panels with Structural Breaks". Oxford Bulletin of Economics and Statistics 70(5): 665-704.

## ضمیمه

جدول (۸): آزمون ریشه واحد زیوت- اندریوز برای سطح داده‌ها (تغییر در عرض از مبدأ)

لگاریتم قیمت		لگاریتم مخارج دولتی		لگاریتم مصرف سرانه		متغیر
آماره t	سال شکست	آماره t	سال شکست	آماره t	سال شکست	کشور
-۴/۰۲	۱۹۹۶	-۳/۹۶	۱۹۹۷	-۲/۲۶	۱۹۹۴	ایران
-۳/۴۹	۱۹۹۲	-۲/۷۵	۱۹۹۵	-۳/۱۸	۲۰۰۷	مصر
-۵/۰۵	۱۹۹۸	-۳/۷۸	۲۰۰۳	-۳/۸۳	۲۰۰۴	ترکیه
-۴/۱۹	۱۹۹۸	-۲/۸۱	۱۹۹۷	-۴/۱۳	۱۹۹۳	اندونزی
-۳/۸۶	۱۹۹۸	-۳/۵۴	۱۹۹۶	-۳/۵۶	۱۹۹۸	مالزی
-۴/۲۳	۲۰۰۰	-۳/۴۹	۲۰۰۲	-۰/۲۵	۱۹۹۶	بنگلادش
-۴/۵۷	۲۰۰۰	-۴/۴۲	۲۰۰۶	-۳/۸۹	۲۰۰۰	پاکستان

مقادیر بحرانی در سطح ۱/۱، ۵/۵، ۱۰/۱۰ به ترتیب عبارت است از: -۴/۵۸، -۴/۸، -۵/۳۴

منبع: یافته‌های تحقیق

مشاهده می‌شود که تمامی متغیرها دارای ریشه واحد و نامانا  $I(1)$  هستند<sup>۱</sup>. بنابراین شرط اولیه مدل FM-OLS (یکسان بودن مرتبه جمعی تمامی متغیرها) تأمین می‌شود. و وجود شکست ساختاری در متغیرها خللی در نتایج تخمین FM-OLS ایجاد نمی‌کند.

<sup>۱</sup>. لازم است اشاره شود که نتایج آزمون برای سایر الگوها (الگوی تغییر در شیب و الگوی تغییر در عرض از مبدأ و شیب تابع) به نتایج مشابهی می‌رسد که به دلیل طولانی شدن مطلب از ارائه آن‌ها خودداری می‌شود.