

## هزینه‌های نظامی و رشد اقتصادی در کشورهای منتخب اوپک: رهیافت آزمون علیت گرنجری در پانل‌های مختلط نامتجانس

محمد مولایی<sup>\*</sup>، ابوالقاسم گل‌خندان<sup>۲</sup>

۱. استادیار اقتصاد دانشگاه بوعلی‌سینای همدان Mowlaei.mohammad@gmail.com

۲. دانشجوی دکتری اقتصاد دانشگاه لرستان golkhandana@gmail.com

تاریخ پذیرش: ۱۳۹۳/۱۲/۱۹

تاریخ دریافت: ۱۳۹۳/۱۲/۱۰

### چکیده

مطالعه حاضر به بررسی رابطه علیت بین هزینه‌های نظامی و رشد اقتصادی در کشورهای منتخب عضو اوپک (شامل الجزایر، آنگولا، نیجریه، ونزوئلا، ایران، کویت، عربستان و اکوادور) با تمرکز بر تحلیل خاص هر کشور، طی دوره زمانی ۱۹۹۵ - ۲۰۱۲، می‌پردازد. روش استفاده شده در این پژوهش بر اساس آزمون علیت پانلی امیرمحموتگلو و کوز (۲۰۱۱) و مبتنی بر مدل خودرگرسیون برداری (VAR) و آزمون‌های والد با مقادیر بحرانی بوت‌استرپ خاص هر کشور است. این آزمون همبستگی مقطعی و عدم تجانس بین اعضای پانل و نیز هم‌انباشتگی بین متغیرهای مورد بررسی را در نظر می‌گیرد. نتایج تحقیق نشان‌دهنده تأیید فرضیه رشد منجر به هزینه‌های نظامی برای کشورهای الجزایر، نیجریه، ایران و کویت و تأیید فرضیه خنثی برای کشورهای آنگولا، ونزوئلا، عربستان و اکوادور است. همچنین، فرضیه رشد منجر به هزینه‌های نظامی برای کل پانل تأیید می‌شود.

طبقه‌بندی JEL: C33, H5, O41

واژگان کلیدی: آزمون علیت پانلی، بوت‌استرپ، رشد اقتصادی، هزینه‌های نظامی، وابستگی و عدم تجانس.

---

\* نویسنده مسئول، تلفن: ۰۹۱۸۸۱۳۰۰۱۵

## مقدمه

رابطه بین هزینه‌های نظامی و رشد اقتصادی در دهه‌های اخیر توجهات زیادی را به خود جلب کرده است. یکی از بحث‌های مهم اقتصادی این است که آیا بخش نظامی به فرایند رشد و توسعه اقتصادی کمک می‌کند یا نه؟ یا برعکس، آیا این رشد اقتصادی است که سبب افزایش هزینه‌های نظامی می‌شود؟ در سال‌های اخیر، با گسترش تکنیک‌های اقتصادسنجی و معرفی آزمون‌های مختلف، تمرکز اصلی بر تعیین جهت تأثیر این دو متغیر است. چن<sup>۱</sup> و همکاران (۲۰۱۴) در پژوهشی بیان کردند که جهت علیت بین متغیرهای هزینه‌های نظامی و رشد اقتصادی هنوز یک موضوع تجربی در ادبیات اقتصاد دفاع به‌شمار می‌رود و نتایج مخصوص هر کشور است و به سایر کشورها تعمیم‌پذیر نیست. نتایج مطالعات گوناگون نظیر مطالعات کانگ و مین<sup>۲</sup> (۲۰۱۳)، پان<sup>۳</sup> و همکاران (۲۰۱۴) و ژانگ<sup>۴</sup> و همکاران (۲۰۱۴) برای کشورهای مناطق مختلف جهان گواه این مطلب است. با توجه به این نکات، هدف اصلی این مطالعه بررسی جهت علیت بین هزینه‌های نظامی و رشد اقتصادی در بین کشورهای منتخب عضو اوپک<sup>۵</sup> (سازمان کشورهای صادرکننده نفت) طی سال‌های ۱۹۹۵ - ۲۰۱۲ است. بدین منظور، از رویکرد علیت گرنجری پانلی ارائه‌شده توسط امیرمحموتگلو و کوز<sup>۶</sup> (۲۰۱۱)، که در بین مطالعات داخلی و حتی خارجی در حوزه اقتصاد دفاع منحصر و جدید است، استفاده شد. این رویکرد مبتنی بر مدل خودرگرسیون برداری<sup>۷</sup> (VAR) و آزمون‌های والد با مقادیر بحرانی بوت‌استرپ<sup>۸</sup> خاص هر کشور است. بنابراین، می‌توان نتایج به‌دست‌آمده را با تحلیل بر روی هر عضو پانل (هر کشور) و نه کل پانل (کل کشورها) بررسی کرد. علاوه بر این، این رویکرد، برخلاف سایر آزمون‌های علیت گرنجری، همبستگی مقطعی و عدم تجانس بین اعضای پانل و همچنین هم‌انباشتگی بین متغیرهای مورد بررسی را در نظر می‌گیرد و از احتمال بروز نتایج کاذب

- 
1. Chen
  2. Kung & Min
  3. Pan
  4. Zhong
  5. Organization of Petroleum Exporting Countries
  6. Emirmahmutoglu & Kose
  7. Vector Auto Regressive
  8. Bootstrap

جلوگیری می‌کند. دلیل انتخاب کشورهای عضو اوپک عبارت است از: ۱. تاکنون در حوزه اقتصاد دفاع در این کشورها پژوهشی انجام نشده است تا بررسی شود آیا رشد اقتصادی این کشورها متأثر از هزینه‌های نظامی آنهاست یا بالعکس؟ ۲. بعضی از کشورهای عضو این سازمان (نظیر ایران)، به دلیل موقعیت خاص و استراتژیکشان و مواجهه با تهدیدات امنیتی کشورهای بیگانه، به‌ناچار بخش درخور توجهی از بودجه سالیانه خود را به مخارج نظامی اختصاص می‌دهند. ۳. سهم هزینه‌های نظامی بیشتر این کشورها، در مقایسه با تولید ناخالص داخلی، بسیار زیاد است (مثلاً بر اساس محاسبات تحقیق، متوسط این مقدار برای کشورهای عربستان، کویت، و آنگولا طی سال‌های ۱۹۹۵ - ۲۰۱۲ به ترتیب حدود ۹٫۷، ۶٫۲ و ۴٫۹ درصد است) و بیشتر کشورهای این منطقه جزو واردکنندگان عمده سلاح در جهان به‌شمار می‌روند (مثلاً، بر اساس گزارش سالانه مؤسسه بین‌المللی تحقیقات صلح استکهلم<sup>۱</sup> (۲۰۱۴)، کشورهای امارات، عربستان و الجزایر به ترتیب با داشتن سهمی حدود ۴، ۴ و ۳ درصد از کل واردات سلاح جهان طی سال‌های ۲۰۰۹ - ۲۰۱۳ به ترتیب رتبه‌های چهارم، پنجم، و دهم را بین همه کشورهای دنیا در اختیار داشته‌اند (SIPRI Yearbook, 2014). ۴. کشورهای عضو این سازمان از درآمدهای نفتی سرشاری برخوردارند و در بسیاری از مطالعات تجربی، مانند مطالعات چان<sup>۲</sup> (۲۰۱۰) و فرزانگان<sup>۳</sup> (۲۰۱۱)، تأثیر مثبت درآمدهای نفتی بر هزینه‌های نظامی نشان داده شده است. مجموع دلایل مذکور سبب شد تا به بررسی رابطه بین هزینه‌های نظامی و رشد اقتصادی در کشورهای اوپک بپردازیم.

پژوهش حاضر در پنج بخش تنظیم شده است: مقدمه؛ ادبیات موضوع؛ روش تحقیق و معرفی متغیرها و توصیف داده‌ها؛ برآورد مدل و تحلیل نتایج؛ و نتیجه‌گیری و پیشنهادها.

## ادبیات موضوع

اقتصاد دفاع شاخه‌ای جدید از مطالعات اقتصادی است که مدیریت مخارج دفاعی را طی دوره‌های جنگ و صلح مطالعه و آثار خارجی این مخارج را بر سایر بخش‌های اقتصاد

1. Stockholm International Peace Research Institute

2. Chun

3. Farzanegan

تجزیه و تحلیل می‌کند. به طور کلی، مخارج دفاعی به عنوان مخارج کالاهای عمومی یک اقتصاد در نظر گرفته می‌شود، ولی اقتصاد دفاع رابطه مخارج دفاعی و رشد اقتصادی را از طریق کانال‌های مختلف آنالیز می‌کند (آندو<sup>۱</sup>، ۲۰۰۹: ۱۴۲). بسیاری از اقتصاددانان، به‌ویژه اقتصاددانان متخصص در زمینه اقتصاد دفاع، بر رابطه بین هزینه‌های نظامی و رشد اقتصادی توافق دارند، ولی درباره جهت علیت بین این متغیرها توافق چندانی وجود ندارد. در این زمینه، چهار فرضیه مطرح شده است (دگر و سن<sup>۲</sup>، ۱۹۸۳؛ رم<sup>۳</sup>، ۱۹۹۵؛ ال‌یوسیف<sup>۴</sup>، ۲۰۰۲؛ کولیاس<sup>۵</sup> و همکاران، ۲۰۰۴؛ لی و چن<sup>۶</sup>، ۲۰۰۷):

بنوا<sup>۷</sup> (۱۹۷۳، ۱۹۷۸) بر آن است که یک رابطه علیت یک‌طرفه از هزینه‌های نظامی به رشد اقتصادی وجود دارد (فرضیه اول یا فرضیه اسلحه و رفاه<sup>۸</sup>). بر این اساس، هزینه‌های نظامی می‌تواند، از طریق افزایش تقاضای کل و بالابردن سطح سرمایه‌گذاری و اشتغال، موجب افزایش رشد اقتصادی شود. از طرفی دیگر، هزینه‌های نظامی می‌تواند، از طریق اثر بخشه‌سازی<sup>۹</sup>، موجب افزایش رشد اقتصادی شود. این اثر ناشی از تأثیر هزینه‌های نظامی در زیرساخت‌های فیزیکی و اجتماعی مانند جاده‌ها، حمل‌ونقل، بنادر و تحقیق و آموزش و همچنین افزایش امنیت است که برای بخش غیرنظامی مفید است و به رشد اقتصادی منجر می‌شود (دگر<sup>۱۰</sup>، ۱۹۸۶). این فرضیه را فرضیه هزینه‌های نظامی منجر به رشد<sup>۱۱</sup> می‌نامند که نشان‌دهنده علیت یک‌طرفه از سمت هزینه‌های نظامی به رشد اقتصادی است.

فرضیه دوم بر آن است که رشد اقتصادی عامل تعیین‌کننده مخارج نظامی است (نظریه اسلحه یا رفاه<sup>۱۲</sup>). بر اساس این نظریه، از آنجا که هزینه‌های مالی نظامی به

- 
1. Ando
  2. Deger & Sen
  3. Ram
  4. Al-Yousif
  5. Kollias
  6. Lee and Chen
  7. Benoit
  8. guns & butter
  9. Spin-Off
  10. Deger
  11. military spending-growth
  12. guns or butter

وسیله مالیات‌ها یا استقراض تأمین می‌شود، سبب برون‌رفت سرمایه‌گذاری بخش خصوصی می‌شود. از طرف دیگر، افزایش مخارج نظامی، با توجه به محدودیت بودجه دولت، سبب انحراف و کاهش هزینه‌های آموزشی و بهداشتی دولت می‌شود (اثر جایگزینی)<sup>۱</sup> (دگر و اسمیت<sup>۲</sup>، ۱۹۸۳؛ لیم<sup>۳</sup>، ۱۹۸۳؛ دون و ووگاس<sup>۴</sup>، ۱۹۹۹). بنابراین، هزینه‌های نظامی نمی‌تواند سبب رشد اقتصادی شود، بلکه این رشد اقتصادی است که سبب افزایش مخارج نظامی می‌شود. این فرضیه را فرضیه رشد منجر به هزینه‌های نظامی<sup>۵</sup> می‌نامند که نشان‌دهنده علّیت یک‌طرفه از سمت رشد اقتصادی به هزینه‌های نظامی است.

فرضیه سوم بر آن است که بین هزینه‌های نظامی و رشد اقتصادی رابطه علّیت دوطرفه وجود دارد؛ بدین معنا که هزینه‌های نظامی سبب رشد اقتصادی می‌شود و رشد اقتصادی بالاتر نیز سبب افزایش مخارج نظامی می‌شود و زمانی که رشد اقتصادی تحریک می‌شود، هزینه‌های نظامی یک متغیر برون‌زا نیست (کاپلن<sup>۶</sup> و همکاران، ۱۹۸۴؛ کوسی<sup>۷</sup>، ۱۹۹۴؛ کولیاس<sup>۸</sup> و همکاران، ۲۰۰۴). این فرضیه را فرضیه بازخورد<sup>۹</sup> می‌نامند (چانگ<sup>۱۰</sup> و همکاران، ۲۰۱۴: ۱۷۸).

سرانجام، فرضیه چهارم بر آن است که هیچ رابطه علّیتی بین هزینه‌های نظامی و رشد اقتصادی وجود ندارد (بیسواز و رم<sup>۱۱</sup>، ۱۹۸۶؛ گروبار و پورتر<sup>۱۲</sup>، ۱۹۸۹). این فرضیه را فرضیه خنثی<sup>۱۳</sup> می‌نامند. بعضی از مطالعات تجربی، نظیر مطالعات یوردینگ<sup>۱۴</sup> (۱۹۸۶)، چانگ و همکاران (۲۰۰۱)، و نارایان و سینگ<sup>۱۵</sup> (۲۰۰۷)، تأییدکننده فرضیه رشد منجر

- 
1. crowding out effect
  2. Deger & Smith
  3. Lim
  4. Dunne & Vougas
  5. growth-military spending
  6. Cappelen
  7. Kusi
  8. Kollias
  9. feedback
  10. Chang
  11. Biswas & Ram
  12. Grobar & Porter
  13. neutrality hypothesis
  14. Joerding
  15. Narayan & Singh

به هزینه‌های نظامی است، بعضی تأییدکننده فرضیه هزینه‌های نظامی منجر به رشد مانند مطالعات سزگین<sup>۱</sup> (۲۰۰۱) و کاراگول و پالاز<sup>۲</sup> (۲۰۰۴)، بعضی دیگر نظیر مطالعات لاکویوتا و فردریکسن<sup>۳</sup> (۱۹۹۱)، الجراح<sup>۴</sup> (۲۰۰۵)، و لی و چن<sup>۵</sup> (۲۰۰۷) تأییدکننده فرضیه بازخورد، و بعضی نیز مانند مطالعه گریس<sup>۶</sup> (۲۰۰۲) تأییدکننده فرضیه خنثی است. چن و همکاران (۲۰۱۴) بیان کردند که علت تفاوت در بین نتایج مختلف به‌دست‌آمده در زمینه رابطه بین هزینه‌های نظامی و رشد اقتصادی- صرف‌نظر از اختلاف بین بازه زمانی و مکانی و روش‌شناسی تحقیقات انجام‌شده- به شرایط خاص هر منطقه و حتی هر کشور برمی‌گردد. به همین دلیل، نتایج به‌دست‌آمده از هر مطالعه قابلیت تعمیم و گسترش برای سایر مناطق و کشورهای دنیا را ندارد. در ادامه منتخبی از جدیدترین مطالعات خارجی و اهم مطالعات داخلی در زمینه موضوع تحقیق آمده است:

پرادهان<sup>۷</sup> (۲۰۱۰) رابطه علیت بین مخارج دفاعی و رشد اقتصادی را در کشورهای آسه‌آن (شامل اندونزی، مالزی، فیلیپین، سنگاپور و تایلند) طی دوره زمانی ۱۹۸۸ - ۲۰۰۷ با استفاده از تحلیل‌های هم‌انباشتگی پانلی بررسی کرد. یافته‌های این تحقیق با استفاده از مدل تصحیح خطا (ECM) نشان‌دهنده رابطه علیت یک‌طرفه از رشد اقتصادی به مخارج نظامی در کشورهای اندونزی، مالزی، سنگاپور و تایلند و تأیید فرضیه بازخورد برای کشور فیلیپین است.

چانگ<sup>۸</sup> و همکاران (۲۰۱۱) در مطالعه‌ای رابطه علیت بین هزینه‌های نظامی و رشد اقتصادی را در کشورهای چهار منطقه جغرافیایی جهان (شامل افریقا، اروپا، خاور میانه- جنوب آسیا و حاشیه اقیانوس آرام) طی دوره زمانی ۱۹۹۲ - ۲۰۰۶ بررسی کردند. نتایج این تحقیق با استفاده از روش گشتاورهای تعمیم‌یافته (GMM) (ارائه‌شده توسط آرانو و باند<sup>۹</sup> (۱۹۹۱)) نشان می‌دهد که فقط یک رابطه علیت منفی و قوی از هزینه‌های نظامی به رشد اقتصادی در کشورهای اروپا و خاورمیانه- جنوب آسیا برقرار است.

- 
1. Sezgin
  2. Karagol & Palaz
  3. LaCivita & Frederiksen
  4. Al-Jarrah
  5. Lee & Chen
  6. Gerace
  7. Pradhan
  8. Chang
  9. Arellano & Bond

صفدری<sup>۱</sup> و همکاران (۲۰۱۱) رابطه علیت بین هزینه‌های نظامی و رشد اقتصادی را در چهار کشور- ایران، مالزی، عربستان، و کره جنوبی- طی دوره زمانی ۱۹۸۸ - ۲۰۰۶ بررسی کردند. نتایج این تحقیق با استفاده از آزمون‌های علیتی باند ARDL و تودا و یاماموتو<sup>۲</sup> (۱۹۹۵) نشان می‌دهد که یک رابطه علیت یک‌طرفه از رشد اقتصادی به هزینه‌های نظامی در کشورهای مالزی و کره جنوبی برقرار است. این در حالی است که در کشورهای ایران و عربستان بین هزینه‌های نظامی و رشد اقتصادی هیچ رابطه علیتی وجود ندارد.

کانگ و مین (۲۰۱۳) رابطه علیت بین هزینه‌های نظامی و رشد اقتصادی را در شانزده کشور امریکای جنوبی (شامل آرژانتین، برزیل، بولیوی، شیلی، کلمبیا، جمهوری دومینیکن، اکوادور، السالوادور، گواتمالا، مکزیک، نیکاراگوئه، پاراگوئه، پرو، اروگوئه و ونزوئلا) طی دوره زمانی ۱۹۸۸ - ۲۰۱۰ بررسی کردند. نتایج این مطالعه با استفاده از رویکرد علیت گرنجری مبتنی بر بوت‌استرپ (ارائه شده توسط کونیا<sup>۳</sup> (۲۰۰۶)) حاکی از تأیید فرضیه مخارج منجر به رشد برای کشورهای برزیل و نیکاراگوئه، علیت یک‌طرفه از سمت رشد اقتصادی به هزینه‌های نظامی برای کشورهای بولیوی و اکوادور و فرضیه خنثی برای سایر کشورهای این منطقه است.

پان و همکاران (۲۰۱۴) رابطه علیت بین هزینه‌های نظامی و رشد اقتصادی را در ده کشور خاورمیانه طی دوره زمانی ۱۹۸۸ - ۲۰۱۰ بررسی کردند. نتایج این مطالعه با استفاده از رویکرد علیت گرنجری مبتنی بر بوت‌استرپ (ارائه شده توسط کونیا (۲۰۰۶)) نشان‌دهنده عدم علیت بین هزینه‌های نظامی و رشد اقتصادی در کشورهای اردن، عمان، و عربستان، علیت یک‌طرفه از رشد اقتصادی به هزینه‌های نظامی برای کشورهای مصر، کویت، لبنان، و سوریه، علیت یک‌طرفه از هزینه‌های نظامی به رشد اقتصادی برای کشور ترکیه، و علیت دوطرفه بین هزینه‌های نظامی و رشد اقتصادی برای کشور اسرائیل است.

---

1. Safdari  
2. Toda & Yamamoto  
3. Kónya

چن و همکاران (۲۰۱۴) رابطه بین مخارج دفاعی و رشد اقتصادی را در ۱۳۷ کشور دنیا با استفاده از روش گشتاورهای تعمیم‌یافته (GMM) (ارائه‌شده توسط آرلانو و باند (۱۹۹۱)) بررسی کردند. یافته‌های این تحقیق نشان می‌دهد که رابطه علیت کوتاه‌مدت از مخارج دفاعی به رشد اقتصادی در کشورهایی با درآمد بالا و در کشورهایی با درآمد پایین وجود دارد. همچنین، یک رابطه علیت دوطرفه بین مخارج دفاعی و رشد اقتصادی در کوتاه‌مدت در مناطق آسیا، اروپا، امریکای لاتین و دریای کاریب، خاورمیانه و شمال آفریقا وجود دارد. در حالی که نتایج نشان‌دهنده فقدان رابطه علیت بین مخارج دفاعی و رشد اقتصادی در کشورهایی با درآمد بالاتر از متوسط و مناطق اروپا و آسیای مرکزی و کشورهای صحرای آفریقا است.

چانگ و همکاران (۲۰۱۴) در مطالعه‌ای رابطه علیت بین هزینه‌های نظامی و رشد اقتصادی را در کشورهای چین و گروه هفت (شامل کانادا، فرانسه، آلمان، ایتالیا، ژاپن، انگلیس و امریکا) طی دوره زمانی ۱۹۸۸ - ۲۰۱۰ بررسی کردند. نتایج این مطالعه با استفاده از رویکرد علیت گرنجری مبتنی بر بوت‌استرپ (ارائه‌شده توسط کونیا (۲۰۰۶)) حاکی از تأیید فرضیه خنثی برای کشورهای ایتالیا، فرانسه و آلمان، فرضیه هزینه‌های نظامی منجر به رشد برای کشورهای کانادا و انگلیس، علیت یک‌طرفه از سمت رشد اقتصادی به هزینه‌های نظامی برای کشور چین، و فرضیه بازخورد برای کشورهای ژاپن و امریکاست.

ژانگ و همکاران (۲۰۱۴) رابطه علیت بین هزینه‌های نظامی و رشد اقتصادی را در کشورهای بریک (شامل برزیل، روسیه، هند، چین، و آفریقای جنوبی) و امریکا طی دوره زمانی ۱۹۸۸ - ۲۰۱۲ بررسی کردند. نتایج این مطالعه با استفاده از رویکرد علیت گرنجری مبتنی بر بوت‌استرپ (ارائه‌شده توسط کونیا (۲۰۰۶)) نشان‌دهنده تأیید فرضیه خنثی برای کشورهای چین و آفریقا، فرضیه مخارج منجر به رشد برای کشور امریکا، علیت یک‌طرفه از سمت رشد اقتصادی به مخارج نظامی برای کشورهای برزیل و هند، و فرضیه بازخورد برای کشور روسیه است.

مطالعات داخلی اندکی درباره رابطه علیت بین هزینه‌های نظامی و رشد اقتصادی انجام شده است. البته، در این مطالعات علیت بین متغیرهای مذکور محور اصلی موضوع



نبوده است. مولایی و همکاران (۱۳۹۳) و فرزنانگان (۲۰۱۲) رابطه علیت بین هزینه‌های نظامی و رشد اقتصادی را در کشور ایران به ترتیب طی دوره‌های زمانی ۱۳۳۸ - ۱۳۸۹ و ۱۹۷۵ - ۲۰۰۷ با استفاده از آزمون علیت گرنجری تودا و یاماموتو (۱۹۹۵) بررسی کردند. نتایج مطالعه مولایی و همکاران (۱۳۹۳) حاکی از رابطه علیت دوطرفه بین این متغیرها در ایران است؛ در حالی که نتایج تحقیق فرزنانگان (۲۰۱۲) نشان‌دهنده وجود رابطه علیت از سمت هزینه‌های نظامی به رشد اقتصادی است.

## روش تحقیق و معرفی متغیرها و توصیف داده‌ها

### ۱. روش تحقیق

در مطالعه حاضر داده‌ها به صورت پانلی است؛ در واقع، تلفیقی از داده‌های سری زمانی و مقطعی است. یک مدل داده‌های پانلی در حالت کلی به صورت زیر نشان داده می‌شود:

$$y_{jt} = \alpha_i + \beta_j x_{jt} + \varepsilon_{jt} \quad \text{for } j=1,2,\dots,N; t=1,2,\dots,T \quad (1)$$

در رابطه ۱ z به تعداد اعضای پانل (مقاطع)، t به دوره زمانی،  $y_{jt}$  به متغیر وابسته،  $x_{jt}$  به بردار  $k \times 1$  از متغیرهای توضیحی، و  $\varepsilon_{jt}$  به جزء خطا اشاره می‌کند. آزمون علیت گرنجری در بین داده‌های پانلی نیازمند یک روش رفتاری دقیق با احتساب سه موضوع است: موضوع اول کنترل امکان همبستگی مقطعی<sup>۱</sup> در بین اعضای پانل است؛ دلیل منطقی برای این موضوع این حقیقت است که شوک وارد بر یک کشور به دلیل درجه بالای جهانی شدن و همچنین تجارت بین الملل و ادغام (یک پارچگی) مالی بر سایر کشورها نیز اثر می‌گذارد (کار<sup>۲</sup> و همکاران، ۲۰۱۱: ۱۲). پسران<sup>۳</sup> (۲۰۰۶) نشان می‌دهد که، در صورت نادیده گرفتن همبستگی مقطعی، تورش و انحراف اساسی در نتایج به وجود خواهد آمد. بنابراین، نخستین گام در آزمون علیت گرنجری در بین داده‌های پانلی اجرای آزمون همبستگی مقطعی است. بدین منظور، آزمون‌های متعددی نظیر آزمون‌های بروش و پاگان<sup>۴</sup> (۱۹۸۰) و CD پسران (۲۰۰۴) ارائه شده است. در این

1. Cross- Sectional Dependence

2. Kar

3. Pesaran

4. Breusch & Pagan

پژوهش از آزمون CD پسران (۲۰۰۴) استفاده شده است. این آزمون برای داده‌های پانل متوازن و نامتوازن قابل اجراست و در نمونه‌های کوچک دارای خصوصیات مطلوبی است. همچنین، برخلاف روش بروش و پاگان (۱۹۸۰)، برای ابعاد مقطعی بزرگ و ابعاد زمانی کوچک نیز نتایج قابل اعتمادی ارائه می‌کند و نسبت به وقوع یک یا چند شکست ساختاری در ضرایب شیب رگرسیون فردی مقاوم است (پسران، ۲۰۰۴). فرضیه صفر این آزمون نشان‌دهنده عدم وابستگی مقطعی بین اعضای پانل است و فرضیه مقابل این آزمون به وابستگی مقطعی اشاره می‌کند. برای پانل‌های متوازن آماره آزمون CD به صورت رابطه ۲ محاسبه می‌شود:

$$CD = \sqrt{\frac{\gamma T}{N(N-1)}} \left( \sum_{i=1}^{N-1} \sum_{j=i+1}^N \hat{P}_{ij} \right) \rightarrow N(0,1) \quad (2)$$

که در آن ضرایب همبستگی جفت پیرسون از جملات پسماندهای معادله رگرسیونی رابطه ۱ است. هرگاه آماره CD محاسباتی در یک سطح معناداری معین از مقدار بحرانی توزیع نرمال استاندارد بیشتر باشد، در آن صورت فرضیه صفر رد و وابستگی مقطعی نتیجه‌گیری خواهد شد (هویز و سارافیدیس<sup>۱</sup>، ۲۰۰۶: ۴۸۶).

موضوع دوم بحث ناهمگنی است؛ بدین صورت که ناهمگنی پارامترهای برآورده‌شده برای هر عضو پانل به منظور اعمال محدودیت بر رابطه علی باید در نظر گرفته شود (کار و همکاران، ۲۰۱۱: ۷). به علت ویژگی خاص هر کشور نمی‌توان فرض همگنی را برای پارامترهای اعضای پانل در نظر گرفت. در نظر گرفتن فرض همگنی قادر به گرفتن ناهمگنی از داده‌ها نیست (بریتونگ<sup>۲</sup>، ۲۰۰۵: ۱۵) و در تحلیل رابطه علی بین متغیرهای مورد بررسی در داده‌های پانل ممکن است به نتایج گمراه‌کننده‌ای منجر شود (کرین و همکاران<sup>۳</sup>، ۲۰۰۴). از طرفی، از آنجا که کشورهای عضو اوپک از نظر رشد اقتصادی و هزینه‌های نظامی دارای سطوح معینی از ناهمگنی‌اند، در نظر گرفتن فرض همگنی برای این کشورها در تحلیل رابطه علی بین این دو متغیر ممکن است به نتایج گمراه‌کننده‌ای منجر شود. به منظور اجرای آزمون ناهمگنی بین اعضای پانل از آزمون ارائه‌شده توسط

---

1. Hoyos & Sarafidis  
2. Breitung  
3. Creane et al.

پسران و یاماگاتا<sup>۱</sup> (۲۰۰۸)، که به آن آزمون دلتا نیز گفته می‌شود، استفاده شد. در این آزمون فرضیه صفر عبارت است از یکسان بودن شیب برای همه اعضای پانل. فرضیه مقابل به عدم تجانس شیب در بین اعضای پانل اشاره می‌کند. آماره این آزمون به صورت رابطه ۳ تعریف می‌شود:

$$\tilde{\Delta} = \sqrt{N} \left( \frac{N^{-1} \tilde{S} - K}{\sqrt{rK}} \right) \rightarrow N(0,1) \quad (3)$$

در رابطه ۳ از طریق رابطه ۴ به دست می‌آید:<sup>۲</sup>

$$\tilde{S} = \sum_{i=1}^N (\hat{\beta}_i - \tilde{\beta}_{WFE})' \frac{x_i' M_{\tau} x_i}{\tilde{\sigma}_i^2} (\hat{\beta}_i - \tilde{\beta}_{WFE}) \quad (4)$$

نکته سوم در آزمون‌های علیت گرنجری توجه به بحث هم‌انباشتگی بین متغیرهای مدل است. چنانچه رابطه هم‌جمعی بین متغیرها تأیید شود، آزمون معمول علیت گرنجری کارایی خود را از دست خواهد داد. در این زمینه، تودا و یاماموتو در سال ۱۹۹۵ یک روش ساده به صورت تخمین یک مدل خودرگرسیون برداری (VAR) تعدیل‌یافته برای بررسی رابطه علیت گرنجری در داده‌های سری زمانی پیشنهاد دادند. آن‌ها استدلال کردند که این روش حتی در شرایطی که یک رابطه هم‌جمعی بین متغیرها وجود داشته باشد نیز معتبر است. در این روش نخست باید تعداد وقفه‌های (k) بهینه مدل خودرگرسیون برداری و سپس درجه پایایی ماکزیمم (d<sub>max</sub>) را تعیین کرد و یک مدل VAR را با تعداد وقفه‌هایی (k + d<sub>max</sub>) تشکیل داد (تودا و یاماموتو، ۱۹۹۵) که به آن مدل خودرگرسیون برداری با وقفه‌های تعمیم‌یافته<sup>۳</sup> (LA-VAR) نیز می‌گویند.

پس از اثبات همبستگی مقطعی و ناهمگنی در بین اعضای پانل، برای آزمون جهت علیت از رویکرد ارائه‌شده توسط امیرمحموتوگلو و کوز (۲۰۱۱) - که به خوبی توانسته هم همبستگی مقطعی و هم ناهمگنی را در بین اعضای پانل در نظر بگیرد - استفاده شد (که

1. Pesaran and Yamagata

۲. در این رابطه،  $\hat{\beta}_i$  و  $\tilde{\beta}_{WFE}$  به ترتیب تخمین‌زن OLS تلفیقی و تخمین‌زن تلفیقی اثرات ثابت وزنی و  $M_{\tau}$  ماتریس شناسایی و  $\tilde{\sigma}_i^2$  تخمین‌زن  $\sigma_i^2$  است.

3. Lag Augmented-Vector Autoregressive

به دلیل اعمال محدودیت‌های فوق در این روش، امیرمحموتوگلو و کوز (۲۰۱۱) آن را آزمون علیت گرنجری در پانل‌های مختلط نامتجانس<sup>۱</sup> می‌نامند). این روش بر اساس برآورد یک مدل خودرگرسیون برداری (VAR) است و جهت علیت نیز بر مبنای آزمون‌های والد<sup>۲</sup> و با مقادیر بحرانی بوت‌استرپ خاص هر کشور آزمون می‌شود. نکته مهم دیگر آن است که در این روش نیازی به آزمون‌های هم‌انباشتگی نیست و حتی در شرایطی که یک رابطه هم‌جمعی بین متغیرها وجود داشته باشد نیز معتبر است، زیرا در این روش از رویکرد ارائه‌شده توسط تودا و یاماموتو (۱۹۹۵) در داده‌های پانل بهره گرفته شده است و، همان طور که امیرمحموتوگلو و کوز (۲۰۱۱) بیان می‌کنند، تفاوت و برتری روش ارائه‌شده آن‌ها نسبت به رویکرد علیت گرنجری جدید ارائه‌شده توسط کونیا (۲۰۰۶) در این موضوع است.

روش علیت پانلی، که امیرمحموتوگلو و کوز (۲۰۱۱) ارائه کرده‌اند، یک سیستم شامل دو مجموعه از معادلات به صورت روابط ۵ و ۶ است:

$$\begin{aligned}
 y_{1,t} &= \alpha_{1,1} + \sum_{i=1}^{ly_1+d_{\max j}} \beta_{1,1,i} y_{1,t-i} + \sum_{i=1}^{lx_1+d_{\max j}} \delta_{1,1,i} x_{1,t-i} + \varepsilon_{1,1,t} \\
 y_{2,t} &= \alpha_{1,2} + \sum_{i=1}^{ly_1+d_{\max j}} \beta_{1,2,i} y_{1,t-i} + \sum_{i=1}^{lx_1+d_{\max j}} \delta_{1,2,i} x_{2,t-i} + \varepsilon_{1,2,t} \\
 &\quad \cdot \\
 &\quad \cdot \\
 &\quad \cdot \\
 y_{N,t} &= \alpha_{1,N} + \sum_{i=1}^{ly_1+d_{\max j}} \beta_{1,N,i} y_{N,t-i} + \sum_{i=1}^{lx_1+d_{\max j}} \delta_{1,N,i} x_{N,t-i} + \varepsilon_{1,N,t}
 \end{aligned}
 \tag{5}$$

1. granger causality test in heterogeneous mixed panels  
2. Wald test

$$\begin{aligned}
 x_{1,t} &= \alpha_{\tau,1} + \sum_{i=1}^{ly_{\tau}+d_{\max j}} \beta_{\tau,1,i} y_{1,t-i} + \sum_{i=1}^{lx_{\tau}+d_{\max j}} \delta_{\tau,1,i} x_{1,t-i} + \varepsilon_{\tau,1,t} \\
 x_{\tau,t} &= \alpha_{\tau,\tau} + \sum_{i=1}^{ly_{\tau}+d_{\max j}} \beta_{\tau,\tau,i} y_{\tau,t-i} + \sum_{i=1}^{lx_{\tau}+d_{\max j}} \delta_{\tau,\tau,i} x_{\tau,t-i} + \varepsilon_{\tau,\tau,t} \\
 &\quad \cdot \\
 &\quad \cdot \\
 &\quad \cdot \\
 x_{N,t} &= \alpha_{\tau,N} + \sum_{i=1}^{ly_{\tau}+d_{\max j}} \beta_{\tau,N,i} y_{N,t-i} + \sum_{i=1}^{lx_{\tau}+d_{\max j}} \delta_{\tau,N,i} x_{N,t-i} + \varepsilon_{\tau,N,t}
 \end{aligned}
 \tag{۶}$$

که در آن  $y$  نشان‌دهنده رشد اقتصادی است و  $x$  به هزینه‌هایی اشاره می‌کند.  $N$  تعداد اعضای پانل ( $j=1, \dots, N$ )،  $t$  دوره زمانی ( $t=1, \dots, T$ )،  $l$  طول وقفه بهینه است، و  $d_{\max j}$  ماکزیمم درجه هم‌انباشتگی متغیرهای مدل را بین هر یک از اعضای پانل نشان می‌دهد. با اجرای آزمون علیت گرنجری در این سیستم:

۱. چنانچه همه  $\delta_{\tau,j,i}$ ها از نظر آماری غیرصفر و همه  $\beta_{\tau,j,i}$ ها از نظر آماری صفر باشند، علیت یک‌طرفه از  $x$  به  $y$  خواهیم داشت.
۲. چنانچه همه  $\delta_{\tau,j,i}$ ها از نظر آماری صفر و همه  $\beta_{\tau,j,i}$ ها از نظر آماری غیرصفر باشند، علیت یک‌طرفه از  $y$  به  $x$  خواهیم داشت.
۳. اگر همه  $\delta_{\tau,j,i}$ ها و همه  $\beta_{\tau,j,i}$ ها از نظر آماری غیرصفر و معنی‌دار باشند، علیت دوطرفه یا یک جریان بازخورد بین  $x$  و  $y$  خواهیم داشت.
۴. اگر همه  $\delta_{\tau,j,i}$ ها و همه  $\beta_{\tau,j,i}$ ها از نظر آماری غیرصفر و معنی‌دار نباشند، هیچ رابطه علی بین  $x$  و  $y$  وجود ندارد و دو متغیر مستقل خواهند بود (ژی و چن<sup>۱</sup>، ۲۰۱۴: ۹۸).

با اجرای آزمون‌های والد با مقادیر بحرانی بوت‌استرپ خاص هر کشور به بررسی علیت گرنجری از  $x$  به  $y$  در رابطه ۵ و از  $y$  به  $x$  در رابطه ۶ پرداخته می‌شود.

بوت استرپ اساساً یک روش باز نمونه گیری<sup>۱</sup> است. به سبب اختصار، بر روی آزمون علیت از  $x$  به  $y$  در سیستم رابطه ۵ تمرکز می کنیم. یک فرایند مشابه نیز در رابطه ۶ برای بررسی جهت علیت از  $x$  به  $y$  به کار برده می شود. فرایند تولید نمونه های بوت استرپ و مقادیر بحرانی خاص برای هر کشور شامل پنج گام زیر است:

گام اول: نخست، مجموع ماکزیمم درجه هم انباشتگی و طول وقفه بهینه را بین متغیرهای مدل برای هر یک از اعضای پانل (مقاطع) به دست می آوریم. بدین منظور، از آزمون ریشه واحد دیکی- فولر تعمیم یافته<sup>۲</sup> (ADF) و معیارهای تعیین طول وقفه، آکائیک<sup>۳</sup> (AIC)، و شوارتز<sup>۴</sup> (SBC) با حداکثر طول وقفه ۵ استفاده شده است.

گام دوم: با تخمین معادلات سیستم ۵ به روش OLS تحت فرضیه صفر، که هیچ علیتی از  $x$  به  $y$  وجود ندارد (با اعمال محدودیت  $\delta_{i,j} = 0$  برای همه  $j$ ها (کشورها) و  $i$ ها (وقفه ها))، باقی مانده ها را به دست می آوریم:

$$\hat{\varepsilon}_{i,j,t}^y = y_{j,t} + \hat{\alpha}_{i,j} + \sum_{i=1}^{ly_j + d_{\max j}} \hat{\beta}_{i,j,i} y_{j,t-i} + \sum_{i=1}^{lx_j + d_{\max j}} \hat{\beta}_{i,j,i} x_{j,t-i} \quad (7)$$

for  $j = 1, \dots, N$  and  $t = 1, \dots, T$

گام سوم: استاین<sup>۵</sup> (۱۹۸۷) بر آن است که باقی مانده ها طبق رابطه ۸ متمرکز شده اند:

$$\tilde{\varepsilon}_t = \hat{\varepsilon}_t - (T - K - l - 2)^{-1} \sum_{t=k+1}^T \hat{\varepsilon}_t \quad (8)$$

که در رابطه فوق:

$$\hat{\varepsilon}_t = (\hat{\varepsilon}_{1t}, \hat{\varepsilon}_{2t}, \dots, \hat{\varepsilon}_{Nt})', K = \max(k_j) \text{ and } l = \max(d_{\max j}) \quad (9)$$

از این باقی مانده ها ماتریس  $[\tilde{\varepsilon}_{j,t}]_{N \times T}$  را به دست می آوریم و آن ها را باز نمونه گیری می کنیم. برای حفظ همبستگی مقطعی هم زمان در جملات خطا در سیستم ۵، یک ستون کامل از ماتریس  $[\tilde{\varepsilon}_{j,t}]_{N \times T}$  را در یک زمان به طور تصادفی انتخاب می کنیم. باقی مانده های بوت استرپ انتخاب شده را به صورت  $\tilde{\varepsilon}_{j,t}^*$  نشان می دهیم.

1. Re-Sampling
2. Augmented Dicky Fuller
3. Akaike Information Criteria
4. Schwarz Information Criteria
5. Stine

گام چهارم: دوباره تحت فرضیه صفر، که هیچ علیتی از  $x$  به  $y$  وجود ندارد، نمونه استرپ  $y$  را با استفاده از فرمول ۹ تولید می‌کنیم:

$$y_{j,t}^* = \hat{\alpha}_{1,j} + \sum_{i=1}^{ly_j+d_{maxj}} \hat{\beta}_{1,j,i} y_{j,t-i}^* + \sum_{i=1}^{lx_j+d_{maxj}} \hat{\delta}_{1,j,i} x_{j,t-i} + \tilde{\varepsilon}_{1,j,t}^* \quad (10)$$

گام پنجم:  $y_{j,t}^*$  را جایگزین می‌کنیم و سیستم ۵ را بدون اعمال هیچ‌گونه محدودیت پارامتری بر روی آن تخمین می‌زنیم. سپس، آزمون والد را برای هر کشور به طور جداگانه برای بررسی فرضیه صفر، یعنی عدم علیت، انجام می‌دهیم (امیرمحموتگلو، ۲۰۱۴: ۱۰ - ۱۱).

در این روش گام‌های ۳ تا ۵ چندین بار تکرار می‌شوند تا توزیع‌های تجربی آماره‌های آزمون والد به دست آید. آن‌گاه مقادیر بحرانی بوت‌استرپ با انتخاب صدک مناسب از این توزیع‌های نمونه‌ای تولید می‌شود. در این گام ممکن است توزیع نمونه‌ای بوت‌استرپ برای هر آماره آزمون از چند هزار بار تکرار به دست آید. به منظور اجرای آزمون علیت بین متغیرهای مورد بررسی در کل پانل نیز از آزمون فیشر<sup>۱</sup> (۱۹۳۲) استفاده و آماره این آزمون به صورت رابطه ۱۱ تعریف می‌شود:

$$\lambda = -2 \sum_{j=1}^N \ln(p_j) \quad j = 1, \dots, N \quad (11)$$

در رابطه ۱۱،  $p_j$  ارزش احتمال آماره والد به دست آمده از طی کردن مراحل فوق برای مقطع زاست. آماره آزمون فیشر دارای توزیع تقریبی کای دو با درجه آزادی معادل  $2N$  است (امیرمحموتگلو و کوز، ۲۰۱۱: ۸۷۲). به منظور برآورد و تجزیه و تحلیل‌های آماری و اقتصادسنجی نیز از نرم‌افزارهای Excel، Eviews، و R استفاده شد.

## ۲. معرفی متغیرها و توصیف داده‌ها

در این مطالعه، به منظور بررسی علیت بین متغیرهای هزینه‌های نظامی و رشد اقتصادی، از متغیرهایی که در پی می‌آید استفاده شد:

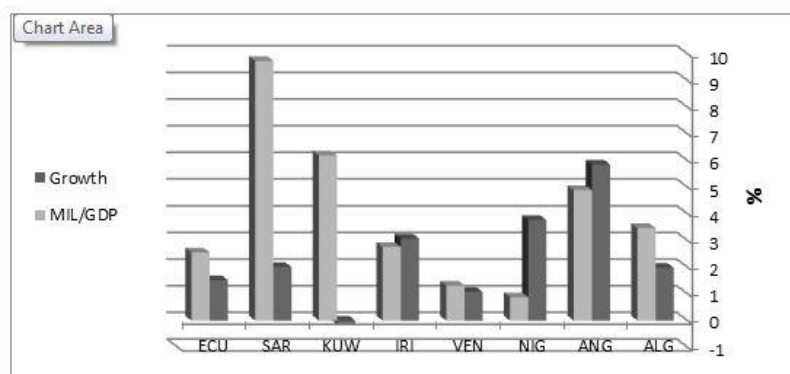
1. Fisher

$(Dlog(GDPpc))_{jt}$ : نرخ رشد تولید ناخالص داخلی سرانه (بر حسب درصد) مقطع (کشور)  $t$  ز در سال  $t$ ، به عنوان پروکسی رشد اقتصادی (از این به بعد این متغیر را با نماد Growth نشان می‌دهیم)؛ (عبارت  $Dlog$  خود گواه نرخ رشد است).

$(\frac{MIL}{GDP})_{jt}$ : سهم هزینه‌های نظامی از تولید ناخالص داخلی (بر حسب درصد) مقطع

(کشور)  $t$  ز در سال  $t$ ، به عنوان پروکسی هزینه‌های نظامی.

قلمرو مکانی این پژوهش شامل هشت کشور عضو اوپک<sup>۱</sup> است (با توجه به در دسترس بودن داده‌ها، از این کشورها استفاده شد و سایر کشورهای عضو به دلیل فقدان داده‌ها حذف شدند): الجزایر (ALG)، آنگولا (ANG)، نیجریه (NIG)، ونزوئلا (VEN)، ایران (IRI)، کویت (KUW)، عربستان (SAR)، و اکوادور (ECU). دوره زمانی انتخاب شده نیز طی سال‌های ۱۹۹۵ - ۲۰۱۲ است. منبع داده‌های مربوط به متغیر هزینه‌های نظامی مؤسسه تحقیقات صلح بین‌المللی استکهلم (SIPRI) و منبع داده‌های مربوط به رشد اقتصادی شاخص‌های توسعه جهانی<sup>۲</sup> (WDI) است.



شکل ۱. متوسط سهم هزینه‌های نظامی از تولید ناخالص داخلی و متوسط رشد اقتصادی کشورهای منتخب اوپک (۱۹۹۵ - ۲۰۱۲)

مأخذ: محاسبات تحقیق با استفاده از داده‌های WDI و SIPRI

۱. هم‌اکنون کل کشورهای عضو این سازمان عبارت‌اند از: ایران، عراق، عربستان، کویت، ونزوئلا، قطر، لیبی، امارات، الجزایر، نیجریه، آنگولا و اکوادور.



شکل ۱ متوسط میزان رشد اقتصادی (بر حسب درصد) و همچنین متوسط سهم هزینه‌های نظامی از تولید ناخالص داخلی را در کشورهای مورد مطالعه به تفکیک طی دوره زمانی ۱۹۹۵ - ۲۰۱۲ نشان می‌دهد. بر اساس این شکل، کشورهای عربستان و کویت، در بین کشورهای منتخب، به ترتیب حدود ۹٫۷ و ۶٫۲ درصد، بالاترین میزان متوسط درصد هزینه‌های نظامی از تولید ناخالص داخلی را طی دوره زمانی تحقیق دارا هستند. در مقابل، کشورهای نیجریه و ونزوئلا، به ترتیب حدود ۰٫۹ و ۱٫۳ درصد، پایین‌ترین سهم مخارج نظامی از تولید ناخالص داخلی را دارا هستند. در زمینه متغیر رشد اقتصادی نیز، کشورهای آنگولا و نیجریه، در بین کشورهای منتخب، به ترتیب حدود ۵٫۹ و ۳٫۸ درصد، دارای بالاترین میزان متوسط رشد اقتصادی طی دوره زمانی تحقیق‌اند. در مقابل، کشورهای کویت و ونزوئلا، به ترتیب حدود ۰٫۱- و ۱٫۳ درصد، دارای پایین‌ترین میزان متوسط رشد اقتصادی‌اند.

بررسی سایر آماره‌های توصیفی متغیرهای مورد استفاده در مطالعه حاضر بسیار می‌تواند به فهم نتایج و شناخت وضعیت کشورهای منتخب عضو اوپک کمک کند. جدول ۱ آماره‌های توصیفی این کشورها را به شکل کامل‌تر و به تفکیک هر کشور و کل کشورها (پانل) نشان می‌دهد.

### نتایج تجربی برآورد مدل

همان‌طور که در روش تحقیق نیز توضیح داده شد، پیش از اجرای آزمون علیت گرنجری پانلی ارائه شده توسط امیرمحموتوگلو و کوز (۲۰۱۱)، بایستی همبستگی مقطعی و ناهمگنی در بین اعضای پانل و در نتیجه ناکارآمدی سایر آزمون‌های علیت گرنجری نشان داده شود. به همین منظور، آزمون‌های همبستگی مقطعی CD پسران (۲۰۰۴) و  $\hat{\Delta}$  پسران و یاماگاتا (۲۰۰۸) انجام شد؛ جدول ۲ نتایج این آزمون‌ها را نشان می‌دهد. با توجه به مقدار آماره این آزمون‌ها و مقادیر بحرانی آن‌ها - که از توزیع نرمال برخوردار است - وابستگی و عدم تجانس بین اعضای پانل در تحقیق حاضر نتیجه‌گیری می‌شود.

جدول ۱. آماره‌های توصیفی متغیرهای مورد استفاده کشورهای منتخب عضو اوپک (۱۹۹۵ - ۲۰۱۲)

کشور	متغیر	میانگین	میانه	کمینه (سال)	بیشینه (سال)
الجزایر	Growth	۱٫۹۸	۱٫۷۰	-۰٫۵۷ (۱۹۹۷)	۴٫۵۰ (۲۰۱۲)
	MIL/GDP	۳٫۴۷	۳٫۴۵	۲٫۶۰ (۲۰۰۶)	۴٫۵۰ (۲۰۱۲)
آنگولا	Growth	۵٫۸۵	۴٫۵۱	-۰٫۹۰ (۲۰۰۹)	۵٫۸۰ (۲۰۰۳)
	MIL/GDP	۴٫۸۹	۴٫۲۵	۲٫۴۰ (۱۹۹۶)	۱۷٫۳۰ (۱۹۹۹)
نیجریه	Growth	۳٫۷۷	۲٫۲۱	-۲٫۷۶ (۱۹۵۵)	۳۰٫۳۴ (۲۰۰۴)
	MIL/GDP	۰٫۸۸	۰٫۸۵	۰٫۵۰ (۲۰۰۶ و ۱۹۹۶)	۱٫۵۰ (۲۰۰۲)
ونزوئلا	Growth	۱٫۰۷	۱٫۷۴	-۱٫۵۲ (۲۰۰۲)	۱۶٫۲۰ (۲۰۰۴)
	MIL/GDP	۱٫۳۲	۱٫۳۵	۰٫۸۰ (۲۰۱۱)	۱٫۸۰ (۱۹۹۷)
ایران	Growth	۳٫۰۸	۳٫۰۵	-۰٫۶۰ (۲۰۰۸)	۶٫۵۷ (۲۰۰۷)
	MIL/GDP	۲٫۷۶	۲٫۷۰	۱٫۸۰ (۱۹۹۵)	۴٫۰۰ (۲۰۰۱)
کویت	Growth	-۰٫۱۴	-۰٫۱۳	-۱۱٫۹۰ (۲۰۰۹)	۲۰۰۳ (۱۳٫۵۴)
	MIL/GDP	۶٫۱۹	۶٫۱۵	۳٫۰۰ (۲۰۰۸)	۱۳٫۶۰ (۱۹۹۵)
عربستان	Growth	۲٫۰۰	۲٫۴۴	-۴٫۱۶ (۲۰۰۲)	۶٫۶۰ (۲۰۱۱)
	MIL/GDP	۹٫۷۴	۹٫۲۵	۸٫۰۰ (۲۰۰۵)	۱۴٫۳۰ (۱۹۹۸)
اکوادور	Growth	۱٫۵۲	۱٫۶۴	-۶٫۶۴ (۱۹۹۹)	۶٫۲۲ (۲۰۰۴)
	MIL/GDP	۲٫۵۶	۲٫۳۵	۱٫۶۰ (۲۰۰۰)	۳٫۷۰ (۲۰۱۱ و ۲۰۰۹)
کل	Growth	۲٫۳۹	۱٫۹۸	۰٫۵۰	۳۰٫۳۴
کشورها	MIL/GDP	۳٫۹۷	۳٫۰۸	-۱۰٫۵۲	۱۷٫۳۰

مأخذ: محاسبات تحقیق با استفاده از داده‌های WDI و SIPRI

جدول ۲. نتایج آزمون‌های وابستگی مقطعی و تجانس (همگنی) بین اعضای پانل

نام آزمون	مقدار آماره	نتیجه
CD	۵٫۸۲***	فرضیه صفر مبنی بر عدم وابستگی مقطعی رد و وابستگی بین مقاطع نتیجه‌گیری می‌شود.
$\tilde{\Delta}$	۶٫۰۸***	فرضیه صفر مبنی بر یکسان بودن شیب تمام مقاطع رد و عدم تجانس بین اعضای پانل نتیجه‌گیری می‌شود.

نشانه \*\*\* معناداری در سطح ۱ درصد است.

مأخذ: محاسبات تحقیق

اجرای آزمون علیت گرنجری پانلی ارائه شده توسط امیرمحموتوگلو و کوز (۲۰۱۱) مستلزم تعیین ماکزیمم درجه هم‌انباشتگی (مانایی) و طول وقفه بهینه بین متغیرهای مدل است. جدول ۳ نتایج تعیین ماکزیمم درجه هم‌انباشتگی را بین متغیرهای مدل برای همه کشورهای مورد مطالعه با استفاده از آزمون ریشه واحد دیکی- فولر تعمیم یافته (ADF) نشان می‌دهد. بر اساس این نتایج، ماکزیمم درجه هم‌انباشتگی برای کشورهای ایران و اکوادور عدد ۲ و برای سایر کشورها عدد ۱ است. نتایج تعیین طول وقفه بهینه نیز بین متغیرهای مدل در هر یک از کشورها با استفاده از معیارهای آکائیک (AIC) و شوارتز (SBC) با حداکثر طول وقفه ۵ انجام شد؛ این نتایج به منظور صرفه‌جویی ارائه نشده است. حاصل جمع ماکزیمم درجه هم‌انباشتگی و طول وقفه بهینه بین متغیرهای مدل در هر کشور وقفه لازم را برای اجرای آزمون علیت گرنجری امیرمحموتوگلو و کوز (۲۰۱۱) تعیین می‌کند.

جدول ۳. نتایج آزمون ریشه واحد دیکی- فولر تعمیم یافته متغیرها

کشور	آماره ADF				
	MIL/GDP			RGDP	
	با دو تفاضل	با یک تفاضل	در سطح	با یک تفاضل	در سطح
الجزایر	-	-۴,۰۹**	-۱,۲۵	-۶,۸۳***	-۳,۰۲
آنگولا	-	-	-۵,۲۰***	-۳,۴۶*	-۱,۷۳
نیجریه	-	-۴,۴۲**	-۲,۲۴	-	-۳,۵۴*
ونزوئلا	-	-	-۳,۳۵*	-۴,۵۵**	-۳,۰۶
ایران	-۳,۴۲*	-۳,۱۲	-۲,۲۴	-	-۳,۵۸*
کویت	-	-	-۳,۸۹**	-۳,۸۸**	-۲,۰۹
عربستان	-	-۳,۹۴**	-۲,۶۷	-	-۳,۸۸**
اکوادور	-۴,۴۵**	-۳,۲۵	-۲,۲۴	-	**۳,۷۸

وقفه انتخابی برای آماره ADF توسط معیار شوارتز انتخاب شده است.

نشانه‌های \*\*\*, \*\*, \* و \* به ترتیب نشان‌دهنده معناداری در سطوح ۱، ۵، و ۱۰ درصد است.

مأخذ: محاسبات تحقیق

بعد از تعیین وقفه لازم، رابطه علیت بین متغیرهای رشد اقتصادی و هزینه‌های نظامی در کشورهای مورد مطالعه با استفاده از آزمون علیت گرنجری ارائه شده توسط امیرمحموتوگلو و کوز (۲۰۱۱) آزمون شد؛ جدول‌های ۴ و ۵ نتایج این آزمون را نشان می‌دهد. جدول‌های ۴ و ۵ به ترتیب نشان‌دهنده نتایج آزمون فرضیه‌های صفر، هزینه‌های نظامی علت گرنجری رشد اقتصادی نیست و رشد اقتصادی علت گرنجری هزینه‌های نظامی نیست برای کشورهای مورد مطالعه است. با توجه به مقدار آماره والد و مقادیر بحرانی بوت‌استرپ (که برای هر کشور متفاوت است)، این فرضیه‌های صفر آزمون می‌شود. چنانچه مقدار آماره والد به دست آمده برای کشوری از مقادیر بحرانی بوت‌استرپ آن کشور بزرگ‌تر باشد، فرضیه صفر رد و فرضیه مقابل آن، یعنی پذیرش علت گرنجری در آن کشور، تأیید می‌شود و برعکس. با توجه به این توضیحات به تشریح نتایج به دست آمده می‌پردازیم.

بر اساس نتایج جدول ۴، مقدار آماره والد به دست آمده برای همه کشورهای مورد مطالعه از مقادیر بحرانی بوت‌استرپ خاص این کشورها در همه سطوح احتمال ۱، ۵، و ۱۰ درصد کوچک‌تر است. با توجه به این نتایج و پذیرش فرضیه صفر، رابطه علیت از سمت هزینه‌های نظامی به رشد اقتصادی در همه کشورهای مورد مطالعه رد می‌شود. همچنین، بر اساس مقدار آماره آزمون فیشر، که با توجه به ارزش احتمالات آماره والد هر یک از اعضای پانل و طبق رابطه ۱۰ به دست می‌آید، رابطه علیت از سمت هزینه‌های نظامی به رشد اقتصادی در کل پانل رد می‌شود. بدین معنا که هزینه‌های نظامی در این کشورها محرک رشد اقتصادی نیست. در توجیه نتیجه به دست آمده می‌توان گفت: از آنجا که اکثر کشورهای مورد مطالعه (مانند عربستان، ونزوئلا، و الجزایر) جزء کشورهای واردکننده عمده تسلیحات نظامی به‌شمار می‌آیند، نمی‌توانند از آثار تراوشی مثبت حاصل از هزینه‌های نظامی و تولید اسلحه و ادوات جنگی در داخل، که به افزایش تقاضای کل و ارتقای سطح سرمایه‌گذاری و اشتغال یا اثر بخشه‌سازی منجر می‌شود، بهره‌مند شوند و از این طریق رشد اقتصادی را تحریک کنند. همچنین، فقدان صنایع دفاعی توسعه‌یافته و پایین بودن بهره‌وری عوامل تولید شاغل در بخش نظامی در این کشورها در به دست آمدن چنین نتیجه‌ای بی‌تأثیر نیست.

بر اساس نتایج جدول ۵، مقدار آمارهٔ والد به‌دست‌آمده برای کشورهای الجزایر، نیجریه، ایران، و کویت از مقادیر بحرانی بوت‌استراپ خاص این کشورها، به‌ترتیب در سطوح احتمال ۵، ۵، ۱۰ و ۱ درصد بزرگ‌تر است. با توجه به این نتایج و عدم پذیرش فرضیهٔ صفر، رابطهٔ علیت از سمت رشد اقتصادی به هزینه‌های نظامی در این کشورها پذیرفته می‌شود. این در حالی است که مقدار آمارهٔ والد به‌دست‌آمده برای کشورهای آنگولا، ونزوئلا، عربستان، و اکوادور از مقادیر بحرانی بوت‌استراپ خاص این کشورها در همهٔ سطوح احتمال ارائه‌شده کوچک‌تر است؛ که این به معنای پذیرش فرضیهٔ صفر و فقدان رابطهٔ علیت از سمت رشد اقتصادی به هزینه‌های نظامی در این کشورهاست. همچنین، بر اساس مقدار آمارهٔ آزمون فیشر، رابطهٔ علیت از سمت رشد اقتصادی به هزینه‌های نظامی در کل پانل در سطح اطمینان ۹۰ درصد پذیرفته می‌شود. بدین معنا که در یک نتیجه‌گیری کلی برای کشورهای مورد مطالعه رابطهٔ علیت از سمت رشد اقتصادی به هزینه‌های نظامی تأیید می‌شود. یکی از مهم‌ترین دلایل توجیه این نتیجه آن است که رشد اقتصادی در کشورهای مورد مطالعه به قیمت نفت و درآمدهای نفتی بسیار وابسته است (با توجه به اینکه حجم درخور توجهی از تولید ناخالص داخلی این کشورها درآمدهای حاصل از صادرات نفت است). با افزایش قیمت نفت و، به تبع آن، افزایش درآمدهای نفتی تولید ناخالص داخلی سرانه (رشد اقتصادی) در این کشورها افزایش می‌یابد. از آنجا که در بسیاری از مطالعات، مانند مطالعات چان (۲۰۱۰) و فرزنانگان (۲۰۱۱)، برای کشورهای نفتی تأثیر مثبت افزایش قیمت نفت و درآمدهای نفتی بر هزینه‌های نظامی نشان داده شده است، با این افزایش رشد اقتصادی هزینه‌های نظامی نیز تحریک خواهد شد و افزایش خواهد یافت.

به طور کلی، بر اساس نتایج جدول‌های ۴ و ۵، رابطهٔ علیت یک‌طرفه از سمت رشد اقتصادی به هزینه‌های نظامی (یا فرضیهٔ رشد منجر به هزینه‌های نظامی) در کشورهای الجزایر، نیجریه، ایران، و کویت تأیید می‌شود. فقدان رابطهٔ علیت بین هزینه‌های نظامی و رشد اقتصادی (یا فرضیهٔ خنثی) نیز برای کشورهای آنگولا، ونزوئلا، عربستان، و اکوادور پذیرفته می‌شود. در کل پانل نیز رابطهٔ علیت یک‌طرفه از سمت رشد اقتصادی به هزینه‌های نظامی نتیجه‌گیری می‌شود. بنابراین، در زمینهٔ

رابطه بین هزینه‌های نظامی و رشد اقتصادی در کشورهای منتخب می‌توان گفت که نتایج به‌دست‌آمده برای همه کشورهای یکسان نبوده است و نمی‌توان به نتیجه‌ای واحد برای تک تک این کشورها دست یافت. نتیجه به‌دست‌آمده در زمینه فقدان رابطه علیت واحد و یکسان بین متغیرهای رشد اقتصادی و هزینه‌های نظامی با نتایج مطالعات ژانگ و همکاران (۲۰۱۴) برای کشورهای بریک، پان و همکاران (۲۰۱۴) برای کشورهای خاورمیانه، و کانگ و مین (۲۰۱۳) برای کشورهای امریکای جنوبی هم‌سویی نزدیکی دارد. نتیجه به‌دست‌آمده برای کشور ایران با نتایج مولایی و همکاران (۱۳۹۳)، فرزائگان (۲۰۱۲)، و صفدری و همکاران (۲۰۱۱) - که در مطالعات تجربی به آن‌ها اشاره شده است - مغایرت دارد. نتیجه به‌دست‌آمده برای کشور نیجریه مبتنی بر تأیید فرضیه رشد منجر به هزینه‌های نظامی با نتیجه مطالعه انیمولا و آککه<sup>۱</sup> (۲۰۱۱) برای این کشور هم‌سویی نزدیکی دارد. تأیید فرضیه رشد منجر به هزینه‌های نظامی برای کشور الجزایر با نتایج مطالعه دوئلا<sup>۲</sup> (۲۰۱۴) برای کشور الجزایر متفاوت است. دوئلا با استفاده از تحلیل‌های هم‌انباشتگی به تأیید فرضیه هزینه‌های نظامی منجر به رشد برای کشور الجزایر رسیده است. نتایج مطالعه پان و همکاران (۲۰۱۴) نیز تأییدکننده نتایج این تحقیق برای کشور کویت است. نتیجه به‌دست‌آمده مبتنی بر تأیید فرضیه خنثی برای کشورهای آنگولا، ونزوئلا، عربستان، و اکوادور با نتایج مطالعات کانگ و مین (۲۰۱۳) برای کشور ونزوئلا هم‌سوست، با نتایج مطالعات پان و همکاران (۲۰۱۴)، صفدری و همکاران (۲۰۱۱)، و الجراح (۲۰۰۵) برای کشور عربستان به ترتیب هم‌سو، هم‌سو، و مغایر (نتیجه مطالعه الجراح (۲۰۰۵) فرضیه بازخورد را برای این کشور تأیید می‌کند) است، و با نتایج مطالعات کانگ و مین (۲۰۱۳) برای کشور اکوادور متناقض است (نتیجه مطالعه کانگ و مین (۲۰۱۳) فرضیه رشد منجر به هزینه‌های نظامی را برای این کشور تأیید می‌کند).

---

1. Enimola & Akoko

2. Duella

جدول ۴. هزینه‌های نظامی علت گرنجری رشد اقتصادی نیست

نتیجه	مقادیر بحرانی بوت‌استرپ			آماره والد	کشور
	۱۰ درصد	۵ درصد	۱ درصد		
MIL/GDP → Growth	۸,۸۵۳	۱۱,۲۲۸	۱۹,۶۳۲	۴,۰۲۴	الجزایر
MIL/GDP → Growth	۸,۴۶۸	۱۰,۱۶۵	۱۸,۸۸۲	۰,۷۴۳	آنغولا
MIL/GDP → Growth	۷,۱۲۴	۱۰,۱۲۴	۱۸,۹۲۲	۱,۸۴۲	نیجریه
MIL/GDP → Growth	۸,۱۲۵	۹,۸۶۱	۲۰,۱۱۲	۲,۱۱۸	ونزوئلا
MIL/GDP → Growth	۷,۳۴۴	۱۰,۰۸۶	۱۹,۵۴۳	۱,۱۸۸	ایران
MIL/GDP → Growth	۶,۱۸۳	۹,۶۹۴	۱۸,۴۱۶	۲,۰۱۲	کویت
MIL/GDP → Growth	۷,۹۴۵	۱۲,۴۳۴	۲۳,۱۵۴	۰,۸۶۹	عربستان
MIL/GDP → Growth	۵,۹۳۲	۸,۲۱۲	۱۸,۹۶۵	۰,۵۹۴	اکوادور
MIL/GDP → Growth	۲۴,۳۱۲	۲۸,۴۵۲	۳۸,۴۵۲	۶,۵۳۲	آماره آزمون فیشر ←

مقادیر بحرانی بوت‌استرپ از ۱۰۰۰۰ بار تکرار به دست آمده است.

نشانه → نشان‌دهنده آن است که رابطه علیت وجود ندارد.

مأخذ: محاسبات تحقیق

جدول ۵. رشد اقتصادی علت گرنجری هزینه‌های نظامی نیست

نتیجه	مقادیر بحرانی بوت‌استرپ			آماره والد	کشور
	۱۰ درصد	۵ درصد	۱ درصد		
Growth → MIL/GDP	۶,۱۵۴	۹,۴۶۳	۲۰,۵۸۸	۱۸,۱۲۸**	الجزایر
Growth → MIL/GDP	۸,۱۴۵	۱۲,۱۲۴	۲۲,۲۱۲	۰,۳۴۳	آنغولا
Growth → MIL/GDP	۹,۲۴۵	۱۳,۸۶۵	۲۵,۸۶۹	۲۳,۲۱۲**	نیجریه
Growth → MIL/GDP	۸,۳۱۲	۱۲,۵۵۱	۲۴,۴۵۵	۱,۰۱۸	ونزوئلا
Growth → MIL/GDP	۷,۱۱۵	۱۱,۴۱۱	۱۸,۲۷۲	۸,۵۴۳*	ایران
Growth → MIL/GDP	۸,۱۳۴	۱۲,۱۸۲	۲۲,۸۱۴	۳۱,۶۴۴***	کویت
Growth → MIL/GDP	۸,۷۶۴	۱۳,۲۱۱	۲۵,۲۱۲	۱,۰۰۲	عربستان
Growth → MIL/GDP	۶,۸۵۲	۱۰,۱۲۸	۲۰,۴۵۲	۰,۸۵۲	اکوادور
Growth → MIL/GDP	۲۴,۸۸۶	۲۹,۲۱۱	۳۶,۴۱۲	۲۶,۷۲۴*	آماره آزمون فیشر ←

مقادیر بحرانی بوت‌استرپ از ۱۰۰۰۰ بار تکرار به دست آمده است.

نشانه‌های →، ⇌، \*\*\*، \*\*، \* و \* به ترتیب نشان‌دهنده رابطه علیت، عدم رابطه علیت، و معناداری در سطوح ۱، ۵، و ۱۰ درصد است.

مأخذ: محاسبات تحقیق

### نتیجه‌گیری و پیشنهادها

یافته‌های این تحقیق با استفاده از رویکرد علیت گرنجری در پانل‌های مختلط نامتجانس ارائه‌شده توسط امیرمحموتوگلو و کوز (۲۰۱۱) نشان می‌دهد که جهت علیت بین هزینه‌های نظامی و رشد اقتصادی در کشورهای منتخب اوپک طی سال‌های ۱۹۹۵ - ۲۰۱۲ با هم متفاوت است. در واقع، برای نتیجه‌گیری واحد، به طور قطع نمی‌توان گفت رابطه بین متغیرهای مذکور از چه فرضیه‌ای پیروی می‌کند.

نتایج پژوهش نشان می‌دهد در کشورهای الجزایر، نیجریه، ایران و کویت فرضیه رشد اقتصادی منجر به هزینه‌های نظامی برقرار بوده است؛ بدین معنا که در این کشورها رشد اقتصادی بالاتر محرک و گسترش‌دهنده هزینه‌های نظامی است؛ در حالی که افزایش هزینه‌های نظامی رشد اقتصادی را تحریک نمی‌کند. این نتیجه نشان می‌دهد که در این کشورها رشد اقتصادی بالاتر مقدم بر افزایش هزینه‌های نظامی است. بنابراین، باید سیاست صرفه‌جویی در هزینه‌های نظامی را در پیش گیرند. در این زمینه پیشنهاد می‌شود برنامه‌ریزان کشورهای یادشده، با توجه به محدودیت بودجه خود، با کاهش هزینه‌های نظامی، زمینه افزایش سایر مخارج محرک رشد اقتصادی، مانند مخارج آموزشی، بهداشتی، را فراهم کنند. در این صورت، این کشورها می‌توانند با دستیابی به رشد اقتصادی بالاتر، طبق نتایج این تحقیق، هزینه‌های نظامی خود را نیز گسترش دهند. ذکر این نکته ضروری است که صرف هزینه‌های نظامی در برخی از این کشورها - به دلیل موقعیت خاص آن‌ها در منطقه، مانند کشور ایران، و به طور کلی در همه کشورهای یادشده - به منظور حفظ امنیت (که فاکتور بسیار مهمی در افزایش سرمایه‌گذاری داخلی و خارجی در کشور است) ضروری است. در این زمینه این کشورها می‌توانند با بهبود روابط خارجی در سایه تعامل مثبت با سایر کشورها از شدت تهدیدهای خارجی بکاهند و بدون نیاز به افزایش هزینه‌های نظامی امنیت را در کشور افزایش دهند. همچنین، در این کشورها باید مقدار بهینه و متوازن هزینه‌های بخش نظامی و سایر بخش‌های اقتصادی در تخصیص امکانات مالی در جهت بهبود رشد اقتصادی شناسایی شود.



سایر نتایج پژوهش نشان می‌دهد که در کشورهای آنگولا، ونزوئلا، عربستان و اکوادور فرضیه خنثی برقرار است؛ بدین معنا که در این کشورها رشد اقتصادی و هزینه‌های نظامی هیچ رابطه‌ای با یکدیگر ندارند و تحریک هیچ یک از این متغیرها نمی‌تواند دیگری را تحریک کند. این نتیجه نشان می‌دهد که افزایش هزینه‌های نظامی در این کشورها نتوانسته باعث بهبود رشد اقتصادی شود. در این زمینه توصیه می‌شود سیاستمداران و برنامه‌ریزان این کشورها هزینه‌های نظامی خرج شده را (به جای واردات اسلحه) صرف گسترش صنایع نظامی پیشرفته کنند و با تجدیدنظر در روش‌های جاری، تأمین نیروی انسانی، و تدارکات بخش نظامی زمینه ارتقای کارایی در این بخش را فراهم سازند. تحت چنین شرایطی می‌توان با تولید اسلحه و ادوات نظامی در داخل کشور- به جای خرید از خارج- ضمن کاهش وابستگی نظامی به قدرت‌های نظامی جهان، با ایجاد اشتغال و رونق اقتصادی و صادرات اسلحه به کشورهای مختلف جهان، بهبود تراز تجاری را به‌وجود آورد و با آثار تراوشی مثبت به‌دست‌آمده از بخش نظامی رشد اقتصادی را فراهم کرد.

## منابع

۱. مولایی، محمد، گلخندان، ابوالقاسم و گلخندان، داود (۱۳۹۳). «رابطه مخارج دفاعی و رشد اقتصادی در ایران»، فصل‌نامه راهبرد اقتصادی، ۹، ۷۳ - ۹۹.
2. Al-Jarrah, M.A. (2005). Defense spending and economic growth in an oil-rich country: The case of Saudi Arabia, *Pakistan Economic and Social Review*, XLIII (2): 151-166.
3. Al-Yousif, Y.K. (2002). Defense spending and economic growth: Some empirical evidence from the Arab Gulf region, *Defence and Peace Economics*, 13(3): 187-197.
4. Ando, S. (2009). The impact of defense expenditure on economic growth: Panel data analysis based on the Feder model, *The International Journal of Economic Policy Studies*, 4(8): 141-154.
5. Arellano, M. & Bond, S. (1991). Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations, *Rev. Econ. Stud.*, 58: 277-297.

6. Benoit, E. (1973). *Defense and economic growth in developing countries*, Boston, MA: Health and CO, Lexington Books.
7. Biswas, R. & Ram, R. (1986). Military expenditure and economic growth in LDC: An augmented model and further evidence, *Economic Development and Cultural Change*, 34(2): 361-372.
8. Benoit, E. (1978). Growth and defense in developing countries, *Economic Development and Cultural Change*, 26 (2): 271-280.
9. Breitung, J. (2005). A parametric approach to the estimation of cointegration vectors in panel data, *Econometric Reviews*, 24(2): 151-173.
10. Breusch, T. & Pagan, A. (1980). The LM test and its application to model specification in econometrics, *Review of Economic Studies*, 47(1): 239-253.
11. Cappelen, A., Gleditsch, N.P. & Bjerkholt, O. (1984). Military spending and economic growth in the OECD countries, *Journal of Peace Research*, 21(4): 361-373.
12. Chang, T.Y., Fang, W., Wen, L.F. & Liu, C.W. (2001). Defence spending, economic growth and temporal causality: Evidence from Taiwan and Mainland China 1952–1995, *Applied Economics*, 33 (10): 1289-1299.
13. Chang, H.C., Huang, B.N. & Yang, C.W. (2011). Military expenditure and economic growth across different groups: A dynamic panel Granger-causality approach, *Economic Modelling*, 28(6): 2416-2423.
14. Chang, H.C., Lee, C.C., Hung, K. & Lee, K.H. (2014). Does military spending really matter for economic growth in China and G7 countries: The roles of dependency and heterogeneity, *Defence and Peace Economics*, 25(2): 177-191.
15. Chen, P.F., Lee, C.C., Hung, K. & Chiu, Y.B. (2014). The nexus between defense expenditure and economic growth: New global evidence, *Economic Modelling*, 36: 474-483.
16. Chun, C.K.S. (2010). *Do oil exports fuel defense spending?*, Strategic Studies Institute (SSI), United States Army War College.
17. Creane, S., Goyal, R., Mobarak, A.M. & Sab, R. (2004). Evaluating financial sector development in the Middle East and North Africa: New methodology and some new results, *Topics in Middle Eastern and North African Economies*, 10: 14-25.
18. Deger, S. (1986). Economic development and defense expenditure, *Economic Development and Cultural Change*, 34(2): 361-372.

19. Deger, S. & Sen, S. (1983). Military expenditure, spin-off and economic development, *Journal of Development Economics*, 13(1-2): 67-83.
20. Deger, S. & Smith, R. (1983). Military expenditure and growth in less developed countries, *Journal of Conflict Resolution*, 28(2): 335-353.
21. Dickey, D.A. & Fuller, W.A. (1981). Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root, *Econometrica*, 49: 1057-1079.
22. Duella, A. (2014). Military burden and economic growth: Evidence from a multivariate cointegration analysis, *Journal of Global Economics*, 2(3): 1-6.
23. Dunne, P. & Vougas, D. (1999). Military spending and economic growth in South Africa, *Journal of Conflict Resolution*, 43(4): 521-537.
24. Emirmahmutoglu, F. (2014). Causal relationship between asset prices and output in the US: Evidence from state-level panel granger causality test, *Department of Economics Working Paper Series*, 1-31.
25. Emirmahmutoglu, F. & Kose, N. (2011). Testing for granger causality in heterogeneous mixed panels, *Economic Modelling*, 28: 870-876.
26. Enimola, S. & Akoko, A. (2011). Defense expenditure and economic growth: The Nigeria experience 1977-2006.
27. Farzanegan, M.R. (2011). Oil revenue shocks and government spending behavior in Iran, *Energy Economics*, 33: 1055-1069.
28. Farzanegan, M.R. (2012). Military spending and economic growth: The case of Iran, *Defence and Peace Economics*.  
<http://dx.doi.org/10.1080/10242694.2012.723160>
29. Fisher, R.A. (1932). *Statistical methods for research workers*, 4th edition, Oliver and Boyd, Edinburgh.
30. Gerace, M. (2002). US military expenditures and economic growth: Some evidence from spectral methods, *Defence and Peace Economics*, 13 (1): 1-11.
31. Grobar, L.M. & Porter, R.C. (1989). Benoit revisited: Defense spending and economic growth in less developed countries, *Journal of Conflict Resolution*, 33(2): 318-345.
32. Hoyos, R.E. & Sarafidis, V. (2006). Testing for cross-sectional dependence in panel data models, *Stata Journal*, 6 (4): 484-496.
33. Joerding, W. (1986). Economic growth and defense spending: Granger causality, *Journal of Development Economics*, 21(1): 35-40.

34. Kar, M., Şaban, N. & Ađır, H. (2011). Financial development and economic growth nexus in the MENA countries: Bootstrap Panel Granger Causality Analysis, *Economic Modelling*, 28 (1-2): 685-693.
35. Karagol, E. & Palaz, S. (2004). Does defense expenditure deter economic growth in Turkey? A cointegration analysis, *Defence and Peace Economics*, 15 (3): 289-298.
36. Kollias, C., Manolas, G. & Paleologou, S.Z. (2004). Defence expenditure and economic growth in the European Union: A causality analysis, *Journal of Policy Modeling*, 26(5): 553-569.
37. Kónya, L. (2006). Exports and growth: Granger causality analysis on OECD countries with a panel data approach, *Economic Modelling*, 23(6): 978-992.
38. Kung, H.H. & Min, C.H. (2013). Military spending and economic growth nexus in sixteen Latin and South American countries: A bootstrap panel causality test, *Romanian Journal of Economic Forecasting*, XVI(4): 171-185.
39. Kusi, N.K. (1994). Economic growth and defense spending in developing countries: A causal analysis, *Journal of Conflict Resolution*, 38(1): 152-159.
40. LaCivita, C.J. & Frederiksen, P.C. (1991). Defense spending and economic growth, an alternative approach to the causality issue, *Journal of Development Economics*, 35(1): 117-126.
41. Lee, C.C. & Chen, S.T. (2007). Do defenses expenditures spur GDP: A panel analysis from OECD and non- OECD countries, *Defence and Peace Economics*, 18(3): 265-280.
42. Lim, D. (1983). Another look at growth and defense in less developed Countries, *Economic Development and Cultural Change*, 31(2): 377-384.
43. Narayan, P.K. & Singh, B. (2007). Modelling the relationship between defense spending and economic growth for the Fiji Islands, *Defence and Peace Economics*, 18(4): 391-401.
44. Pan, C., Chang, T. & Rufael, Y.W. (201۵). Military spending and economic growth in the Middle East countries: Bootstrap panel causality test, *Defence and Peace Economics*, 26(4):443-456.
45. Pesaran, M.H. (2004). General diagnostic tests for cross section dependence in panels, *Cambridge Working Papers in Economics*, No. 0435.
46. Pesaran, M.H. (2006). Estimation and inference in large heterogeneous panel with a multifactor error structure, *Econometrica*, 74(4): 967-1012.

47. Pesaran, M.H. & Yamagata, T. (2008). Testing slope homogeneity in large panels, *Journal of Econometrics*, 142(1): 50-93.
48. Pradhan, R.P. (2010). Modeling the nexus between defense spending and economic growth in Asean-5: Evidence from cointegrated panel analysis, *African Journal of Political Science and International Relations*, 4(8): 297-307.
49. Ram, R. (1995). Defense expenditure and economic growth, *Handbook of Defense Economics*, 1: 251-274.
50. Safdari, M., Keramati, J. & Mahmoodi, M. (2011). The relationship between military expenditure and economic growth in four Asian countries, *Chin. Bus. Rev.*, 10: 112-118.
51. Sezgin, S. (2001). An empirical analysis of Turkey's defence-growth relationships with a multi-equation model (1956-1994), *Defence and Peace Economics*, 12 (1): 69-86.
52. SIPRI (Stockholm International Peace Research Institute) (2014). *Yearbooks armaments and disarmaments and international security*", SIPRI-Oxford University Press, New York, Various Issues.
53. Stine, R.A. (1987). Estimating properties of autoregressive forecasts, *Journal of the American Statistical Association*, 82: 1072-1078.
54. Toda, H.Y. & Yamamoto, T. (1995). Statistical inference in vector autoregressions with possibly integrated process, *J. Econ.*, 66: 225-250.
55. Xie, Z. & Chen, S.W. (2014). Untangling the causal relationship between government budget and current account deficits in OECD countries: Evidence from bootstrap panel Granger causality, *International Review of Economics and Finance*, 31: 95-104.
56. Zhong, M., Chang, T., Goswami, S. & Gupta, R. (2014). The nexus between military expenditures and economic growth in the BRICS and the US: A bootstrap panel causality test, *Working Paper*, 1-25.