

## تأثیر هزینه‌های نظامی بر نابرابری درآمد در کشورهای عضو سازمان کنفرانس اسلامی (OIC) با تأکید بر نقش فساد

ابوالقاسم گل‌خندان<sup>۱\*</sup>

مجید بابایی آغ اسمعیلی<sup>۲</sup>

### چکیده

شواهد تجربی به‌دست‌آمده از مطالعات انجام‌شده در کشورهای مختلف جهان، حاکی از آنست که نابرابری درآمد از هزینه‌های نظامی متأثر می‌شود. شدت این اثرپذیری با توجه به سطوح مختلف فساد می‌تواند متفاوت باشد. بر این اساس پژوهش حاضر با استفاده از داده‌های پانل کشورهای عضو سازمان کنفرانس اسلامی (OIC) طی دوره‌ی زمانی ۲۰۱۴-۲۰۰۳، به بررسی ارتباط بین هزینه‌های نظامی و نابرابری درآمد با تأکید بر نقش فساد پرداخته است. به این منظور از تحلیل‌های هم‌انباشتگی پانلی و برآوردگر گشتاورهای تعمیم‌یافته (GMM) استفاده شده است. نتایج حاصل از برآورد مدل نشان می‌دهد که هزینه‌های نظامی و فساد اثر مثبت و معناداری بر نابرابری درآمد در کشورهای عضو OIC داشته‌اند. همچنین، نتایج حاکی از آنست که تعامل بین هزینه‌های نظامی و فساد، مثبت و معنادار است و بیان‌گر این حقیقت است که تأثیر هزینه‌های نظامی بر نابرابری درآمد، غیرخطی است و به سطح فساد وابسته می‌باشد. به این صورت که با افزایش (کاهش) سطح فساد در کشورهای مورد مطالعه، تأثیر مثبت هزینه‌های نظامی بر نابرابری درآمد افزایش (کاهش) می‌یابد.

### واژه‌های کلیدی:

هزینه‌های نظامی، نابرابری درآمد، فساد، کشورهای عضو OIC، روش گشتاورهای تعمیم‌یافته (GMM).

<sup>۱</sup> دانشجوی دوره دکتری اقتصاد دانشگاه لرستان

<sup>۲</sup> دانشجوی دوره دکتری اقتصاد دانشگاه ارومیه

\* نویسنده مسئول:

## مقدمه

توزیع درآمد به دلیل ارتباط نزدیکی که با مباحث مربوط به عدالت اجتماعی داشته و نقش آن در تعیین سطح زندگی افراد، همواره مورد توجه کارشناسان اقتصادی و سیاست‌گذاران بوده است تا بتوانند با تصمیم‌گیری‌های مناسب شکاف‌های اقتصادی بین سطوح درآمدی مختلف را کاهش دهند. از طرفی تلاش جهت کاهش نابرابری، بدون توجه به عوامل تأثیرگذار بر آن مفهومی ندارد. از این‌رو شناخت عوامل مؤثر بر نابرابری درآمد اهمیت زیادی به خود می‌گیرد (ابونوری و همکاران، ۱۳۸۷).

در مطالعات تجربی گذشته، به‌طور گسترده‌ای به بررسی عوامل و متغیرهای کلان اقتصادی مؤثر بر نابرابری درآمد، نظیر؛ درآمد سرانه، تورم، هزینه‌های دولت، درآمدهای مالیاتی، بهره‌وری، حداقل دستمزد، بیکاری، توسعه مالی و ... پرداخته شده است (Burkhard, 2013). در این راستا، یکی از متغیرهای کلان اقتصادی مؤثر بر نابرابری درآمد، که به‌تازگی مورد توجه پژوهش‌گران قرار گرفته، مخارج نظامی است. مخارج نظامی یکی از اقلام مهم و قابل توجه هزینه‌های دولتی در اکثر کشورهاست و نقش مهمی در ایجاد امنیت داخلی و خارجی ایفا می‌کند و به‌طور مستقیم و غیرمستقیم بر ثبات و رشد اقتصادی هر جامعه‌ای تأثیرگذار است. شواهد تجربی به‌دست‌آمده از مطالعات انجام‌شده در کشورهای مختلف جهان، نظیر مطالعات الورن<sup>۱</sup> (۲۰۱۲)، علی<sup>۲</sup> (۲۰۱۲)، منگ و همکاران<sup>۳</sup> (۲۰۱۳)، ولد-رافائل<sup>۴</sup> (۲۰۱۵) و رضا و همکاران<sup>۵</sup> (۲۰۱۷)، حاکی از آنست که نابرابری درآمد از هزینه‌های نظامی (به‌صورت منفی و یا مثبت) متأثر می‌شود.

نظر به این‌که سهم مخارج نظامی از GDP (بار نظامی)<sup>۶</sup> در کشورهای عضو سازمان کنفرانس اسلامی<sup>۷</sup> (OIC)، به‌عنوان کشورهای مسلمان و درحال توسعه، نسبت به سایر کشورهای دنیا از مقدار قابل توجهی برخوردار بوده است (با توجه به گزارشات سالیانه مؤسسه تحقیقات صلح بین‌الملل استکلهم<sup>۸</sup> (۲۰۱۵)) و از طرفی در این کشورها تأکید ویژه‌ای بر رفع نابرابری درآمد می‌شود، بررسی تأثیر هزینه‌های نظامی بر نابرابری درآمد در کشورهای عضو

1. Elveren

2. Ali

3. Meng et al.

4. Wolde-Rufael

5. Raza et al.

6. Defense Burden

7. Organization of Islamic Conference

8. Stockholm International Peace Research Institute (SIPRI)

(OIC)، مهم جلوه می‌کند. چراکه تاکنون مطالعه‌ای در این زمینه برای کشورهای یادشده انجام نشده است.

از طرفی با توجه به اثرگذاری فساد بر مخارج نظامی با توجه به برخی از مطالعات تجربی نظیر گوپتا و همکاران<sup>۱</sup> (۲۰۰۱)، می‌توان انتظار داشت که در سطوح مختلف از فساد، میزان تأثیرپذیری نابرابری درآمد از هزینه‌های نظامی تغییر کند. این موضوع در کشورهای عضو OIC، با توجه به وضعیت نامطلوب این کشورها از لحاظ شاخص فساد (با توجه به گزارشات سالانه سازمان شفافیت جهانی<sup>۲</sup> (۲۰۱۵)) از اهمیت بالایی برخوردار است. لذا در نظر گرفتن اثر تعاملی فساد و هزینه‌های نظامی بر نابرابری درآمد در این مطالعه، مهم‌ترین وجه تمایز و نوآوری آن نسبت به سایر مطالعات تجربی انجام‌شده در زمینه موضوع تحقیق است.

با توجه به توضیحات فوق، هدف اصلی این تحقیق، بررسی تأثیر هزینه‌های نظامی بر نابرابری درآمد در کشورهای OIC با تأکید بر نقش فساد طی دوره‌ی زمانی ۲۰۱۴-۲۰۰۳ است. بنابراین، آنچه به‌عنوان سؤالات اساسی این تحقیق مطرح می‌شوند، آن است که آیا رابطه بلندمدت بین هزینه‌های نظامی، فساد، اثر تعاملی بین این دو و نابرابری درآمد در کشورهای OIC وجود دارد؟ و در صورت وجود این رابطه بلندمدت، نوع این رابطه چگونه است؟ به این منظور، مطالعه حاضر سعی دارد با استفاده از اطلاعات و داده‌های آماری کشورهای OIC و روش‌ها و آزمون‌های معتبر اقتصادسنجی، سؤالات فوق را در بوته آزمون تجربی قرار دهد.

## مرور مبانی نظری و پیشینه‌های پژوهش

### مبانی نظری

موضوع اقتصاد و رابطه‌ی آن با نظامی‌گری، بحث بسیار مهم و پیچیده‌ای است که از زوایای مختلف قابل تأمل و بررسی است. اقتصاد از ناحیه فعالیت‌های نظامی می‌تواند رشد یابد و هم مورد آسیب قرار گیرد. بعضی از کشورها از طریق تولید و فروش تسلیحات جنگی توانسته‌اند ارز قابل توجهی به دست آورند. شعله‌ور شدن آتش جنگ در نقاط مختلف جهان تا حدودی متأثر از ملاحظات اقتصادی تولیدکنندگان این سلاح‌هاست که در کنار عوامل دیگری از قبیل نیل به اهداف سیاسی، آزمایش عملی سلاح‌ها و فراهم آمدن بستر لازم برای تحقیقات بیشتر در خصوص سلاح‌های پیشرفته، همیشه مورد توجه تولیدکنندگان بوده است. در کشورهای

<sup>۱</sup>. Gupta et al.

<sup>۲</sup>. Transparency International

عقب‌مانده و در حال توسعه وضعیت تاحدود زیادی متفاوت است. به طوری که در کشورهای یاد شده، هزینه‌های نظامی که معمولاً برای تأمین امنیت صرف می‌شود، توان اقتصادی کشورها را تحلیل برده و در نتیجه معیشت و فرآیند توسعه را تحت تأثیر قرار می‌دهد (دیزجی و همکاران، ۱۳۸۸: ۱۱۸).

علی‌رغم نگرانی‌های زیاد برخی از محققان و سازمان‌های بین‌المللی در سرتاسر جهان در مورد روند رو به رشد نابرابری درآمد در کشورهای توسعه‌یافته و در حال توسعه (Jaumotte et al., 2008; Ali, 2011; Milanovic, 2011; OECD, 2011a, 2011b; Asian Development Bank, 2012)، به نقش هزینه‌های نظامی به‌عنوان یک عامل تعیین‌کننده در نابرابری درآمد توجه کم‌تری در سطح نظری و تجربی شده است. این در حالی است که تاکنون مطالعات گسترده‌ای در زمینه هزینه‌های نظامی و رشد اقتصادی انجام شده است (گل‌خندان، ۱۳۹۳؛ گل‌خندان و همکاران، ۱۳۹۴؛ مولایی و گل‌خندان، ۱۳۹۵؛ ویجورا و وب<sup>۱</sup>، ۲۰۱۱؛ دان و نیکولایدو<sup>۲</sup>، ۲۰۱۲؛ هو و چن<sup>۳</sup>، ۲۰۱۳؛ مولایی و گل‌خندان<sup>۴</sup>، ۲۰۱۵).

به‌طور کلی اثر هزینه‌های دولتی که هزینه‌های نظامی قسمتی از آنست، بر سطح نابرابری درآمد می‌تواند در هر جهتی (مثبت یا منفی) باشد. البته باور آن است که در جهت کاهش نابرابری عمل نماید. اثر هزینه‌های دولتی بر توزیع درآمد بستگی به توزیع این مخارج بین بخش‌ها، مناطق و گروه‌های درآمدی خواهد داشت. مخارج سرمایه‌ای می‌توانند با افزایش بهداشت و آموزش و پرورش از حلقه بهره‌وری نیروی کار بر وضعیت توزیع درآمد آثار مساعدی داشته باشند. به‌عبارت دیگر هزینه‌های (اجتماعی) دولت از طریق افزایش ظرفیت درآمدی اشخاص و خانوارها می‌تواند به تقلیل نابرابری کمک کند. طبق مطالعات تجربی چپو و همکاران<sup>۵</sup> (۲۰۰۰) و بلیجر و گایرریو<sup>۶</sup> (۱۹۹۰)، هزینه‌های دولتی ممکن است به‌دلایل مختلف مانند؛ روش تأمین مالی هزینه‌های دولتی، ترکیب هزینه‌های دولتی و توزیع این مخارج بین بخش‌ها، آثار مساعد یا نامساعدی بر توزیع درآمد داشته باشند.

با این وجود در زمینه رابطه هزینه‌های نظامی و نابرابری درآمد سه فرضیه کلی به‌صورت زیر وجود دارد:

- 
1. Wijeweera & Webb
  2. Dunne & Nikolaidou
  3. Hou & Chen
  4. Mowlaei & Golkhandan
  5. Chu et al.
  6. Blejer & Guerrero

فرضیه اول، فرضیه «تضعیف (کاهش) نابرابری»<sup>۱</sup> نام دارد؛ که فرض می‌کند هزینه‌های نظامی بالاتر می‌تواند تقاضای کل و اشتغال بالاتری را برای قشر فقیر به‌همراه داشته باشد و نابرابری درآمد را کاهش دهد؛ به‌ویژه اگر صنعت دفاعی، کاربر بوده و محصولات نظامی در داخل کشور تولید شوند (Hirinissa et al., 2009؛ Lin & Ali, 2009؛ Elverren, 2012). هم‌چنین، اگر با افزایش هزینه‌های نظامی، سایر بخش‌های اقتصادی مانند تأمین اجتماعی، آموزش، بهداشت و ... منتفع گردند؛ ممکن است تأثیر این بازتوزیع، منافع را کم‌تر کاهش دهد و به بهبود توزیع درآمد بیانجامد. از جمله شواهد تجربی که از این فرضیه پشتیبانی و حمایت می‌کند می‌توان به مطالعه انجام‌شده توسط علی (۲۰۱۲) برای کشورهای منطقه منا<sup>۲</sup> اشاره کرد. نتایج این مطالعه حاکی از آن است که هزینه‌های نظامی تأثیر قوی و منفی بر نابرابری درآمد دارد و این نشان‌دهنده‌ی آن است که در این کشورها افزایش هزینه‌های نظامی می‌تواند سطح نابرابری درآمد را کاهش دهد.

فرضیه دوم، فرضیه «گسترش (افزایش) نابرابری»<sup>۳</sup> نام دارد. از آنجایی که صنایع دفاعی نسبت به صنایع غیردفاعی در درجه اول از کارگران با مهارت بالاتر و درآمد بهتر، بهره‌مند است؛ لذا هزینه‌های نظامی می‌تواند شکاف‌های دستمزد بین‌بخشی را گسترش دهد (Ali, 2007). بنابراین در صورتی که محصولات صنعت دفاعی در جهت استفاده بیش‌تر از کارگران ماهر نسبت به نیروی کار غیرماهر باشد، می‌تواند شکاف بازدهی بین این دو دسته از کارگران را گسترش دهد. هم‌چنین، وجود گروه‌های ذی‌نفع در بخش صنعت دفاعی می‌تواند از طریق انحراف بودجه به نفع مخارج نظامی، به بهای کاهش بودجه سایر بخش‌ها، توزیع درآمد را بدتر و نابرابری درآمد را افزایش دهد (Wolde-Rufael, 2014: 4). علاوه بر این، بودجه اختصاص‌یافته به مخارج نظامی، به بهای بهبود سایر خدمات رفاهی، می‌تواند دولت رفاه را از بازپرداخت درآمد از طریق پرداخت‌های انتقالی محدود کند (Elverren, 2012). از جمله شواهد تجربی در این زمینه می‌توان به مجموعه مطالعات آبل<sup>۴</sup> (۱۹۹۴)، علی (۲۰۰۷ و ۲۰۱۲)، تنگور و الورن<sup>۵</sup> (۲۰۱۲)، کنتور و همکاران<sup>۶</sup> (۲۰۱۲) و منگ و همکاران (۲۰۱۳) اشاره کرد. این

<sup>۱</sup>. Inequality-Narrowing

<sup>۲</sup>. مخفف عبارت (Middle East and North Africa) به معنی خاورمیانه و شمال آفریقا است که برای نامیدن کشورهای که در منطقه خاورمیانه و شمال آفریقا قرار دارند، به‌کار می‌رود.

<sup>۳</sup>. Inequality-Widening

<sup>۴</sup>. Abell

<sup>۵</sup>. Tongur & Elverren

<sup>۶</sup>. Kentor et al.

مطالعات در جهت حمایت از فرضیه دوم یعنی «هزینه‌های نظامی بالاتر منجر به نابرابری بالاتر» می‌باشد. هم‌چنین، هیرنیسا و همکاران<sup>۱</sup> (۲۰۰۹) دریافتند که علیت یک‌طرفه از هزینه‌های نظامی به نابرابری درآمد در مالزی و علیت دو طرفه در مورد سنگاپور وجود دارد. به‌طور مشابه وادلاماننتی<sup>۲</sup> (۲۰۰۸) به این نتیجه رسید که هزینه‌های نظامی بر نابرابری درآمد در گروهی از اقتصادهای جنوب آسیا مانند هند، پاکستان، سریلانکا و بنگلادش تأثیر مثبت دارد.

فرضیه سوم، «فرضیه خنثی»<sup>۳</sup> است که فرض می‌کند تأثیر هزینه‌های نظامی بر توزیع درآمد می‌تواند ناچیز باشد؛ چرا که هزینه‌های نظامی ممکن است بخش ناچیزی از کل هزینه‌های دولتی را تشکیل دهد و یا نیروی کار در صنایع دفاعی، بخش ناچیزی از کل نیروی نیروی کار باشد. علاوه بر این اگر دولت، هزینه‌های نظامی را صرف هزینه‌های بهبود رفاه، مانند آموزش، بهداشت و رفاه اجتماعی نکند، تأثیر هزینه‌های دفاعی بر نابرابری درآمد نیز ممکن است، ناچیز باشد (Wolde-Rufael, 2014: 4). شواهد تجربی که از این فرضیه حمایت می‌کنند، می‌توان به مطالعات هیرنیسا و همکاران (۲۰۰۹) اشاره کرد که هیچ ارتباط معناداری بین هزینه‌های نظامی و نابرابری درآمد در کشورهای اندونزی، فیلیپین، هند و کره جنوبی پیدا نکردند. به‌همین ترتیب لین و علی<sup>۴</sup> (۲۰۰۹) هیچ شواهد تجربی برای حمایت از رابطه علی در هر دو جهت بین هزینه‌های نظامی و نابرابری درآمد نیافتند.

از آنجایی که سه فرضیه فوق، سه پیش‌بینی متضادی از تأثیر هزینه‌های دفاعی بر توزیع درآمد دارند و هم‌چنین اثر این رابطه ممکن است در کشورهای مختلف و در مراحل مختلف توسعه اقتصادی آن‌ها ناهمگن باشد، بنابراین مطالعات موردی، خاص هر کشور بوده و در این زمینه اتفاق نظر وجود ندارد (Wolde-Rufael, 2014: 5). علاوه بر این، همان‌طور که در بخش مقدمه نیز گفته شد، بعضی از مطالعات تجربی به این نتیجه رسیده‌اند که فساد می‌تواند سطح و میزان هزینه‌های نظامی را از کانال‌های متعددی متأثر کند و افزایش دهد. لذا ممکن است که اثر هزینه‌های نظامی بر نابرابری درآمد در سطوح مختلفی از فساد متفاوت باشد.

1. Hirinissa et al.

2. Vadlamannati

3. Neutrality Hypothesis

4. Lin & Ali

### پیشینه‌های پژوهش

در باب تأثیر عوامل مختلف اقتصادی بر نابرابری درآمد و همچنین، تأثیر هزینه‌های نظامی بر رشد اقتصادی، مطالعات داخلی متعددی انجام شده است، اما براساس بررسی‌های انجام‌شده توسط نویسندگان، هیچ مطالعه داخلی به بررسی تأثیر هزینه‌های نظامی و فساد بر نابرابری درآمد نپرداخته است. همچنین مطالعه حاضر از لحاظ مدل‌سازی و بررسی تأثیر هزینه‌های بر نابرابری درآمد با توجه به نقش فساد در این اثرگذاری، با مطالعات خارجی انجام‌شده در این زمینه نیز متفاوت است. با توجه به این نکات، اهم مطالعات خارجی انجام‌شده در زمینه موضوع تحقیق و مطالعات داخلی نزدیک به آن، به ترتیب در ادامه آمده‌اند.

رضا و همکاران (۲۰۱۷)، به بررسی تأثیر هزینه‌های نظامی بر نابرابری درآمد در کشور پاکستان پرداخته است. نتایج این مطالعه با استفاده از «آزمون هم‌انباشتگی کرانه‌ها»<sup>۱</sup> و روش خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی<sup>۲</sup> (ARDL) برای دوره زمانی ۲۰۱۲-۱۹۷۲، نشان می‌دهد که هزینه‌های نظامی تأثیر مثبت و معناداری بر نابرابری درآمد در بلندمدت داشته است. نتایج حاصل از علیت گرنجری تودا و یاماموتو<sup>۳</sup> (T&Y) نیز مؤید علیت یک‌طرفه از هزینه‌های نظامی به نابرابری درآمد است.

تاگامی<sup>۴</sup> (۲۰۱۶)؛ در مطالعه‌ای تحت عنوان «هم‌بست نظامی-صنعتی»<sup>۵</sup> (MIC)، هزینه‌های نظامی و نابرابری درآمد: تجزیه و تحلیل پانل دیتا» به بررسی تأثیر کمی MIC بر نابرابری درآمد در ۲۴ کشور منتخب در بازه زمانی ۲۰۰۱ تا ۲۰۱۴ و با استفاده از روش گشتاورهای تعمیم‌یافته<sup>۶</sup> (GMM) پرداخته است. در این مطالعه از شاخص‌های تجارت عمده اسلحه و حوادث تروریستی، به‌عنوان متغیرهای کنترل و از شاخص تایل بر اساس مصرف نهایی خانوار، ضریب جینی و شاخص توسعه انسانی به‌عنوان متغیرهای وابسته استفاده شده است. نتایج این مطالعه نشان می‌دهد که یک رابطه منفی و معنادار بین MIC و نابرابری درآمد وجود دارد. علاوه بر این، تعداد حوادث تروریستی و باز بودن تجارت، تأثیر منفی و معنادار و میزان تجارت عمده اسلحه، تأثیر مثبت و معنادار بر نابرابری درآمد داشته است.

1. Bounds Testing Co-integration

2. Auto Regressive Distributed Lag

3. Toda & Yamamoto

4. Tagami

۵. Military Industrial Complex (MIC). این اصطلاح اشاره به اتحاد سران نظامی با صاحبان صنایع نظامی که

گاهی سیاست کشورها را تحت تأثیر قرار می‌دهد، دارد.

6. General Method of Moment

ولد-رافائل (۲۰۱۵)، به بررسی تأثیر هزینه‌های نظامی بر نابرابری درآمد در کشور کره جنوبی بین سال‌های ۲۰۱۱-۱۹۶۵ پرداخته است. نتایج این مطالعه با استفاده از آزمون هم‌انباشتگی کرانه‌ها نشان‌دهنده یک رابطه بلندمدت مثبت و معنی‌دار بین هزینه‌های نظامی و نابرابری درآمد است؛ به طوری که با افزایش ۱ درصد در مخارج نظامی، ضریب جینی به‌عنوان شاخص نابرابری درآمد، ۰/۳۸ درصد افزایش می‌یابد. ولد-رافائل (۲۰۱۴)، در مطالعه دیگری به بررسی تأثیر هزینه‌های نظامی بر نابرابری درآمد در کشور تایوان پرداخته است. نتایج حاصل از آزمون هم‌انباشتگی کرانه‌ها و روش ARDL برای دوره زمانی ۲۰۱۱-۱۹۷۶، نشان می‌دهد که هزینه‌های نظامی تأثیر مثبت و معناداری بر نابرابری درآمد در بلندمدت داشته است. نتایج حاصل از علیت گرنجری نیز مؤید علیت یک‌طرفه از هزینه‌های نظامی به نابرابری درآمد است.

مینگ و همکاران (۲۰۱۳)؛ به بررسی رابطه بین مخارج دفاعی و نابرابری درآمد در کشور چین طی دوره زمانی ۲۰۱۲-۱۹۸۹ پرداخته‌اند. نتایج این مطالعه با به‌کارگیری آزمون‌های هم‌انباشتگی و علیت نشان می‌دهد که در چین نابرابری درآمد تحت تأثیر مخارج دفاعی قرار دارد. الورن (۲۰۱۲)، تأثیر هزینه نظامی را بر نابرابری درآمد در کشور ترکیه بین سال‌های ۲۰۰۷-۱۹۶۳ بررسی کرده است. در این مطالعه از شاخص تایل (نابرابری پرداخت) به‌عنوان پراکسی توزیع درآمد استفاده شده است. نتایج حاصل از آزمون علیت گرنجری نشان‌دهنده جهت علیت از سمت هزینه‌های نظامی به نابرابری درآمد است.

علی (۲۰۱۲)، در مطالعه‌ای تأثیر هزینه‌های نظامی را بر نابرابری درآمد در کشورهای منطقه منا، طی دوره زمانی ۲۰۰۵-۱۹۸۷ مورد بررسی قرار داده است. یافته‌های این تحقیق در قالب مدل‌های پانل دیتا حاکی از آن است که هزینه‌های نظامی تأثیر قوی و منفی بر نابرابری دارد؛ یعنی در کشورهای منطقه منا، افزایش سیستماتیک در هزینه‌های نظامی می‌تواند سطح نابرابری را کاهش دهد. علی (۲۰۰۷)، در مطالعه دیگری به بررسی اثر هزینه‌های نظامی بر نابرابری درآمد بین سال‌های ۱۹۹۷-۱۹۸۷ و با استفاده از روش پانل دیتا در کشورهای منتخب دنیا با کنترل حجم نیروهای مسلح، رشد GDP، درآمد سرانه و عوامل دیگر پرداخته است. نتایج حاکی از یک رابطه مثبت بین هزینه‌های نظامی و نابرابری درآمد است به‌عبارت دیگر افزایش هزینه‌های نظامی می‌تواند نابرابری درآمد را افزایش دهد.

هیرنسیسا و همکاران (۲۰۰۹)، رابطه بین هزینه‌های نظامی و نابرابری درآمد را در کشورهای منتخب آسیایی شامل مالزی، اندونزی، سنگاپور، فیلیپین، هند و کره جنوبی طی دوره زمانی ۲۰۰۵-۱۹۷۵ و با استفاده از روش ARDL بررسی کرده‌اند. نتایج این تحقیق نشان می‌دهد که



علیت یک طرفه از هزینه‌های نظامی به نابرابری درآمد فقط برای کشور مالزی، علیت دو طرفه در مورد سنگاپور و در بقیه کشورها هیچ ارتباط معناداری وجود ندارد.

محمدیان منصور و گل خندان (۱۳۹۵)، تأثیر دوره‌های تجاری را بر روی نابرابری درآمد در کشورهای اسلامی و در حال توسعه عضو گروه هشت (D8) طی دوره‌ی زمانی ۲۰۱۲-۱۹۹۰ بررسی کرده‌اند. نتایج این تحقیق با به‌کارگیری روش به‌روزرسانی مکرر و کاملاً تعدیل‌شده<sup>۱</sup> (Cup-FM)، حاکی از تأثیر منفی دوره‌های تجاری بر نابرابری درآمد در کشورهای D8 است.

مولایی و گل خندان (۱۳۹۵)، به بررسی اثر مخارج نظامی بر رشد اقتصادی ۱۱ کشور خاورمیانه پرداخته‌اند. در این راستا، از یک مدل سولوی تعمیم‌یافته طی دوره‌ی زمانی ۲۰۱۲-۱۹۸۸ استفاده شده است. یافته‌های این تحقیق با استفاده از تکنیک پانل پویا و روش گشتاورهای تعمیم‌یافته (GMM) نشان دهنده اثر منفی هزینه‌های نظامی بر رشد اقتصادی کشورهای خاورمیانه است.

گل خندان و همکاران (۱۳۹۴)، اثر هزینه‌های نظامی را بر رشد اقتصادی کشورهای منطقه منا طی سال‌های ۲۰۰۹-۱۹۷۵ بررسی کرده‌اند. یافته‌های این تحقیق در قالب یک مدل سولوی تعمیم‌یافته و روش اقتصادسنجی GMM حاکی از اثر منفی و معنادار هزینه‌های نظامی بر رشد اقتصادی این کشورهاست.

گل خندان (۱۳۹۳)، با استفاده از یک مدل فدر - رم نشان داده است که هزینه‌های نظامی در کشورهای در حال توسعه و توسعه‌یافته، به‌ترتیب اثر منفی و مثبت بر رشد اقتصادی طی دوره‌ی ۲۰۱۰-۱۹۹۴ داشته است.

تابلی و کوچک‌زاده (۱۳۹۲)، در مطالعه‌ای به بررسی عوامل مؤثر بر توزیع درآمد در کشورهای اسلامی منتخب عضو سازمان کنفرانس اسلامی طی دوره‌ی زمانی ۲۰۱۰-۱۹۹۰ پرداخته‌اند. طبق نتایج به‌دست‌آمده با استفاده از روش داده‌های ترکیبی، فرضیه کوزنتس در بین کشورهای اسلامی قابل رد نیست.

ابونوری و همکاران (۱۳۸۷)، در تحقیق خود به برآورد الگوی بین‌کشوری عوامل مؤثر بر توزیع درآمد، با استفاده از اطلاعات ۲۰ کشور عضو سازمان کنفرانس اسلامی پرداخته‌اند. به این منظور الگوی عوامل مؤثر بر توزیع درآمد با استفاده از روش حداقل مربعات تعمیم‌یافته<sup>۲</sup> (GLS) برآورد گشته است. بر اساس نتایج حاصل، فرضیه کوزنتس در میان اقتصاد کشورهای

<sup>۱</sup>. Continuously-updated and Fully-Modified

<sup>۲</sup>. Generalized Least Square

اسلامی را نمی‌توان رد نمود. هم‌چنین، سهم مخارج دولت از تولید ناخالص داخلی اثر برابرگر و رشد سالانه جمعیت اثر نابرابرگر در توزیع درآمد کشورهای اسلامی داشته است. سطح معناداری سهم درآمد مالیاتی از تولید ناخالص داخلی و تورم به ترتیب با حدود ۲۶ درصد و ۳۸ درصد اثر افزایشی بر توزیع درآمد در کشورهای یادشده داشته‌اند.

### روش‌شناسی پژوهش

تمرکز اصلی این مقاله، بررسی اثر هزینه‌های نظامی بر نابرابری درآمد، با تأکید بر نقش فساد و با استفاده از داده‌های مقطعی ۳۵ کشور عضو OIC در دوره‌ی زمانی ۲۰۱۴-۲۰۰۳ می‌باشد. به‌منظور نیل به این هدف، مدل کلی تحقیق، به شکل معادله زیر تصریح و ارائه شده است:

$$INI_{it} = \beta_0 + \beta_1(ME/GDP)_{it} + \beta_2COC_{it} + \beta_3[(ME/GDP)_{it} \times COC_{it}] + \sum_{m=4}^{M+3} \beta_m Control_{it} + \mu_t + \varepsilon_{it} \quad M \geq 1 \quad (1)$$

که در معادله فوق متغیرها به صورت زیر تعریف شده‌اند:

INI: نابرابری درآمد، که در این مطالعه به وسیله ضریب جینی (Gini) (و بر حسب درصد) اندازه‌گیری شده است.

ME/GDP: سهم هزینه‌های نظامی از تولید ناخالص داخلی (بر حسب درصد و به‌عنوان شاخص بار نظامی). همان‌طور که در قسمت مبانی نظری و مطالعات تجربی نیز توضیح داده شد، پیش‌بینی غالب آنست که هزینه‌های نظامی سبب گسترش نابرابری درآمد، بالاخص در کشورهای درحال توسعه شوند. لذا انتظار بر آنست که علامت ضریب برآوردی این متغیر مثبت باشد؛ یعنی  $\beta_1 > 0$ .

COC: کنترل فساد، که به‌منظور اندازه‌گیری آن از شاخص ادراک فساد (CPI) که از سال ۱۹۹۶ هر ساله توسط سازمان شفافیت جهانی منتشر می‌شود، استفاده شده است. شاخص به‌دست‌آمده حاصل یک نظرسنجی از تجار، مشاوران اقتصادی، اتاق‌های بازرگانی و مردم می‌باشد و تعریف آن از فساد به‌صورت سوءاستفاده از قدرت دولتی و عمومی برای کسب منافع شخصی است. مقدار این شاخص بین دو عدد صفر و ۱۰ است که عدد صفر، به‌معنای حداکثر فساد و عدد ۱۰، به‌معنای عدم فساد می‌باشد. بر این اساس می‌توان گفت که شاخص CPI یک شاخص معکوس از اندازه‌گیری فساد است که مقادیر بالاتر (پایین‌تر) آن نشان از کنترل فساد بیشتر (کم‌تر) دارد. پیش‌بینی می‌شود با افزایش کنترل فساد (یا به‌عبارتی کاهش فساد)،

نابرابری درآمد کاهش یابد. لذا انتظار بر آنست که علامت ضریب برآوردی این متغیر منفی باشد؛ یعنی  $\beta_2 < 0$ .

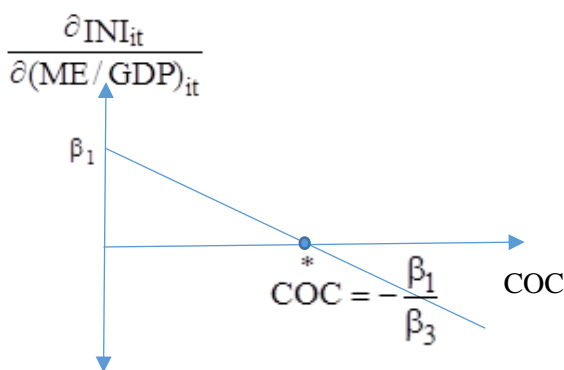
$(MIL/GDP) \times COC$ : اثرات متقابل کنترل فساد و هزینه‌های نظامی. به این معنا که اثر هزینه‌های نظامی بر نابرابری درآمد در سطوح مختلف کنترل فساد، متفاوت است و با کاهش کنترل فساد، افزایش هزینه‌های نظامی، نابرابری درآمد را تشدید می‌کند. بنابراین انتظار بر آنست که علامت ضریب برآوردی این متغیر منفی باشد؛ یعنی  $\beta_3 < 0$ . با توجه به وجود اثرات متقابل در مدل تحقیق، می‌توان تأثیر هزینه‌های نظامی بر نابرابری درآمد را از رابطه زیر محاسبه کرد:

$$\frac{\partial (INI)_{it}}{\partial (ME)_{it}} = \beta_1 + \beta_3 COC_{it} \quad (2)$$

بر اساس رابطه فوق می‌توان گفت که تأثیر هزینه‌های نظامی بر سطح نابرابری درآمد، با توجه به علامت انتظاری اثرات متقاطع که منفی است، غیرخطی می‌باشد و با افزایش کنترل فساد، کاهش می‌یابد. در این حالت نقطه‌ای که در آن تغییر هزینه‌های نظامی بر نابرابری درآمد بی‌اثر و پس از آن منفی می‌شود (حد آستانه کنترل فساد) را می‌توان به صورت زیر محاسبه کرد:

$$\frac{\partial (INI)_{it}}{\partial (ME)_{it}} = 0 \Leftrightarrow \beta_1 + \beta_3 COC_{it} = 0 \Leftrightarrow COC_{it} = -\frac{\beta_1}{\beta_3}$$

توصیف ساده‌ای از این توضیحات در شکل (۱) نشان داده شده است.



شکل (۱) اثرات فرضی هزینه‌های نظامی بر نابرابری درآمد (مأخذ: یافته‌های تحقیق)

M: تعداد متغیرهای کنترل (Control)؛ متغیرهای کنترل مؤثر بر نابرابری درآمد؛ از آنجا که تنها متغیرهای هزینه‌های نظامی و کنترل فساد نمی‌توانند تغییرات نابرابری درآمد را توضیح

دهند، به منظور افزایش قدرت توضیح‌دهندگی مدل و هم‌چنین جلوگیری از تورش تصریح مدل و با توجه به ساختار توزیع درآمد در کشورهای اسلامی، مبانی نظری و مدل‌های مطرح‌شده در مطالعات تجربی مختلف، از متغیرهای زیر به‌عنوان متغیرهای کنترل استفاده شده است:

Income: درآمد سرانه؛ که به‌وسیله تولید ناخالص داخلی سرانه (GDP) به قیمت ثابت سال ۲۰۰۵ و بر حسب دلار آمریکا اندازه‌گیری شده است. در خصوص تأثیر درآمد سرانه بر توزیع درآمد، یکی از مهم‌ترین نظریه‌ها، فرضیه کوزنتس است. این فرضیه بیان می‌کند که در مراحل اولیه توسعه، شکاف درآمدی افزایش و در مراحل بالاتر توسعه، نابرابری کاهش می‌یابد. اساس مبانی فرضیه کوزنتس این است که نسبت پس‌انداز به درآمد، در گروه‌های درآمدی، به‌طور متناسب افزایش می‌یابد. از این‌رو، جامعه در مراحل اول توسعه، که به حجم بالای سرمایه‌گذاری نیاز دارد، به‌ناچار می‌بایست درجه‌ای از تمرکز در درآمدها را بپذیرد تا به تدریج پس از توسعه ظرفیت‌ها و افزایش منابع، امکان اعمال سیاست‌های توزیعی فراهم شود (دهمرده و شکری، ۱۳۸۹: ۱۵۵). بر این اساس انتظار بر آنست که در کشورهای عضو OIC که بیش‌تر کشورهای در حال توسعه می‌باشند، با افزایش درآمد سرانه به نابرابری درآمد اضافه شود و لذا بایستی علامت ضریب برآوردی این متغیر مثبت باشد؛ یعنی،  $\beta_4 > 0$ .

Inflation: نرخ تورم (بر حسب درصد)؛ در مورد نرخ تورم می‌توان گفت که این متغیر اقتصادی از مجراهای متفاوت بر نابرابری درآمد تأثیر می‌گذارد و بسته به مورد، آثار متفاوتی نیز در پی خواهد داشت. به‌طور خلاصه طبق نظر محققانی نظیر: گالی و هوون<sup>۱</sup> (۲۰۰۱)، نرخ‌های تورم کم می‌تواند اثر برابرگر در توزیع درآمد داشته باشد و نرخ‌های تورم بالا، اثر نابرابرگر در توزیع درآمد خواهد داشت. لذا با توجه به نرخ‌های بالای تورم در بیش‌تر کشورهای عضو OIC، انتظار بر آنست که علامت ضریب برآوردی این متغیر مثبت باشد؛ یعنی  $\beta_5 > 0$ .

Tax/GDP: سهم درآمدهای مالیاتی از تولید ناخالص داخلی (بر حسب درصد)؛ مالیات‌های تنازلی آثار نامناسب، مالیات‌های تناسبی بی‌اثر و مالیات‌های تصاعدی آثار مطلوبی بر توزیع درآمد دارند. از بین مالیات‌های غیرمستقیم و مستقیم، مالیات‌های مستقیم نقش قابل توجه‌ای در کاهش میزان نابرابری درآمد دارند؛ اما مالیات‌های غیرمستقیم به‌دلیل آنکه اغلب طبیعت تنازلی دارند، در نتیجه بار این مالیات بیش‌تر بر دوش افراد کم درآمد سنگینی می‌کند. شایان ذکر است چون اکثر کشورهای OIC در مراحل ابتدایی توسعه اقتصادی می‌باشند و دولت در

<sup>۱</sup>. Galli & Hoeven

این کشورها به صورت غیرمستقیم مالیات اخذ می‌کند (تابلی و کوچک‌زاده، ۱۳۹۲)، انتظار بر آنست که علامت ضریب برآوردی این متغیر مثبت باشد؛ یعنی  $\beta_6 > 0$ . هم‌چنین در رابطه فوق،  $i$ : به مقاطع (کشورها)؛  $t$ : به دوره‌ی زمانی تحقیق (۲۰۱۴-۲۰۰۳)؛  $\beta_0$ : به عرض از مبدأ (اثر ثابت مقاطع)؛  $\mu_t$ : به اثر ثابت زمان و  $\varepsilon_{it}$ : به جمله خطاء تصادفی؛ اشاره دارد.

بر این اساس می‌توان گفت که مدل‌های نهایی تحقیق به صورت زیر می‌باشد:

$$\text{Gini}_{it} = \beta_0 + \beta_1(\text{ME/GDP})_{it} + \beta_2\text{CPI}_{it} + \beta_3[(\text{ME/GDP})_{it} \times \text{CPI}_{it}] + \beta_4\text{Income}_{it} + \beta_5\text{Inflation}_{it} + \beta_6(\text{Tax/GDP})_{it} + \mu_t + \varepsilon_{it} \quad (۳)$$

شایان ذکر است که مدل فوق یک‌بار بدون حضور متغیرهای کنترل فساد و اثرات متقابل کنترل فساد و هزینه‌های نظامی، یک‌بار بدون حضور متغیر اثرات متقابل کنترل فساد و هزینه‌های نظامی و یک‌بار نیز با حضور تمام متغیرها مورد برآورد قرار گرفته است. در این صورت، هم می‌توان به نتایج دقیق‌تری دست یافت و هم این‌که ثبات علامت ضرایب برآوردی متغیرهای مدل را به منظور اطمینان از نتایج حاصله، آزمون کرد. هم‌چنین، شایان ذکر است که منبع داده‌های آماری متغیر  $\text{ME/GDP}$ ، مؤسسه تحقیقات صلح بین‌المللی استکهلم (SIPRI)، متغیر شاخص ادراک فساد (CPI)، سازمان شفافیت جهانی و منبع سایر متغیرهای تحقیق، شاخص‌های توسعه جهانی<sup>۲</sup> (WDI) متعلق به بانک جهانی است.

به منظور برآورد مدل نیز، از روش اقتصادسنجی گشتاورهای تعمیم‌یافته (GMM) استفاده شده است. این روش هنگامی به کار می‌رود که تعداد متغیرهای برش مقطعی (N) بیش‌تر از تعداد سال‌ها (زمان) باشد ( $N > T$ ) که در مقاله حاضر نیز این‌گونه است (Green, 2012). طراحی این روش بر اساس یک مدل پویا در داده‌های ترکیبی و به شکل زیر است:

$$Y_{it} = \alpha Y_{it-1} + \beta X'_{it} + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (۴)$$

که در آن:  $Y_{i,t}$  متغیر وابسته،  $X'_{it}$  بردار متغیرهای مستقل که تحت عنوان متغیرهای ابزاری نیز به کار می‌روند،  $\mu_i$  عامل خطای مربوط به مقاطع و  $\varepsilon_{it}$  عامل خطای مقطع  $i$ ام در زمان  $t$  است. آرلانو و باند<sup>۳</sup> (۱۹۹۱) با تفاضل‌گیری از معادله فوق به صورت زیر:

۱. کشورهای مورد مطالعه این تحقیق عبارت‌اند از: آلبانی، بحرین، بنگلادش، ترکمنستان، سنگال، مالزی، مصر، قزاقستان، الجزایر، بنین، سیرالئون، مالدیو، نیجریه، قرقیزستان، آذربایجان، بورکینافاسو، گینه، تاجیکستان، مراکش، موریتانی، پاکستان، کامرون، قطر، چاد، توگو، تونس، عمان، اندونزی، لیبی، امارات، مالی، ترکیه، عربستان سعودی، ایران و نیجر.

۲. World Development Indicators

۳. Arellano & Bond

$$Y_{it} - Y_{it-1} = \alpha(Y_{it-1} - Y_{it-2}) + \beta(X'_{it} - X'_{it-1}) + (\varepsilon_{it} - \varepsilon_{it-1}) \quad (5)$$

و با فرض اینکه جملات خطا به صورت سریالی همبسته نمی‌باشند:

$$E[\varepsilon_{it}\varepsilon_{is}] = 0 \text{ for } i = 1, \dots, N \text{ and } s \neq t \quad (6)$$

و حالات اولیه  $Y_{it}$  از قبل تعیین شده می‌باشند:

$$E[Y_{it}\varepsilon_{it}] = 0 \text{ for } i = 1, \dots, N \text{ and } t \geq 2 \quad (7)$$

محدودیت‌های گشتاوری زیر را بیان می‌کنند:

$$E[Y_{it}(\varepsilon_{it} - \varepsilon_{it-1})] = 0 \text{ for } i = 3, \dots, T \text{ and } s \geq 2 \quad (8)$$

یعنی، ابتدا اقدام به تفاضل‌گیری می‌شود تا به این ترتیب بتوان اثرات مقاطع یا  $\mu_i$  را به ترتیبی از الگو حذف کرد و در مرحله‌ی دوم از پسماندهای باقی‌مانده در مرحله‌ی اول برای متوازن کردن ماتریس واریانس-کواریانس استفاده می‌شود. به عبارت دیگر این روش، متغیرهای تحت عنوان متغیر ابزاری ایجاد می‌کند تا برآوردهای سازگار و بدون تورش داشته باشیم (Baltagi, 2005: 140).

سازگاری تخمین‌زننده GMM بر اساس فروضی که بر پایه درستی آن‌ها بنا شده است، به معتبربودن فرض عدم همبستگی سریالی جملات خطا و ابزارها بستگی دارد که می‌تواند به وسیله دو آزمون تصریح‌شده بررسی شود. اولی آزمون سارگان<sup>۱</sup> از محدودیت‌های از پیش تعیین شده است که معتبر بودن ابزارها را آزمون می‌کند. آماره آزمون سارگان (J-Statistic) دارای توزیع  $\chi^2$  با درجات آزادی برابر با تعداد محدودیت‌های بیش از حد است. دومی آزمون همبستگی سریالی<sup>۲</sup> است که وجود همبستگی سریالی مرتبه دوم یا AR(2) در جملات خطای تفاضلی مرتبه اول را آزمون می‌کند. در این آزمون، تخمین‌زن GMM زمانی دارای سازگاری است که همبستگی سریالی مرتبه دوم در جملات خطا از معادله تفاضلی مرتبه اول وجود نداشته باشد. عدم رد فرضیه صفر هر دو آزمون شواهدی را دال بر فرض عدم همبستگی سریالی و معتبربودن ابزارها فراهم می‌کند. از آنجا که در روش GMM، تفاضل‌گیری از معادله اولیه، همبستگی غیرقابل اغمازی را بین وقفه متغیر وابسته و جزء خطای تبدیل‌شده، فراهم می‌آورد (Bond, 2002: 3-4) و با توجه به اینکه سازگاری این تخمین‌زننده بر اساس فرض عدم

<sup>۱</sup>. Sargan Test

<sup>۲</sup>. Serial Correlation Test

همبستگی جملات خطا استوار است، انجام آزمون  $AR(2)$  بسیار مهم است (Arellano & Bond, 1991).

در این مقاله به منظور تجزیه و تحلیل‌های اقتصادسنجی و برآورد مدل‌ها نیز از نرم‌افزارهای Eviews7.0 و Stata10.0 استفاده است.

### تجزیه و تحلیل یافته‌های پژوهش

روش‌های معمول اقتصادسنجی در کارهای تجربی مبتنی بر فرض مانایی متغیرهای مورد مطالعه است؛ به این دلیل که امکان ساختگی بودن برآورد با متغیرهای نامانا وجود دارد و استناد به نتایج چنین برآوردهایی به نتایج گمراه‌کننده‌ای منجر خواهد شد (Baltagi, 2005). از این رو قبل از استفاده از این داده‌ها، لازم است نسبت به مانایی و نامانایی آن‌ها اطمینان حاصل کرد. در این مطالعه به منظور بررسی مانایی متغیرها از آزمون، ایم، پسران و شین<sup>۱</sup> (۲۰۰۳) استفاده شده است. فرضیه صفر در آزمون IPS، مبتنی بر نامانایی متغیر مورد بررسی است. خلاصه نتایج این آزمون با فرض وجود متغیرهای روند زمانی و عرض از مبدأ، در جدول شماره (۱) ارائه شده است. با توجه به نتایج این جدول و سطوح احتمال محاسبه شده نتیجه می‌گیریم که بعضی از متغیرها در سطح اطمینان ۹۵ درصد در سطح مانا بوده (دارای درجه مانایی  $I(0)$ ) و بعضی دیگر از متغیرها در سطح، نامانا بوده و پس از یکبار تفاضل‌گیری به صورت مانا درآمده‌اند. (دارای درجه مانایی  $I(1)$ ).

جدول (۱) نتایج آزمون ریشه واحد IPS

متغیر	آماره آزمون		درجه مانایی
	در سطح	در تفاضل مرتبه اول	
Gini	-۰/۶۹ (۰/۲۵)	-۴/۰۹ (۰/۰۰)	I(1)
ME/GDP	-۲/۲۴ (۰/۰۱)	-	I(0)
CPI	۰/۰۱ (۰/۵۱)	-۳/۴۱ (۰/۰۰)	I(1)
(MIL/GDP)×CPI	۰/۱۵ (۰/۵۵)	-۵/۱۴ (۰/۰۰)	I(1)
Income	۰/۱۲ (۰/۵۵)	-۳/۰۱ (۰/۰۰)	I(1)
Inflation	۱/۰۶ (۰/۸۴)	-۲/۸۵ (۰/۰۰)	I(1)
Tax/GDP	-۳/۸۸ (۰/۰۰)	-	I(0)

\* اعداد داخل پرانتز نشان‌دهنده سطح احتمال پذیرش فرضیه صفر (یعنی نامانایی متغیر) می‌باشند.

مأخذ: محاسبات تحقیق با استفاده از نرم‌افزار Eviews.

<sup>۱</sup>. Im, Pesaran & Shin

با توجه به وجود متغیرهای نامانا در مدل و به منظور جلوگیری از اتکا به رگرسیون کاذب، پیش از برآورد مدل، بایستی وجود «هم‌انباشتگی»<sup>۱</sup> (رابطه بلندمدت) بین متغیرهای مدل تأیید شود. در این مقاله به منظور انجام آزمون‌های هم‌انباشتگی بین متغیرهای مدل، از آزمون‌های ارائه شده توسط پدرونی<sup>۲</sup> (۲۰۰۴) و کائو<sup>۳</sup> (۱۹۹۹) در داده‌های ترکیبی، استفاده شده است.

پدرونی (۲۰۰۴) برای انجام آزمون هم‌انباشتگی داده‌های ترکیبی، دو نوع آماره آزمون را پیشنهاد داده است: نوع اول مبتنی بر رویکرد درون گروهی<sup>۴</sup> است؛ که شامل چهار آماره پانل:  $\nu$ ،  $\rho$  و  $ADF$  است. آزمون دوم پدرونی (۲۰۰۴) مبتنی بر روش بین گروهی<sup>۵</sup> است؛ که شامل سه آماره گروه:  $\rho$ ،  $ADF$  و  $PP$  است. فرضیه صفر تمام آماره‌های این آزمون، نشان‌دهنده عدم هم‌انباشتگی و فرضیه مقابل آن اشاره به هم‌انباشتگی بین متغیرهای مدل دارد. نتایج این آزمون با وجود عرض از مبدأ و متغیر روند زمانی در قسمت بالایی جدول (۴) آمده است.

همان‌طور که ملاحظه می‌شود، بر اساس نتایج ارائه شده در جدول مذکور، هم‌انباشتگی یا وجود رابطه تعادلی بلندمدت و هم‌انباشتگی بین متغیرهای مدل در سه آماره پانل:  $\nu$ ،  $PP$  و  $ADF$  و دو آماره گروه:  $PP$  و  $ADF$  در سطح اطمینان ۹۵ درصد پذیرفته می‌شود. به منظور اطمینان کامل از هم‌انباشتگی بین متغیرهای مدل، از آزمون هم‌انباشتگی کائو (Kao, 1999) نیز استفاده شده است. این آزمون با استفاده از آماره آزمون‌های مانایی دیکی فولر<sup>۶</sup> ( $DF$ ) و دیکی فولر تعمیم‌یافته<sup>۷</sup> ( $ADF$ ) انجام می‌شود. در این آماره‌ها فرضیه صفر برابر عدم وجود هم‌انباشتگی و فرضیه مخالف آن وجود هم‌انباشتگی بین متغیرهای مدل است. نتیجه آزمون کائو با استفاده از آماره آزمون  $ADF$  برای مدل برآوردی، در قسمت پایینی جدول (۲) نشان داده شده است. بر این اساس، فرضیه صفر در سطح اطمینان ۹۹ درصد رد و وجود هم‌انباشتگی بین متغیرهای مدل نتیجه‌گیری می‌شود.

---

1. Co-integration

2. Pedroni

3. Kao

4. Within-Dimension

5. Between-Dimension

6. Dickey Fuller

7. Augmented Dickey Fuller



جدول (۲) نتایج آزمون‌های هم‌انباشتگی

آزمون پدرونی	
مقدار	آماره
۶/۸۸ (۰/۰۰)	Panel $\nu$ -Statistic
۵/۵۵ (۱/۰۰)	Panel rho-Statistic
-۱/۹۶ (۰/۰۲)	Panel PP-Statistic
-۴/۲۴ (۰/۰۰)	Panel ADF-Statistic
۷/۲۲ (۱/۰۰)	Group rho-Statistic
-۳/۱۸ (۰/۰۰)	Group PP-Statistic
-۲/۲۲ (۰/۰۱)	Group ADF-Statistic
آزمون کائو	
-۳/۰۸ (۰/۰۰)	ADF

\* اعداد داخل پرانتز نشان‌دهنده سطح احتمال پذیرش فرضیه صفر (یعنی عدم هم‌انباشتگی مدل) می‌باشند. مأخذ: محاسبات تحقیق با استفاده از نرم‌افزار Eviews.

بعد از اثبات هم‌انباشتگی بین متغیرهای مدل، بدون نگرانی از بروز رگرسیون کاذب، می‌توان این مدل‌ها را برآورد کرد.<sup>۱</sup> قبل از برآورد مدل‌ها به روش GMM، به منظور اطمینان انتخاب بین روش‌های داده‌های ترکیبی (پانل) و داده‌های تلفیقی<sup>۲</sup> (پولینگ) از آماره F لیمر با درجه آزادی (N-1, NT-K-N) استفاده شده است که K تعداد متغیرهای توضیحی لحاظ شده در مدل، N تعداد مقاطع و T دوره‌ی زمانی است:

$$F = \frac{RRSS - URSS / N - 1}{URSS / NT - K - N} \quad (۹)$$

در رابطه فوق RRSS مجموع مربعات باقیمانده مقید حاصل از تخمین مدل پانل به‌دست‌آمده از روش OLS و URSS مجموع مربعات باقیمانده غیرمقید است. فرضیه صفر ( $H_0$ ) این آزمون نشان‌دهنده آن است که هر یک از مقاطع عرض از مبدأهای یکسانی دارند (لزوم استفاده از داده‌های تلفیقی) و فرضیه مقابل ( $H_1$ ) اشاره به ناهمسانی عرض از مبدأهای هر یک از مقاطع دارد (لزوم استفاده از داده‌های ترکیبی). از آنجا که محاسبات این تحقیق، احتمال پذیرش فرضیه صفر را در تمام مدل‌ها ۰/۰۰ به‌دست آورده است، بنابراین فرضیه صفر مبنی بر

<sup>۱</sup> لازم به ذکر است که در این پژوهش، نتایج آزمون‌های هم‌انباشتگی تنها برای مدل کامل تحقیق ارائه شده است. در سایر مدل‌ها نیز وجود هم‌انباشتگی و رابطه بلندمدت اثبات شده است که به‌منظور صرفه‌جویی، این نتایج ارائه نشده‌اند و نزد نویسندگان مقاله قرار دارند.

<sup>۲</sup> Pooling Data

قابلیت تخمین داده‌ها به شیوه تلفیقی پذیرفته نمی‌شود و لازم است مدل‌ها به روش داده‌های ترکیبی برآورده شود.

نتایج برآورد تأثیر هزینه‌های نظامی بر نابرابری درآمد با تأکید بر فساد در کشورهای OIC، با استفاده از روش گشتاورهای تعمیم‌یافته (GMM) در جدول (۳) آمده است. بر اساس نتایج این جدول کلیه متغیرها در سطح اطمینان فابل قبولی معنادار بوده‌اند و دارای اعتبار آماری هستند. علامت ضرایب محاسبه‌شده نیز با توجه به مبانی نظری و مطالعات تجربی، انتظار ما را در تخمین مدل برآورده می‌کنند. همچنین ضرایب برآوردی تمام متغیرهای توضیحی در هر سه مدل از ثبات علامت برخوردار بوده‌اند که این صحت و ثبات نتایج به‌دست‌آمده را نشان می‌دهد.

در جدول (۳)، نتایج آزمون‌های تشخیصی مدل‌ها نیز آورده شده است. بر اساس نتیجه آزمون والد که از توزیع کای‌دو، با درجه آزادی معادل تعداد متغیرهای توضیحی منهای جزء ثابت برخوردار است، فرضیه صفر مبنی بر صفر بودن تمام ضرایب در سطح معناداری یک درصد در مدل تخمینی رد شده و در نتیجه اعتبار ضرایب برآوردی متغیرها تأیید می‌شود. نتیجه آزمون سارگان نیز، با توجه به مقدار آماره و سطوح احتمال محاسبه‌شده، فرضیه صفر مبنی بر عدم همبسته بودن پسماندها با متغیرهای ابزاری را رد نمی‌کند و حاکی از سازگاری تخمین‌زننده GMM است؛ بنابراین نتایج ضرایب برآوردشده، از نظر آماری تأیید شده و قابل تفسیر می‌باشند.

جدول (۳) نتایج تخمین مدل‌ها به روش GMM

متغیر وابسته: Gini			متغیرهای مستقل
ضرایب تخمینی			
مدل (۳)	مدل (۲)	مدل (۱)	
۰/۳۸۸ (۰/۰۰۱)	۰/۵۰۸ (۰/۰۰۰)	۰/۵۵۱ (۰/۰۰۰)	Gini(-1)
۰/۰۸۵ (۰/۰۰۱)	۰/۱۱۲ (۰/۰۰۰)	۰/۱۲۶ (۰/۰۰۰)	ME/GDP
-۰/۱۹۱ (۰/۰۰۸)	-۰/۳۴۱ (۰/۰۱۵)	-	CPI
-۰/۰۱۱ (۰/۰۳۱)	-	-	(MIL/GDP)×CPI
۰/۰۲۸ (۰/۰۰۰)	۰/۰۳۱ (۰/۰۰۱)	۰/۰۳۴ (۰/۰۰۱)	Income
۰/۱۴۱ (۰/۰۵۵)	۰/۰۹۵ (۰/۰۶۶)	۰/۰۸۵ (۰/۰۳۸)	Inflation
۰/۲۶۴ (۰/۰۸۱)	۰/۳۲۲ (۰/۰۴۶)	۰/۲۸۱ (۰/۰۴۸)	Tax/GDP
۱/۸۱۸ (۰/۰۰۰)	۱/۶۶۸ (۰/۰۰۰)	۱/۵۸۱ (۰/۰۰۰)	Constant

آزمون‌های تشخیصی			
مقدار آماره			
(۰/۰۰۰) ۵۲۱۵۹/۳۳	۴۶۶۴۳/۶۹ (۰/۰۰۰)	۴۲۱۱۸/۱۵ (۰/۰۰۰)	والد
۱۸/۹۴ (۰/۷۶۸)	۲۶/۸۱ (۰/۴۸۵)	۲۱/۱۵ (۰/۶۵۲)	سارگان
-۳/۱۴ (۰/۰۰۰)	-۳/۶۴ (۰/۰۰۰)	-۲/۳۱ (۰/۰۲۸)	AR(1)
-۰/۴۴ (۰/۶۵۱)	-۰/۰۱ (۰/۹۹۱)	-۰/۰۵ (۰/۹۸۹)	AR(2)

\* اعداد داخل پرانتز نشان‌دهنده سطح احتمال هستند.

مأخذ: محاسبات تحقیق با استفاده از نرم‌افزار Stata.

بر اساس نتایج جدول (۳)، در مدل برآوردی (۱)، اثر هزینه‌های نظامی بر نابرابری درآمد در کشورهای OIC، مثبت و معنادار می‌باشد. به‌گونه‌ای که با یک درصد افزایش در سهم هزینه‌های نظامی از GDP، ضریب جینی در این کشورها، به‌طور متوسط (با فرض ثبات سایر عوامل مؤثر)، حدود ۰/۱۳ درصد افزایش یافته است. این نتیجه تأییدکننده فرضیه هزینه‌های نظامی منجر به نابرابری درآمد در کشورهای مورد مطالعه است. به این معنا که افزایش هزینه‌های نظامی از طریق افزایش شکاف بازدهی بین نیروی کار ماهر و غیرماهر، انحراف هزینه‌های نظامی به سایر بخش‌ها به‌وسیله گروه‌های ذی‌نفع در بخش صنعت دفاعی، کاهش سهم سایر بخش‌های اقتصادی مانند آموزش، محدود کردن دولت برای توزیع مجدد درآمد از طریق پرداخت‌های انتقالی و ... منجر به گسترش نابرابری درآمد شده است. نتیجه به‌دست‌آمده مبنی بر اثر مثبت هزینه‌های نظامی بر نابرابری درآمد با نتایج مطالعات رضا و همکاران (۲۰۱۷)، ولد-رافائل (۲۰۱۴) و منگ و همکاران (۲۰۱۳) هم‌سو و با نتایج مطالعه علی (۲۰۱۲) در تضاد است.

علامت ضرایب برآوردی سایر متغیرهای مدل (۱) نیز مطابق توضیحات ارائه‌شده در بخش معرفی مدل تحقیق می‌باشد. به‌گونه‌ای که به‌طور متوسط (با فرض ثبات سایر عوامل) با افزایش یک واحد در درآمد سرانه، ضریب جینی حدود ۰/۰۳ درصد و با افزایش یک درصدی در نرخ تورم و سهم درآمدهای مالیاتی از GDP، ضریب جینی به‌ترتیب حدود ۰/۰۹ و ۰/۲۸ درصد، در کشورهای OIC افزایش یافته است. این نتایج، با نتایج مطالعات تابلی و کوچک‌زاده (۱۳۹۲) و محمدیان منصور و گل‌خندان (۱۳۹۵) برای کشورهای اسلامی هم‌سوست.

بر اساس نتایج جدول (۳)، در مدل برآوردی (۲)، اثر کنترل فساد بر نابرابری درآمد در کشورهای OIC، منفی و معنادار می‌باشد. به‌گونه‌ای که با یک واحد افزایش در شاخص ادراک فساد، ضریب جینی در این کشورها، به‌طور متوسط (با فرض ثبات سایر عوامل مؤثر)، حدود

۰/۳۴ درصد کاهش یافته است. نتیجه به دست آمده منطبق بر مبانی نظری ارائه شده در این زمینه است. چراکه افزایش فساد با انحراف در تخصیص منابع ملی و عمومی به سوی منافع گروهی و فردی، در کنار فرار مالیاتی و دیگر پیامدهای منفی، باعث افزایش نابرابری درآمد و عدم توزیع برابر و عادلانه امکانات و منابع ملی خواهد شد. نتیجه به دست آمده مبنی بر اثر مثبت فساد بر نابرابری درآمد با نتایج مطالعات برمپونگ<sup>۱</sup> (۲۰۰۲)، دینکر و گونالپ<sup>۲</sup> (۲۰۰۸) و ادیب پور و محمدی ویایی (۱۳۹۵) همسو است. اثر سایر متغیرها بر نابرابری درآمد نیز همانند مدل برآوردی (۱) می باشد و تغییر نکرده است.

در مدل برآوردی (۳)، اثرات متقابل کنترل فساد و هزینه های نظامی نیز به مدل اضافه شده و نتایج برآورد آن در جدول (۳) نشان داده شده است. ضریب این متغیر منفی و معنادار است و نشان می دهد که اثر هزینه های نظامی بر نابرابری درآمد در کشورهای OIC غیرخطی بوده و به سطح کنترل فساد وابسته است. به گونه ای که با افزایش سطح کنترل فساد در این کشورها، اثر هزینه های نظامی بر نابرابری درآمد کاهش می یابد. به منظور تشریح این موضوع با جای گذاری ضرایب برآوردی در رابطه (۲) خواهیم داشت:

$$\frac{\partial(\text{Gini})_{it}}{\partial(\text{ME/GDP})_{it}} = 0.085 - 0.011\text{CPI}_{it}$$

بر اساس رابطه فوق، به وضوح مشخص است که اثر سهم هزینه های نظامی از GDP بر ضریب جینی در کشورهای OIC، به طور منفی به سطح شاخص ادراک فساد وابسته است. حال با برابر صفر قراردادن رابطه فوق می توان سطح آستانه شاخص ادراک فساد که از آن به بعد، اثر سهم هزینه های نظامی از GDP بر ضریب جینی صفر و منفی می شود را به صورت زیر محاسبه کرد:

$$\frac{\partial(\text{Gini})_{it}}{\partial(\text{ME/GDP})_{it}} = 0.085 - 0.011\text{CPI}_{it} = 0 \Leftrightarrow \text{CPI}_{it}^* = 7.72$$

با توجه به این که متوسط شاخص ادراک فساد در کشورهای OIC بسیار کم تر از سطح آستانه فوق است، می توان گفت که افزایش هزینه های نظامی در این کشورها منجر به گسترش نابرابری درآمد شده است. اما، به هر حال می توان انتظار داشت که با کاهش (افزایش) و کنترل فساد، این اثرگذاری کم تر (بیش تر) شود.

<sup>۱</sup>. Brempong

<sup>۲</sup>. Dincer & Gunalp

### نتیجه‌گیری و پیشنهادها

مطالعه حاضر با استفاده از داده‌های ترکیبی کشورهای OIC و با بهره‌گیری از ابزار اقتصادسنجی، به بررسی ارتباط بین هزینه‌های نظامی و نابرابری درآمد با تأکید بر نقش فساد طی دوره‌ی زمانی ۲۰۱۴-۲۰۰۳ پرداخته است. به این منظور از متغیرهای ضریب جینی (شاخص نابرابری درآمد)، سهم هزینه‌های نظامی از GDP (شاخص بار نظامی)، شاخص ادراک فساد (به‌عنوان شاخص کنترل فساد)، اثر متقابل سهم هزینه‌های نظامی از GDP و شاخص ادراک فساد و سه متغیر کنترل درآمد سرانه، نرخ تورم و سهم درآمدهای مالیاتی از GDP در قالب یک مدل پانل دیتا استفاده شده است. پس از بررسی مانایی متغیرها توسط آزمون ریشه‌واحد IPS، وجود هم‌انباشتگی (رابطه بلندمدت) بین متغیرهای مدل توسط آزمون‌های هم‌انباشتگی پانلی پدرونی (۲۰۰۴) و کائو (۱۹۹۹) تأیید شده است. سپس به‌منظور به‌دست‌آوردن رابطه بلندمدت از روش گشتاورهای تعمیم‌یافته (GMM) استفاده شده است. نتایج نشان می‌دهد، اثر هزینه‌های نظامی بر ضریب جینی در کشورهای OIC مثبت و معنادار است. به‌عبارت دیگر، گسترش نظامی‌گری منجر به تشدید نابرابری درآمد در کشورهای مورد مطالعه می‌شود. ضریب متقابل هزینه‌های نظامی و شاخص کنترل فساد نیز نشان می‌دهد که اثر مثبت هزینه‌های نظامی بر وضعیت نابرابری درآمد کشورهای OIC با افزایش (کاهش) سطح کنترل فساد کاهش (افزایش) می‌یابد. به‌عبارت دیگر، تأثیر هزینه‌های نظامی بر نابرابری درآمد، غیرخطی و به سطح کنترل فساد وابسته است. سایر نتایج نشان می‌دهد که شاخص کنترل فساد اثر برابرگر و درآمد سرانه، نرخ تورم و سهم درآمدهای مالیاتی از GDP اثر نابرابرگر در توزیع درآمد کشورهای مورد مطالعه داشته‌اند.

### منابع

- ابونوری، اسماعیل؛ خوشکار، آر.ش. و داودی، پدram. (۱۳۸۷). شاخص‌های توزیع درآمد در میان کشورهای اسلامی، همایش اقتصاد اسلامی، مشهد: انتشارات دانشگاه فردوسی.
- ادیب‌پور، مهدی، و محمدی، آزاده. (۱۳۹۵). اثر فساد اقتصادی بر نابرابری درآمد، فصلنامه سیاست‌های راهبردی و کلان، سال چهارم، شماره ۱۴، صص ۱۶۸-۱۵۳.
- تابلی، حمید. و کوچک‌زاده، اسما. (۱۳۹۲). بررسی عوامل مؤثر بر توزیع درآمد در کشورهای اسلامی منتخب عضو سازمان کنفرانس اسلامی، دو فصلنامه مطالعات اقتصاد اسلامی، شماره ۱۱، صص ۱۰۶-۹۱.

- دهمرده، نظر. و شکری، زینب. (۱۳۸۹). اثر توسعه مالی بر توزیع درآمد در ایران، *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی*، شماره ۴، صص ۲۷-۵۳.
- دیزجی، منیژه. پناهی، حسین. و تقی‌زاده، حجت. (۱۳۸۸). اثر هزینه‌های نظامی بر بدهی‌های خارجی در کشورهای در حال توسعه، *فصلنامه مدل‌سازی اقتصادی*، سال سوم، شماره ۱، صص ۱۳۶-۱۱۷.
- گل‌خندان، ابوالقاسم. (۱۳۹۳). بررسی و مقایسه تطبیقی تأثیر هزینه‌های نظامی بر رشد اقتصادی کشورهای منتخب در حال توسعه و توسعه‌یافته: رهیافت GMM سیستمی"، *فصلنامه تحقیقات توسعه اقتصادی*، شماره ۱۵، صص ۲۳-۴۴.
- گل‌خندان، ابوالقاسم. خوانساری، مجتبی. و گل‌خندان، داود. (۱۳۹۴). نظامی‌گری و رشد اقتصادی: شواهدی تجربی از کشورهای منطقه منا در قالب الگوی پانل‌پویا، *فصلنامه رشد و توسعه اقتصادی*، دوره ۵، شماره ۱۸، صص ۳۱-۵۰.
- محمدیان منصور، صاحبه. و گل‌خندان، ابوالقاسم. (۱۳۹۵). تأثیر چرخه‌های تجاری بر نابرابری درآمد در کشورهای اسلامی منتخب (رهیافت Cup-FM)، *دو فصلنامه مطالعات اقتصاد اسلامی*، شماره ۱۶، صص ۷-۳۸.
- مولایی، محمد. و گل‌خندان، ابوالقاسم. (۱۳۹۵). تأثیر مخارج نظامی بر رشد اقتصادی کشورهای خاورمیانه: با استفاده از رهیافت گشتاورهای تعمیم یافته (GMM)، *پژوهشنامه اقتصاد کلان*، دوره ۱۱، شماره ۲۱، صص ۱۳-۳۱.
- Abell, J.D. (1994). Military spending and income inequality, *Journal of Peace Research*, 31(1), 35-43.
- Ali, H.E. (2007). Military expenditures and inequality: empirical evidence from global data, *Defence and Peace Economics*, 18(6), 519-535.
- Ali, H.E. (2012). Military expenditures and inequality in the Middle East and North Africa: A panel analysis, *Defence and Peace Economics*, 23(6), 575-589.
- Arellano, M. & Bond, S. (1991). Some Test of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and Application to Employment Equations, *Review of Economic Studies*, 58, 277-297.
- Asian Development Bank. (2012). Asian Development Outlook (2012), Confronting Rising Inequality in Asia. Mandaluyong: Asian Development Bank.
- Baltagi, B. (2005). *Econometric Analysis of Panel Data*, 3rd Edition, McGraw-Hill.
- Blejer, M.I. & Guerrero, I. (1990). The Impact of Macroeconomic Policies on Income Distribution: An Empirical Study of the Philippines, *Review of Economics and Statistics*, 72(3), 414-423.
- Bond, R. (2002). Dynamic Panel Data Model: A Guide to Micro Data Methods and Practice, the Institute for Fiscal Studies, Department of Economics.
- Brempong, K. (2002). Corruption, economic growth, and income inequality in Africa, *Economics of Governance*, 3(3), 183-209.

- Burkhard, H. (2013). A Note on the Cyclical Behavior of the Income Distribution, *Journal of Business Cycle Measurement and Analysis*, 1, 1-7.
- Chu, K., Davoodi, H. & Gupta, S. (2000). Income Distribution and Tax and Government Social Spending Policies in Developing Countries, IMF working paper 00/62, Washington, International Monetary Fund.
- Dincer, O.C. & Gunalp, B. (2008). Corruption, income inequality, and poverty in the United States, FEEM Working Paper. No. 54.
- Dunne, P. & Nikolaidou, E. (2012). Defense Spending and Economic Growth in the EU15, *Defense and Peace Economics*, 23(6), 537-548.
- Elveren, A.Y. (2012). Military spending and income inequality: evidence on co-integration and causality for Turkey, 1963–2007, *Defense and Peace Economics*, 23(3), 289-301.
- Galli, R. & Hoeven, R. (2001). Is Inflation Bad for Income Inequality: The Importance of the Initial Rate of Inflation, Working Paper.
- Gupta, S., De Mello, L., & Sharan, R. (2001). Corruption and military spending, *European Journal of Political Economy*, 17(4), 749-777.
- Hirnissa, M.T., Habibullah, M.S., & Baharom, A.H. (2009). Defense spending and income inequality: Evidence from selected Asian countries, *Modern Applied Science*, 3(5), 96.
- Hou, N. & Chen, B. (2013). Military Expenditure and Economic Growth in Developing Countries: Evidence from System GMM Estimates, *Defense and Peace Economics*, 24(3), 183-193.
- Jaumotte, F., S. Lall, & Papa Georgiou, C. (2008). Rising Income Inequality: Technology, or Trade and Financial Globalization? IMF Working Paper, WP/08/185. <http://www.imf.org/external/pubs/ft/wp/2008/wp08185.pdf>.
- Kao, C. (1999). Spurious Regression and Residual-Based Tests for Co-integration in Panel Data, *Journal of Econometrics*, No. 90, 1- 44.
- Kentor, J., Jorgenson, A. K., & Kick, E. (2012), the “new” military and income inequality: A cross national analysis, *Social Science Research*, 41(3), 514-526.
- Lin, E.S. & Ali, H.E. (2009). Military spending and inequality: Panel Granger causality test, *Journal of Peace Research*, 46(5), 671-685.
- Meng, B., Lucyshyn, W. & Li, X. (2013). Defense expenditure and income inequality: evidence on co-integration and causality for China, *Defense and Peace Economics*, 26(3), 327-339.
- Milanovic, B. (2011). More or Less, *Finance & Development*, No. 48. September 6–11.
- Mowlaei, M. & Golkhandan, A. (2015). Dynamic Analysis of the Impact of Military Expenditure on Economic Growth in Oil and Non-Oil Countries in the Middle East. *Iranian Economic Review*, No. 19, 233-250.

- OECD. (2011a). Forum on Tackling Inequality: Growing Income Inequality in OECD Countries: What Drives It and How Can Policy Tackle It? <http://www.oecd.org/social/soc/47723414.pdf>.
- OECD. (2011b). Divided We Stand Why Inequality Keeps Rising. <http://www.oecd.org/els/soc/49170768.pdf>.
- Pedroni, P. (2004). Panel Co-integration, Asymptotic and Finite Sample Properties of Pooled Time Series Tests with an Application to the PPP Hypothesis, *Econometric Theory*, 3, 597-625.
- Raza, S.R., Shahbaz, M. & Paramati, S.R. (2017). Dynamics of Military Expenditure and Income Inequality in Pakistan, *Social Indicators Research*, 131, 1035-1055.
- SIPRI (Stockholm International Peace Research Institute). (2014). *Yearbooks Armaments and Disarmaments and International Security*, SIPRI-Oxford University Press, New York, Various Issues.
- Tagami, C. (2016). Military industrial complex, military expenditure and inequality: a panel data analysis (Doctoral dissertation, Tartu Ülikool).
- Töngür, Ü. & Elveren, A.Y. (2012). *Military Expenditures, Inequality, and Welfare and Political Regimes: A Dynamic Panel Data Analysis*, University of Texas Inequality Project Working Paper.
- Transparency International (TI), Corruption Perceptions Index, 2015.
- Vadlamannati, K.C. (2008). Exploring the relationship between military spending & income inequality in South Asia, Working Paper.
- Wijeweera, A. & Webb, M.J. (2011). Military Spending and Economic Growth in South Asia: A Panel Data Analysis, *Defense and Peace Economics*, 22(5), 545-554.
- Wolde-Rufael, M. (2015). Military expenditure and income distribution in South Korea, *Defence and Peace Economics*, 27, 571-581.
- Wolde-Rufael, Y. (2014). Defence spending and income inequality in Taiwan. *Defence and peace economics*, 27(6), 871-884.
- World Bank, World development indicators, Washington, Various issues.