

تأثیر فساد بر هزینه‌های نظامی در منتخبی از کشورهای در حال توسعه

حسن خداویسی^۱، مجید بابائی آغ‌اسمعیلی^۲، ابوالقاسم گلخندان^۳

تاریخ دریافت: ۹۷/۷/۲۴ تاریخ پذیرش: ۹۸/۴/۱۸

چکیده

هدف اصلی این مقاله، بررسی تأثیر فساد بر هزینه‌های نظامی کشورهای منتخب در حال توسعه طی دوره زمانی ۲۰۱۵-۲۰۰۰ می‌باشد. برای نیل به هدف مذکور، از یک مدل عمومی مخارج نظامی، دو شاخص: ادراک فساد و کنترل فساد، تحلیل‌های هم‌انباشتگی پانلی و برآوردگر گشتاورهای تعمیم‌یافته سیستمی (SGMM) دو مرحله‌ای، استفاده شده است. نتایج برآورد مدل تحقیق نشان می‌دهد که اثر فساد بر هزینه‌های نظامی کشورهای مورد مطالعه، مثبت و معنادار است. بر اساس سایر نتایج، متغیرهای مخارج غیرنظامی (به‌عنوان هزینه فرصت مخارج نظامی) و دموکراسی، اثر منفی و معناداری بر بار نظامی کشورهای در حال توسعه داشته‌اند. جمعیت به‌عنوان یک متغیر اجتماعی، اثر مثبت و معناداری بر بار نظامی کشورهای در حال توسعه داشته است که نشان می‌دهد دفاع یک کالای عمومی می‌باشد. متغیرهای درآمد سرانه و وقفه هزینه‌های نظامی نیز تأثیر مثبت و معناداری بر بار نظامی کشورهای مورد مطالعه داشته‌اند. متوسط هزینه‌های نظامی کشورهای جهان نیز بر هزینه‌های نظامی کشورهای در حال توسعه، اثر مثبت و معناداری داشته است که حاکی از وجود یک رقابت تسلیحاتی می‌باشد.

واژه‌های کلیدی: هزینه‌های نظامی، فساد، کشورهای در حال توسعه، گشتاورهای تعمیم‌یافته سیستمی (SGMM) دو مرحله‌ای.

طبقه‌بندی JE: C23, H10, H56

Email: H.Khodavaisi@urmia.ac.ir

۱. دانشیار اقتصاد، دانشگاه ارومیه (نویسنده مسئول)

Email: Babayi_majid1367@yahoo.com

۲. دانشجوی دکتری اقتصاد دانشگاه ارومیه

Email: golkhandana@gmail.com

۳. دانشجوی دکتری اقتصاد دانشگاه لرستان

مقدمه

فساد مفهومی وسیع و چندبعدی دارد و در حوزه‌های مختلف از ورزش تا طرح‌های غیرقانونی خصوصی‌سازی، مشاهده می‌شود. هم‌چنین، حالت‌های فساد در بخش‌های مختلف و کشورهای متفاوت، مشابه و یکسان نیستند؛ به طوری که آن‌چه در برخی جوامع از آن به فساد یاد می‌شود، ممکن است در جامعه‌ای دیگر به‌عنوان هنجار و قاعده اجتماعی تلقی شود (دی‌ساردان^۱، ۱۹۹۹؛ برات‌زاده و همکاران، ۱۳۹۷) مردم نیز، نسبت به فساد که در بخش‌های اقتصادی به وقوع می‌پیوندد، دیدگاه‌های متفاوتی دارند. لذا لازم است مطالعه بر جنبه‌های مشخصی از فساد متمرکز شود و بدین منظور باید تعریفی را که بانک جهانی از فساد دارد، به صورت تعریف مشترک قبول کرد؛ بانک جهانی، «فساد را سوء استفاده از قدرت و مقام مأمور یا بدنه‌ی دولت برای منافع شخصی» عنوان می‌کند.

طی دو دهه اخیر، آثار و پیامدهای فساد بر عملکرد اقتصاد، توجه بسیاری از پژوهشگران را به خود جلب کرده است. عمده‌ترین دلایل در این زمینه، گسترش دموکراسی، جهانی شدن، برخورداری از رسانه‌های پویا و گسترش اطلاع‌رسانی، پرنسک-تر شدن نقش سازمان‌های غیردولتی مانند سازمان شفافیت بین‌الملل^۲، صندوق بین‌المللی پول^۳ و بانک جهانی در شناساندن مشکلات فساد و تلاش برای ایجاد اقدام‌های ضد فساد و اعتماد بیش‌تر به بازار در اتخاذ تصمیمات اقتصادی مؤثر، است (تانزی^۴، ۱۹۹۸).

ادبیات موجود در این زمینه به دو دسته تقسیم می‌شود. دسته اول بر تعیین‌کننده‌های فساد تمرکز دارند. مطالعات تجربی مختلف نشان می‌دهد که عوامل اصلی مؤثر بر دامنه و گستردگی فساد، کیفیت خدمات شهری (رواچ و ایوانز^۵، ۲۰۰۰)، سطح دستمزد بخش دولتی (ون ریجکیگم و ودر^۶، ۱۹۹۷)، حاکمیت قانون، به‌ویژه قوانین ضد فساد و دسترسی

-
1. De Sardan
 2. Transparency International (TI)
 3. International Monetary Fund (IMF)
 4. Tanzi
 5. Rauch & Evans
 6. Van Rijckeghem & Weder

به منابع طبیعی (لایت و ویدمن^۱، ۱۹۹۹)، درجه رقابتی بودن اقتصاد، بازبودن تجاری و سیاست صنعتی کشور (باگاواتی^۲، ۱۹۸۲ و کروگر^۳، ۱۹۹۳) می‌باشد.

دسته دوم ادبیات موجود، بر عواقب فساد تمرکز دارند. به عبارت دیگر می‌توان به مطالعاتی نظیر تأثیر فساد بر رشد (شلیف و ویشنی^۴، ۱۹۹۳؛ مورفی و همکاران^۵، ۱۹۹۳ و مائورو^۶، ۱۹۹۵)، کیفیت زیرساخت‌های عمومی و سرمایه‌گذاری عمومی (تانزی و داوودی^۷، ۱۹۹۷)، سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی (وی^۸، ۱۹۹۷)، نابرابری درآمد و فقر (گوپتا و همکاران^۹، ۱۹۹۸) و هزینه‌های دولت (گوپتا و همکاران، ۲۰۰۱)، نرخ پس‌انداز ناخالص ملی (اصغرپور و همکاران، ۱۳۹۰) اشاره کرد.

در راستای دسته دوم مطالعات فوق، تأثیر فساد بر بار نظامی، محور اصلی مقاله حاضر است. به عبارت دیگر، در این پژوهش به دنبال پاسخ دادن به این سؤال هستیم که آیا گسترش فساد، میزان بار نظامی را تحت تأثیر قرار می‌دهد؟ به این منظور، از اطلاعات داده‌های آماری ۳۰ کشور در حال توسعه، طی دوره زمانی ۲۰۱۵-۲۰۰۰ و روش اقتصادسنجی گشتاورهای تعمیم یافته سیستمی^{۱۰} (SGMM) دو مرحله‌ای استفاده شده است. وضعیت نامطلوب کشورهای در حال توسعه از لحاظ فساد (با توجه به گزارشات سالیانه سازمان شفافیت جهانی (TI)) و هم‌چنین بالابودن سهم مخارج نظامی از GDP (بار نظامی)^{۱۱} در این کشورها (با توجه به گزارشات سالیانه مؤسسه تحقیقات صلح بین‌الملل استکلهم^{۱۲} (SIPRI))، اهمیت بررسی موضوع تحقیق را دوچندان می‌کند.

1. Leite & Weidmann
2. Bhagwati
3. Krueger
4. Schleifer & Vishny
5. Murphy et al.
6. Mauro
7. Tanzi & Davoodi
8. Wei
9. Gupta et al.
10. System General Method of Moment
11. Military Burden
12. Stockholm International Peace Research Institute

مقاله در پنج بخش سازماندهی شده است. پس از مقدمه، بخش دوم به ادبیات موضوع می‌پردازد. بخش سوم به معرفی مدل و روش تحقیق اختصاص دارد. در بخش چهارم به برآورد مدل و تحلیل نتایج پرداخته شده است. در بخش پایانی نیز جمع‌بندی و پیشنهادات آمده است.

۲. ادبیات موضوع

۲-۱. مبانی نظری

۲-۱-۱. معرفی تابع تقاضای مخارج نظامی

در الگوی استاندارد نئو کلاسیک مرتبط با تقاضای مخارج نظامی، فرض بر این است که در یک جامعه، دولت می‌کوشد تا رفاه کل جامعه (W) به حداکثر برسد. این رفاه تابعی است از متغیرهای: امنیت (S)، متغیرهای اقتصادی نظیر: کل مصرف (C)، جمعیت (N) و سایر متغیرهای مربوط (ZW)، که ZW نشان‌دهنده چگونگی انتقال تابع رفاه است (هارتلی و ساندرلر، ۱۳۸۳):

$$W = W(S, C, N, ZW) \quad (1)$$

علت منظور شدن جمعیت در تابع رفاه این است که گرچه دفاع، کالایی است عمومی، اما مصرف، کالایی خصوصی تلقی می‌شود و از این رو مصرف سرانه در تابع رفاه، متغیری با اهمیت محسوب می‌شود. مسأله به حداکثر رساندن تابع رفاه منوط به در نظر گرفتن محدودیت بودجه و تابع مشخصی برای امنیت است. ساده‌ترین شکل محدودیت بودجه را می‌توان به صورت زیر نشان داد:

$$Y = P_c C + P_m M \quad (2)$$

در این رابطه، Y درآمد کل اسمی، P_m و P_c قیمت‌های مصارف واقعی نظامی (M) و مصرف واقعی خصوصی (C) است. امنیت را می‌توان به منزله وضعیتی برای کشور که در معرض هیچ نوع خطر و تهدید به حمله نباشد، تعریف کرد. امنیت نیز مانند مطلوبیت و رفاه، متغیری مشاهده نشدنی است و سعی می‌شود در توابع اقتصادسنجی با برخی متغیرهای

سنجش پذیر مانند: تعداد نیروهای نظامی کشور و سایر کشورها و هم چنین، سایر متغیرهای راهبردی مربوط به ZS که تعیین کننده تغییر وضعیت در محیط امنیتی است، جانشین شود:

$$S = S(M, M_1, \dots, M_n, ZS) \quad (3)$$

هدف بحث کنونی این است که با روش تعادل جزئی، میزان نیروی نظامی بهینه یک کشور، با فرض مشخص بودن نیروهای نظامی کشورهای دیگر تعیین شود. لذا از این طریق می توان میزان تقاضا برای مخارج نظامی را در حد مطلوب و از رابطه زیر به دست آورد:

$$M = M\left(\frac{P_m}{P_c}, Y, N, M_1, \dots, M_n, ZW, ZS\right) \quad (4)$$

بر اساس مدل رابطه (۴)، سطح مخارج نظامی به عواملی هم چون قیمت کالاهای نظامی، درآمد (به عنوان متغیرهای اقتصادی)، جمعیت (به عنوان متغیرهای اجتماعی) و مخارج نظامی سایر کشورها و عوامل استراتژیک وابسته است (عبدالفتاح و همکاران^۱، ۲۰۱۳). شایان ذکر است که می توان با وارد کردن سایر متغیرهای مؤثر بر مخارج نظامی، مدل فوق را بسط و گسترش داد. به عنوان مثال، محققانی نظیر: دون و نیکلایدو^۲ (۲۰۰۱) و سلمن^۳ (۲۰۰۵)، وقفه متغیر مخارج نظامی (M_{-1}) را نیز برای توجیه اثر هزینه های نظامی گذشته و یا تعهدات مربوط به برنامه های دفاعی وارد مدل کرده اند. یا این که بسیاری از محققان نظیر: دون و نیکلایدو (۲۰۰۱) و داچ و سلمن^۴ (۲۰۱۴)، مخارج غیر نظامی را به عنوان هزینه فرصت مخارج نظامی که دارای اثر انتظاری منفی بر مخارج نظامی می باشد، وارد مدل کرده اند. یکی دیگر از متغیرهایی که می تواند بر سطح مخارج نظامی اثرگذار باشد، فساد است که در ادامه مورد بررسی قرار می گیرد.

به طور کلی فساد می تواند هزینه های نظامی را از طریق کانال های عرضه و تقاضا تحت تأثیر قرار دهد. فساد ممکن است با ملاحظات مربوط به سمت عرضه بر هزینه های نظامی مؤثر واقع شود؛ به این معنی که تولید کنندگان اسلحه ممکن است برای به دست آوردن قراردادهای، به رشوه متوسل شوند و یا از طریق ملاحظات مربوط به سمت تقاضا مؤثر واقع

1. Abdelfattah et al.
2. Dunne & Nikolaidou
3. Solomon
4. Douch & Solomon

شود؛ تا آن جا که بخش نظامی ممکن است در فعالیتهایی که مستعد فساد هستند، شرکت کند (گوپتا و همکاران^۱، ۲۰۰۱).

الف - ملاحظات مربوط به سمت عرضه

عرضه‌کنندگان خارجی ممکن است به مقامات کشورهای واردکننده اسلحه و تجهیزات نظامی رشوه دهند؛ این موضوع می‌تواند به وسیله کد مالیاتی کشورهای صادرکننده اسلحه تسهیل شود که طبق آن رشوه می‌تواند به عنوان هزینه‌ای کسر شود. پرداخت رشوه به مقامات خارجی به عنوان یک اقدام جنایی در این کشورها محسوب نمی‌شود. برای رسیدگی به این موضوع، OECD خواستار شفافیت بیش‌تری در نحوه برخورد قانونی با رشوه‌دهی هم‌تایان خارجی در بین کشورهای عضو این سازمان شده است (OECD، ۱۹۹۷).

از اواسط دهه ۱۹۸۰، کاهش مداوم هزینه‌های نظامی در سراسر جهان باعث افزایش رقابت بین تولیدکنندگان سلاح شده است. پایان جنگ سرد و فروپاشی اتحاد جماهیر شوروی سابق، باعث تغییر تهدیدات و الویت‌های امنیت ملی شد. در برخی کشورها، صنعت دفاعی با ظرفیت‌های بیکار و هزینه‌های ثابت کلان روبرو شد و هزینه‌های تحقیق و توسعه (R&D) زیاد، اغلب تولیدکنندگان اسلحه را مجبور کرد تا با توسل بر رشوه‌دهی، به شدت بر بازارهای خارج از کشور تمرکز کنند (گوپتا و همکاران، ۲۰۰۱).

ب - ملاحظات مربوط به سمت تقاضا

به‌طور معمول، در یک جامعه، دولت تأمین‌کننده خدمات و کالاهای نظامی می‌باشد. در این راستا، برخی از جنبه‌های تدارکات نظامی، مستعد فساد می‌باشند. مقررات تصویب‌شده در این زمینه، به‌طور معمول قدرت را به مقامات مسئول و صاحب اختیار در قراردادها اعطا می‌کند. رقابت محدود بین عرضه‌کنندگان، تمایل به رفتار رانت‌جویانه را در

مقامات برای مشارکت در رفتار بدخواهانه ایجاد می‌کند. (آدس و دی تلا، ۱۹۹۹؛ کیمینای و امباکو، ۱۹۹۶؛ امباکو، ۲۰۰۰)

محرمانه بودن هزینه‌های نظامی خود زمینه‌ساز استفاده از فساد می‌شود. به‌طور کلی شفافیت در عملیات دولتی به‌ویژه در زمینه تجهیزات نظامی، نسبت به سایر بخش‌ها کم‌تر است. قراردادهای نظامی اغلب از قانون آزادی اطلاعات مشتمنی هستند و اغلب در قالب محرمانه و تحت اختیار مقامات مربوطه می‌باشند. روندهای اداری در هزینه‌های نظامی ممکن است از سوی مقامات مالیاتی و گمرکی به‌صورت دقیق مورد نظارت قرار نگیرند و قراردادهای نظامی ممکن است به نظارت بودجه عادی (استاندارد) نرسند (مانند حسابرسی و تصویب قانونی). دارایی‌های نظامی مانند زمین‌های نظامی، سخت‌افزار، زمین‌های آزمایشی، وسایل نقلیه حمل و نقل و امکانات مانند مراکز مسکونی و آموزشی به اندازه کافی بزرگ هستند و فرصت‌های بیش‌تری را برای فساد در جهت افزایش مخارج نظامی فراهم می‌کنند. برای مثال، با کنترل زمین، نیروهای نظامی اغلب استفاده و بهره‌برداری از منابع طبیعی را کنترل می‌کنند. در تعدادی از کشورها، ارتش در فعالیت‌های تجاری، شامل تولید اسلحه، تجهیزات نظامی و فولاد، مدیریت فرودگاه‌ها و ... فعالیت می‌کند. فعالیت‌های تجاری توسط ارتش ممکن است که ورود شرکت‌های خصوصی را محدود کند و قاچاق و ذخیره‌سازی کالاها را تشویق کند. شایان ذکر است که هزینه‌های نظامی نیز دارای یک سری ویژگی‌هایی هستند که زمینه را برای فساد مهیا می‌کنند. پروژه‌های دفاع تمایل به سرمایه‌های آینده‌ای دارند که سبب تمایل شرکت‌ها برای رشوه‌دادن به مقامات دولتی در جهت کمک به آن‌ها در دستیابی به قراردادها و مناقصات می‌شود. هم‌چنین دسترسی به اطلاعات طراحی یا مشخصات مناقصه، می‌تواند از طریق رشوه‌دادن به مقامات دولتی در روند مناقصه به‌دست آید (گوپتا و همکاران، ۲۰۰۱).

بنابراین با توجه به مطالب بالا، اولاً: فساد باعث گسترش بار نظامی کشورهای در حال توسعه می‌شود. در این راستا اعمال سیاست‌های مناسب به کاهش و کنترل فساد از قبیل: اصلاح ساختار اداری، تعدیل دستمزدها، رفع موانع خصوصی‌سازی و ترغیب به اقتصادی رقابتی، شفاف‌سازی قوانین و مقررات به ویژه قوانین و مقررات مالیاتی، نظارت دقیق در سطح مقامات جهت مبارزه با دریافت رشوه و جای‌گزین کردن سیستم‌های اینترنتی به جای افراد پیشنهاد می‌شود. تحت چنین شرایطی می‌توان از انحراف و اتلاف منابع در بخش نظامی جلوگیری کرد و منابع و هزینه‌های غیرضروری در بخش نظامی را به سایر بخش‌های غیرنظامی مانند: بهداشت و آموزش که محرک رشد اقتصادی هستند، انتقال داد؛ چرا که با افزایش بار نظامی در کشورهای در حال توسعه، سبب کاهش مخارج غیرنظامی محرک رشد اقتصادی، مانند مخارج بهداشتی (با توجه به محدودیت بودجه) خواهد شد.

ثانیاً: محرمانه بودن هزینه‌های نظامی خود زمینه‌ساز استفاده از فساد می‌شود. به‌طور کلی شفافیت در عملیات دولتی به‌ویژه در زمینه تجهیزات نظامی، نسبت به سایر بخش‌ها کم‌تر است. قراردادهای نظامی اغلب از قانون آزادی اطلاعات مستثنی هستند و اغلب در قالب محرمانه و تحت اختیار مقامات مربوطه می‌باشند. بنابراین قراردادهای دفاع می‌تواند در قانون آزادی اطلاعات در دسترس باشند قراردادهای تدارک و خرید اسلحه می‌تواند تحت نظارت استانداردهای بودجه‌ای نظیر روش‌های حساسی و تصویب قانونی همانند سایر برنامه‌های مخارج در بودجه باشد. (نظارت دقیق بر قراردادهای دفاع) در این راستا تهیه، اجرای و گزارش دادن بودجه شفاف و نیز تطبیق اطلاعات مالی، کانال‌هایی را که از طریق آن فساد بر تامین‌های عمومی از جمله در بخش نظامی تأثیر می‌گذارد تضعیف می‌کند. پیرو ادبیات نظری و بالاحص مطالعه گوپتا و همکاران (۲۰۰۱)، رابطه بین فساد و هزینه‌های نظامی را به شرح زیر مدل‌سازی می‌کنیم:

$$G = M + N \quad (5)$$

در رابطه (۵) مخارج دولتی (G) به صورت ترکیبی از مخارج نظامی (M) و غیرنظامی (N) است که از طریق مالیات تأمین مالی می‌شود؛ یعنی، $G = T$ که در آن $T = \tau Y$ و $T > 0$ مالیات و Y درآمد ملی است. همچنین $0 \leq \tau < 1$. برای تکمیل مدل، یک تابع مطلوبیت به صورت تابعی از مصرف خصوصی (C) و مخارج دولتی (G) در نظر می‌گیریم که $U_i > 0$ و $U_{ii} < 0$ و فرم خاص این تابع را به صورت زیر تعریف می‌کنیم:

$$U(C, M, N) = C^\beta M^\gamma N^\delta \quad \delta = 1 - \beta - \gamma \quad (۶)$$

و سرانجام فرض می‌کنیم که سرمایه‌گذاری خصوصی صفر است. تابع مطلوبیت زیر را با فرض قیود، حداکثر می‌کنیم:

$$\max U(C, M, N) \quad (۷)$$

$$Y = C + G \quad (۸)$$

$$G = M + N$$

در این مدل بدون فساد داریم:

$$\frac{M}{Y} = \frac{\gamma}{\beta}(1-\tau) \quad \frac{M}{G} = \frac{\gamma}{\beta}(1-\tau) \frac{Y}{G} \quad (۹)$$

$$\frac{N}{Y} = \frac{\delta}{\beta}(1-\tau) \quad \frac{N}{G} = \frac{\delta}{\beta}(1-\tau) \frac{Y}{G} \quad (۱۰)$$

طبق معادله (۹) برای سطح معینی از τ ، سهم هزینه‌های نظامی و غیرنظامی از درآمد و مخارج کل دولت، به پارامترهای تابع مطلوبیت (β ، γ و δ) بستگی دارد. در صورتی که پارامترهای تابع مطلوبیت (β ، γ و δ) توسط فساد (R) تحت تأثیر قرار گیرد، داریم:

$$\frac{M}{Y} = \frac{\gamma(R)}{\beta(R)}(1-\tau) \quad \frac{M}{G} = \frac{\gamma(R)}{\beta(R)}(1-\tau) \frac{Y}{G} \quad (۱۱)$$

با توجه به روابط (۱۱):

$$\frac{\partial(M/Y)}{\partial R} = (1-\tau) \left[\frac{\gamma_R \beta - \beta_R \gamma}{\beta^2} \right] \quad (۱۲)$$

که در معادلات فوق:

$$\gamma_R = \frac{d\gamma}{dR} \qquad \beta_R = \frac{d\beta}{dR} \qquad (13)$$

در این حالت داریم:

$$\frac{\partial(M/Y)}{\partial R} > 0 \qquad \frac{\partial(M/G)}{\partial R} > 0 \qquad \text{If} \qquad \frac{\gamma_R}{\gamma} > \frac{\beta_R}{\beta}$$

بر این اساس می‌توان گفت که فساد بر پارامترهای تابع مطلوبیت تاثیر می‌گذارد؛ اما به‌عنوان یک عامل در تابع مطلوبیت معرفی نمی‌شود؛ به این معنی که فساد با هزینه‌های نظامی بالاتری همراه است، تا زمانی که حداکثرسازی مطلوبیت، افزایش در هزینه‌های نظامی را به‌عنوان فرصتی برای استفاده از هزینه‌های دولتی برای سود شخصی در جهت دستیابی به مطلوبیت شخصی بالاتر قلمداد می‌کند (گوپتا و همکاران، ۲۰۰۱).

۲-۲. پیشینه تحقیق

۲-۲-۱. مطالعات خارجی

لانگلوتز و پترفکی^۱ (۲۰۱۹) با استفاده از داده‌های مخارج نظامی برای ۱۲۴ کشور در بازه زمانی ۲۰۱۲-۱۹۷۵ و با بکارگیری یک روش متغیر ایزاری جدید به دنبال پاسخگویی به این پرسش هستند که «آیا کمک‌های توسعه‌ی هزینه‌های نظامی را در کشورهای دریافت‌کننده افزایش می‌دهد؟» نتایج نشان می‌دهد با احتساب ناپایداری‌ها، این کمک‌ها تاثیر مثبت بر هزینه‌های نظامی در کل دوره زمانی مورد بررسی ندارد با این حال تاثیر کمک‌های توسعه بر هزینه‌های نظامی با توجه به ویژگی‌های کشورهای دریافت‌کننده و اهداکننده متفاوت است به عبارت دیگر حتی پس از کنار گذاشتن ناپایداری‌ها، اولاً کمک‌های توسعه مخارج نظامی را در کشورهایی که وابسته به این کم‌ها بوده و مستعد

1 . Langlotz & Potrafke

2 . Development Aid

درگیری هستند افزایش می‌دهد ثانیاً کمک‌های ارائه شده توسط اقتصادهای بازاری (کشورهای اهداکننده) هزینه‌های نظامی را افزایش می‌دهد.

فرجی دیزجی و فرزنانگان (۲۰۱۹) به منظور بررسی اثر تحریم‌ها بر هزینه‌های نظامی در ایران با استفاده از داده‌های سالانه ۱۹۶۰ تا ۲۰۱۷ و تکنیک اقتصادسنجی ARDL به این نتیجه رسیدند که افزایش شدید تحریم‌ها با کاهش بیشتر هزینه‌های نظامی در کوتاه مدت و بلندمدت همراه است به طوری که هر سطح از افزایش شدت تحریم‌ها با توجه به رویکرد برنامه ما، هزینه‌های نظامی در بلندمدت را حدود ۳۳ درصد کاهش می‌دهد. از نتایج دیگر این مقاله این است که تنها تحریم‌های چند جانبه ایالات متحده در رابطه با سایر کشورها برای تحریم ایران تأثیر معناداری و منفی بر هزینه‌های نظامی ایران در کوتاه مدت و بلندمدت دارد که این تحریم‌های چندجانبه هزینه‌های نظامی ایران را در حدود ۷۷ درصد در بلندمدت کاهش می‌دهد. تولید ناخالص داخلی (GDP)، رانت‌های نفتی، باز بودن تجاری، جمعیت، کیفیت نهادهای سیاسی، هزینه‌های نظامی منطقه خاورمیانه، هزینه‌های غیرنظامی از سوی دولت و دوره جنگ با عراق متغیرهای کنترل این پژوهش هستند.

دی‌آگوستینو و همکاران^۱ (۲۰۱۶)، از یک مدل رشد درون‌زا برای محاسبه اثرات فساد بر ترکیب مخارج دولت (به‌طور مشخص، مخارج نظامی و مخارج سرمایه‌گذاری) استفاده کرده‌اند. نتایج این مطالعه در قالب داده‌های پانل ۱۰۶ کشور جهان طی دوره زمانی ۲۰۱۰-۱۹۹۶ و با استفاده از روش‌های اثرات ثابت^۲ (FE) و داده‌های ترکیبی پویا^۳ (DPD) نشان می‌دهد که تعاملات بین فساد، مخارج نظامی و سرمایه‌گذاری تأثیرات منفی زیادی بر رشد اقتصادی دارد. نتایج دیگر این مطالعه حاکی از آن است که همبستگی مهمی بین فساد و هزینه‌های نظامی وجود دارد. لذا مبارزه با فساد نه تنها اثرات مستقیم مثبت دارد، بلکه ممکن است اثرات غیرمستقیم مثبت نیز از طریق کاهش میزان تأثیر منفی بار نظامی داشته باشد.

1. D'Agostino et al.

2. Fixed Effect

3. Dynamic Panel Data

جاکوویچ و درویسزوا^۱ (۲۰۱۵) به بررسی اثر فساد بر تخصیص مخارج دولت با استفاده از داده‌های پانل ۲۱ کشور عضو OECD بین سال‌های ۲۰۱۱-۱۹۹۸ پرداخته‌اند. نتایج این مطالعه نشان با استفاده از روش پانل دیتا می‌دهد که به ازای سطوح بالاتر فساد، مخارج دفاعی و خدمات عمومی دولت افزایش می‌یابد؛ در حالی که مخارج آموزشی، بهداشت، تفریح، فرهنگ و مذهب دولت کاهش خواهد یافت. این مقاله نتایج و شواهد جدیدی را درباره ارتباط بین فساد و تخصیص مخارج دولتی در کشورهای OECD ارائه می‌دهد.

هاشم^۲ (۲۰۱۴) رابطه بین فساد و ترکیب هزینه‌های دولت (هزینه‌های مربوط به آموزش و بهداشت) را در کشورهای عربی با استفاده از روش پانل دیتا بین سال‌های ۲۰۱۰-۱۹۹۰ بررسی کرده است. نتایج نشان می‌دهد که فساد، هزینه‌های آموزشی و بهداشتی را به‌عنوان بخشی از کل هزینه‌های عمومی کاهش می‌دهد.

دلوالده^۳ (۲۰۰۵)، در مطالعه‌ای شامل ۹۶ کشور در حال توسعه، به بررسی اثر فساد بر میزان و توزیع هزینه‌های عمومی طی سال‌های ۲۰۰۱-۱۹۹۶ پرداخته است. نتایج حاصل از تخمین مدل داده‌های پانل با استفاده از روش اثرات ثابت (FE) نشان می‌دهد که فساد مقدار کل هزینه‌های عمومی را افزایش می‌دهد. هم‌چنین وی با استفاده از روش حداقل مربعات سه مرحله‌ای^۴ (3SLS) نشان داده است که فساد، ساختار هزینه‌های دولتی را از طریق کاهش سهم هزینه‌های اجتماعی (آموزش و پرورش، بهداشت و درمان و حمایت‌های اجتماعی) و افزایش بخش اختصاص داده‌شده به خدمات عمومی، نظم و امنیت، سوخت و انرژی و دفاع، دگرگون و دچار تغییر می‌سازد.

گوپتا و همکاران (۲۰۰۱) در مطالعه‌ای شامل ۱۲۰ کشور جهان، به بررسی اثر فساد بر مخارج نظامی طی سال‌های ۱۹۹۸-۱۹۸۵ پرداخته‌اند. نتایج حاصل از تخمین مدل داده‌های

1. Jajkovic & Drobiszova

2. Hashem

3. Delavallade

4. Three Stage least Square (3SLS)

پانل با استفاده از روش‌های FE، 2SLS، حداقل مربعات تعمیم‌یافته^۱ (GLS) و گشتاورهای تعمیم‌یافته^۲ (GMM)، نشان می‌دهد که فساد سهم مخارج نظامی از GDP (بار نظامی) و سهم مخارج نظامی از کل مخارج دولت را افزایش می‌دهد.

مائورو^۳ (۱۹۹۸) در مطالعه‌ای به بررسی اثر فساد بر ترکیب مخارج دولت در کشورهای در حال توسعه بین سال‌های ۱۹۹۵-۱۹۸۲ پرداخته است. نتایج این مطالعه نشان می‌دهد که فساد، ترکیب مخارج دولت را دگرگون و دچار تغییر می‌سازد؛ به گونه‌ای که موجب کاهش مخارج آموزش و بهداشت عمومی می‌شود و در مقابل افزایش مخارج دفاعی را به همراه دارد.

۲-۲-۲. مطالعات داخلی

گل‌خندان (۱۳۹۶) به بررسی تأثیر فراوانی منابع طبیعی بر هزینه‌های نظامی کشورهای خاورمیانه طی سال‌های ۲۰۱۴-۱۹۹۵ پرداخته است. به این منظور یک مدل عمومی مخارج نظامی، با حضور شاخص‌های فراوانی منابع طبیعی - شامل دو شاخص کلی سهم درآمدهای منابع طبیعی از GDP و سهم صادرات سوخت از صادرات کالایی - و هم‌چنین ۵ شاخص تفکیکی - شامل سهم درآمدهای نفت، گاز طبیعی، زغال سنگ، جنگل و مواد معدنی از GDP-، برای این کشورها طراحی و به منظور برآورد آن از روش گشتاورهای تعمیم‌یافته (GMM) در قالب داده‌های ترکیبی پویا استفاده شده است. نتایج برآورد مدل نشان می‌دهد که شاخص‌های کلی فراوانی منابع طبیعی تأثیر مثبت و معناداری را بر هزینه‌های نظامی کشورهای مورد مطالعه داشته است. هم‌چنین، با تفکیک درآمدهای حاصل از منابع طبیعی، نشان داده شده که سهم درآمدهای نفتی و گاز طبیعی از GDP، اثر مثبت و معنادار و درآمدهای حاصل از سایر منابع طبیعی، اثر بی‌معنایی بر هزینه‌های نظامی این کشورها داشته‌اند.

1. Generalized Least Square
2. General Method of Moment
3. Mauro

جعفری و گل‌خندان (۱۳۹۴) رابطه علیت بین فساد و اندازه دولت در کشورهای اسلامی و در حال توسعه گروه D8 را طی دوره زمانی ۲۰۱۳-۲۰۰۰ بررسی کرده‌اند. نتایج تجربی این مطالعه براساس آزمون علیت گرنجری پانلی مبتنی بر بوت‌استرپ نشان می‌دهد که جهت رابطه علیت بین فساد و اندازه دولت در کشورهای گروه D8 بسته به شرایط خاص حاکم بر آنها متفاوت است.

کریمی و همکاران (۱۳۹۱) به بررسی اثر فساد مالی بر ترکیب مخارج ۳۱ کشور منتخب در حال توسعه بین سال‌های ۲۰۰۷-۲۰۰۰ و با استفاده از تکنیک داده‌های پانل پرداخته‌اند. نتایج حاصل از برآورد مدل‌های اقتصادسنجی حاکی از آن است که فساد مالی ترکیب مخارج دولت را به‌طور معناداری تحت تأثیر و تغییر قرار می‌دهد؛ به‌طوری که در پی کاهش فساد مالی، سهم نسبی مخارج جاری، مخارج سرمایه انسانی و مخارج آموزشی و بهداشتی در تولید ناخالص داخلی افزایش می‌یابد. هم‌چنین، از سهم نسبی مخارج نظامی و مخارج سرمایه‌ای در تولید ناخالص داخلی کاسته خواهد شد.

در جمع‌بندی مطالعات تجربی و وجه تمایز مطالعات حاضر با این مطالعات می‌توان گفت که تاکنون در هیچ یک از مطالعات داخلی به بررسی اثر فساد بر هزینه‌های نظامی و یا بار نظامی، پرداخته نشده است. هم‌چنین شمار مطالعات خارجی که با تمرکز اصلی بر روی این موضوع انجام شده باشند، بسیار اندک و انگشت‌شمار می‌باشد. علاوه بر این مطالعه حاضر به‌منظور بررسی اثر فساد بر بار نظامی کشورهای در حال توسعه از یک مدل عمومی مخارج نظامی که شامل متغیرهای اقتصادی، اجتماعی، استراتژیک (راهبردی)، سیاسی و نظامی می‌باشد، استفاده کرده است که نسبت به مدل‌سازی مطالعات خارجی محدود انجام‌شده در این زمینه، کاملاً متفاوت است و نهایتاً در این مطالعه به‌منظور اندازه‌گیری فساد از دو نوع شاخص ادراک فساد (cpi) و کنترل فساد (coc)، و تکنیک GMM سیستمی استفاده شده است لذا در مجموع دو معادله برآوردی خواهیم داشت. بر این اساس می‌توان استحکام و ثبات نتایج به‌دست‌آمده را نیز نسبت به تغییر شاخص فساد در مدل تحقیق، مورد آزمون و بررسی قرار داد.

۳. مدل و روش تحقیق

۳-۱. مدل تحقیق

در این مطالعه، به منظور بررسی تأثیر فساد بر بار نظامی کشورهای منتخب درحال توسعه، به پیروی از مبانی نظری و مطالعات تجربی (گوپتا و همکاران، ۲۰۰۱، عبدالفتاح و همکاران، ۲۰۱۳ و جاکوویچ و درویسزوا، ۲۰۱۵) از یک مدل عمومی مخارج نظامی (که شامل: متغیرهای اقتصادی، اجتماعی، استراتژیک (راهبردی)، سیاسی و نظامی می‌باشد) به صورت نیمه‌لگاریتمی و در قالب داده‌های ترکیبی پویا استفاده شده است:

$$\begin{aligned} \left(\frac{\text{mil}}{\text{gdp}}\right)_{it} = & \mu_i + \beta_0 \left(\frac{\text{mil}}{\text{gdp}}\right)_{it-1} + \beta_1 (\text{Ln}(\text{income}))_{it} + \beta_2 \left(\frac{\text{non-mil}}{\text{gdp}}\right)_{it} \\ & + \beta_3 (\text{Ln}(\text{population}))_{it} + \beta_4 \left[\left(\frac{\text{mil}}{\text{gdp}}\right)_{\text{world}}\right]_{it} \\ & + \beta_5 (\text{democracy})_{it} + \beta_6 (\text{corruption})_{it} + \eta_t + \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad (14)$$

در رابطه فوق، i نشان‌دهنده کشورهای منتخب درحال توسعه^۱ ($i=1, \dots, 30$)، t نشان‌دهنده بازه زمانی (۲۰۰۱-۲۰۱۵)، μ_i اثر ثابت کشورها، η_t اثر ثابت زمان و ε_{it} جزء خطاء تصادفی است.

سایر متغیرها به صورت زیر تعریف شده‌اند:

$\left(\frac{\text{mil}}{\text{gdp}}\right)_{it}$: سهم مخارج نظامی از gdp، به عنوان شاخص بار نظامی (و متغیر وابسته مدل) (گوپتا و همکاران، ۲۰۰۱ و درز^۲، ۲۰۰۶). منبع داده‌های آماری این متغیر، مؤسسه بین‌المللی تحقیقات صلح استکهلم^۳ (SIPRI) است.

۱. کشورهای مورد مطالعه عبارت‌اند از: جمهوری اسلامی ایران، آرژانتین، ارمنستان، اندونزی، الجزایر، فیلیپین، آذربایجان، بنگلادش، بولیوی، برزیل، کامرون، شیلی، پاراگوئه، جیبوتی، اکوادور، مصر، غنا، گواتمالا، هند، اردن، مکزیک، نیجریه، عمان، پاکستان، آفریقای جنوبی، تایلند، تونس، ونزوئلا، پرو و قرقیزستان. این کشورها به روش نمونه‌گیری حذف سیستماتیک انتخاب شده‌اند. به این صورت که در ابتدا تمام کشورهای درحال توسعه به‌عنوان نمونه انتخاب شده‌اند و بعد از جمع‌آوری داده‌های تمام این کشورها، کشورهایی که داده‌های مناسب با گسترده زمانی کافی برای تحلیل پویایی‌های زمانی را ندارند، در نمونه باقی می‌مانند.

2. Dreze

3. Stockholm International Peace Research Institute

بار نظامی با یک وقفه. این متغیر برای توجیه اثر هزینه های نظامی گذشته $\left(\frac{\text{mil}}{\text{gdp}}\right)_{it-1}$: و یا تعهدات مربوط به برنامه های نظامی وارد مدل شده است و انتظار می رود اثر مثبت بر بار نظامی داشته باشد، یعنی $\beta_0 > 0$.

$(\text{Ln}(\text{income}))_{it}$: لگاریتم طبیعی gdp سرانه، به عنوان شاخص درآمد (به قیمت های ثابت سال ۲۰۰۵ و بر حسب دلار آمریکا). دگر^۱ (۱۹۸۶)؛ در مطالعه خود نشان داده است که ارتباط مثبت و حائز اهمیتی بین متغیرهای مخارج نظامی و درآمد وجود دارد. بر اساس این نتیجه گیری می توان ادعا کرد که دفاع کالایی است لوکس، که همراه با افزایش درآمد، تقاضای آن نیز افزایش می یابد و احتمالاً جوامع نیز مانند خانوارها اعتقاد دارند که اگر ثروتمندتر شوند به سیستم پیچیده تر نظامی نیاز خواهد داشت. با وجود این، زمانی که یک کشور به درجه خاصی از امنیت می رسد، همراه با افزایش درآمد و بالتبع رشد اقتصادی، بودجه نظامی تقریباً ثابت می ماند و در نتیجه، این امر موجب کاهش سهم مخارج نظامی می شود (آنتوناکیس^۲، ۱۹۹۶). بنابراین در مورد علامت ضریب برآوردی این متغیر یعنی β_1 نمی توان از پیش یک قضاوت قطعی داشت. منبع داده های آماری این متغیر، شاخص های توسعه جهانی^۳ (WDI) متعلق به بانک جهانی است.

$\left(\frac{\text{non-mil}}{\text{gdp}}\right)_{it}$: سهم مخارج بهداشتی از gdp، به عنوان شاخص مخارج غیر نظامی و هزینه فرصت مخارج نظامی (بر حسب درصد)؛ وارد کردن مخارج غیر نظامی دولت در مدل، نشان دهنده هزینه عمومی اقتصادی مربوط به دفاع است و انتظار نیز بر آن است، که ضریب این متغیر دارای علامت منفی باشد (سلمن، ۲۰۰۵)، یعنی $\beta_2 < 0$. منبع داده های آماری این متغیر، WDI است.

$\text{Ln}(\text{population})$: لگاریتم طبیعی جمعیت کشور (بر حسب نفر)؛ در مورد تأثیر جمعیت بر مخارج نظامی دو دیدگاه کلی وجود دارد: بر اساس دیدگاه نخست، جمعیت

1. Deger

2. Antonakis

3. World Development Indicators

بزرگ تر نشان دهنده و القاء کننده یک امنیت ذاتی است که نیاز به هزینه‌های نظامی را کاهش می‌دهد و یا ممکن است با پذیرش تکیه بر یک ارتش بزرگ، به جای تجهیزات با فن آوری بالا، هزینه‌ها را کاهش دهد. از سوی دیگر، بر اساس تئوری «کالای عمومی»^۱ می‌توان گفت که یک جمعیت بزرگ‌تر، هزینه‌های نظامی را مؤثرتر می‌سازد، چراکه تعداد بیش‌تری از مردم به‌عنوان یک کالای عمومی خالص از دفاع منتفع می‌شوند (دون و پیرلو-فریمن^۲، ۲۰۰۳). بنابراین بر اساس دیدگاه نخست انتظار می‌رود که جمعیت بزرگ‌تر، کاهنده مخارج نظامی باشد. در مقابل و بر اساس دیدگاه دوم، بیان می‌شود که چون دفاع کالایی عمومی است، می‌بایست به لحاظ تحلیلی، رابطه‌ای مثبت با اندازه اقتصاد کشوری که باید از آن دفاع شود داشته باشد؛ چراکه، جمعیت بیش‌تر مستلزم ارائه میزان گسترده‌تری از کالای عمومی است (دگر، ۱۹۸۶). بنابراین در مورد علامت ضریب برآوردی این متغیر یعنی β_3 نمی‌توان از پیش یک قضاوت قطعی داشت. منبع داده‌های آماری این متغیر، WDI است.

و معنادار شدن ضریب این متغیر، یعنی β_4 ، به‌معنای آنست که بار نظامی کشورهای مورد مطالعه به‌طور مثبت، متأثر از متوسط بار نظامی کشورهای جهان است؛ که این به‌معنای وجود یک رقابت تسلیحاتی بین کشورهای درحال توسعه و کشورهای جهان می‌باشد. منبع داده‌های آماری این متغیر، SIPRI است.

$(democracy)_{it}$: درجه خالص دموکراسی یا همان شاخص Polity؛ این شاخص، برای سنجش درجه مشارکت مردم در دولت به کار می‌رود و از طریق تفریق شاخص استبداد از شاخص دموکراسی به دست می‌آید. محدوده و مقدار این شاخص بین دو عدد ۱۰ و -۱۰ تغییر می‌کند که عدد ۱۰- به مفهوم استبداد مطلق و عدد ۱۰+ به معنای

1. Public Good

2. Dunne & Perlo-Freeman

دموکراسی کامل است. به طور کلی، کشورهای دموکراتیک نسبت به کشورهای غیر دموکراتیک، هزینه های نظامی کمتری را صرف می کنند (رش^۱، ۱۹۸۸). دلایل متعددی مبنی بر این ادعا وجود دارد که کشورهای با دموکراسی بالاتر، ممکن است سطح هزینه های نسبی بالنسبه پایین تری داشته باشند. نخستین دلیل این است که دموکراسی بالاتر در یک کشور از طریق افزایش پاسخ گویی مقامات دولتی و بهبود کارایی، باعث افزایش تمایل رهبران این کشورها بر اولویت بندی هزینه های اجتماعی مانند رفاه، بهداشت و آموزش نسبت به هزینه های نظامی می شود (برانر^۲، ۲۰۱۵: ۴۱۰). دلیل دیگر برای این موضوع، آن است که احتمال تمایل به جنگ در دولت های دموکرات نسبت به سایر دول کم تر است. در نهایت، نظام های استبدادی به دلیل وجود دیکتاتورها، اغلب فاقد مشروعیت مردمی می باشند و به جای تکیه بر قدرت مردم، برای حفظ قدرت، به ارتش متکی بوده اند که این مسأله سبب افزایش هزینه های نظامی می شود (همان). لذا انتظار بر آنست که ضریب این متغیر دارای علامت منفی باشد، یعنی $\beta_5 < 0$. منبع داده های آماری این متغیر، مرکز مطالعات Polity IV وابسته به دانشگاه مریلند^۳ می باشد.

it (corruption): شاخص اندازه گیری فساد. در این مطالعه به منظور اندازه گیری فساد از دو شاخص ادراک فساد^۴ (cpi) و کنترل فساد^۵ (coc)، استفاده شده است. مقدار شاخص cpi بین دو عدد صفر و ۱۰ است که عدد صفر، به معنای حداکثر فساد و عدد ۱۰، به معنای عدم فساد می باشد و مقدار شاخص coc نیز بین دو عدد $2/5$ و $2/5$ قرار دارد و با نزدیک شدن آن به عدد $2/5$ میزان فساد کاهش و با نزدیک شدن آن به مقدار $2/5$ میزان فساد افزایش می یابد. بر این اساس می توان گفت که هر دو شاخص cpi و coc، شاخص های معکوسی از اندازه گیری فساد می باشند که مقادیر بالاتر (پایین تر) آن ها نشان از فساد کم تر (بیش تر) دارد. بر اساس مبانی نظری و مطالعات تجربی تشریح شده در قسمت

-
1. Rosh
 2. Brauner
 3. Maryland
 4. Corruptions Perception Index (cpi)
 5. Control of Corruption (coc)

قبل، پیش‌بینی می‌شود با افزایش فساد، بار نظامی افزایش یابد. لذا انتظار بر آنست که ضریب این متغیرها دارای علامت منفی باشند، یعنی $\beta_6 < 0$. منبع داده‌های متغیر cpi ، سازمان شفافیت جهانی^۱ (TI) و منبع داده‌های متغیر COC ، شاخص‌های حاکمیت جهانی^۲ (WGI) است. شایان ذکر است، با توجه به این که برای اندازه‌گیری فساد از دو شاخص استفاده شد است، لذا در مجموع دو معادله برآوردی خواهیم داشت. بر این اساس می‌توان استحکام و ثبات نتایج به‌دست آمده را نیز نسبت به تغییر شاخص فساد در مدل تحقیق، مورد آزمون و بررسی قرار داد.

از آنجا که در مدل تحقیق (معادله رابطه ۱۴)، متغیر وابسته به‌صورت با وقفه در سمت راست معادله ظاهر شده است، با یک الگوی داده‌های پانل پویا مواجه هستیم. آنچه که در این مدل‌ها مهم می‌باشد این است که حتی اگر ضریب وقفه متغیر وابسته چندان مورد نظر و مهم نباشد، حضور این متغیر باعث خواهد شد که ضرایب سایر متغیرها به‌درستی برآورد شوند (بالتاجی^۳، ۲۰۰۵: ۱۲۹).

۲-۳. روش تحقیق

در روش GMM ارائه شده توسط آرلانو و باند (۱۹۹۱) از وقفه متغیر وابسته به‌عنوان ابزار استفاده می‌شود (GMM دیفرانسیلی)، اما بلوندل و باند^۴ (۱۹۹۸) نشان داده‌اند که وقفه متغیرها در سطح، ابزارهای ضعیفی برای معادله رگرسیونی در تفاضل هستند. برای رفع این مشکل، بلوندل و باند (۱۹۹۸) تخمین‌زن گشتاورهای تعمیم‌یافته سیستمی را پیشنهاد داده‌اند که در یک رگرسیون، رگرسیون در سطح را با رگرسیون در تفاضل‌ها ترکیب می‌کند.

1. Transparency International
2. Worldwide Governance Indicator
3. Baltagi
4. Blundell & Bond

سازگاری تخمین‌زننده GMM بر اساس فروضی که بر پایه درستی آنها بنا شده است، به معتبر بودن فرض عدم همبستگی سریالی جملات خطا و ابزارها بستگی دارد که می‌تواند به وسیله دو آزمون تصریح شده توسط آرلانو و باند (۱۹۹۱)، آرلانو و بوور^۱ (۱۹۹۵) و بلوندل و باند (۱۹۹۸) آزمون شود. اولی آزمون سارگان^۲ از محدودیت‌های از پیش تعیین شده است که معتبر بودن ابزارها را آزمون می‌کند. آماره آزمون سارگان (J-Statistic) دارای توزیع χ^2 با درجات آزادی برابر با تعداد محدودیت‌های بیش از حد است. دومی آزمون همبستگی سریالی^۳ است که به وسیله آماره M_2 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 معتبر بودن ابزارها فراهم می‌کند. از آنجا که در روش GMM، تفاضل‌گیری از معادله اولیه، همبستگی غیرقابل اغماضی را بین وقفه متغیر وابسته و جزء خطای تبدیل شده، فراهم می‌آورد (باند^۴، ۲۰۰۲: ۴-۳) و با توجه به اینکه سازگاری این تخمین‌زننده بر اساس فرض عدم همبستگی جملات خطا استوار است، انجام آزمون AR(2) بسیار مهم است (آرلانو و باند، ۱۹۹۱). لازم به ذکر است که به منظور انجام تجزیه و تحلیل‌های آماری و تخمین‌های اقتصادسنجی از نرم‌افزارهای Eviews 10.0 و Stata 10.0 استفاده شده است.

۴. برآورد مدل و تحلیل نتایج تجربی

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 (بالتاجی،

1. Arellano & Bover
2. Sargan Test
3. Serial Correlation Test
4. Bond

۲۰۰۵). 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 بریتانگ^۱ (۲۰۰۲) استفاده شده است. فرضیه صفر در آزمون بریتانگ، مبتنی بر نامانایی متغیر مورد بررسی است. خلاصه نتایج این آزمون، در جدول (۱) ارائه شده است. با توجه به نتایج این جدول و سطوح احتمال محاسبه شده نتیجه می‌گیریم که همه متغیرها در سطح اطمینان ۹۵ درصد در سطح، نامانا بوده و پس از یک بار تفاضل‌گیری به صورت مانا درآمده‌اند. (دارای درجه مانایی I(1)).

جدول ۱. نتایج آزمون ریشه واحد Breitung

متغیر	آماره آزمون		درجه مانایی
	در سطح	در تفاضل مرتبه اول	
mil/gdp	۰/۲۸۱ (۰/۶۵)	-۳/۳۷۶ (۰/۰۰)	I(1)
Ln(income)	۰/۷۰۷ (۰/۲۱)	-۵/۴۳۱ (۰/۰۰)	I(1)
non-mil/gdp	۰/۰۱۵ (۰/۵۱)	-۴/۶۷۷ (۰/۰۰)	I(1)
Ln(population)	-۱/۱۱۹ (۰/۱۳)	-۳/۲۴۸ (۰/۰۰)	I(1)
$\left(\frac{\text{mil}}{\text{gdp}}\right)_{\text{world}}$	۱/۲۸۹ (۰/۹۹)	-۲/۱۸۶ (۰/۰۰)	I(1)
democracy	۱/۰۰۲ (۰/۸۸)	-۲/۱۲۷ (۰/۰۰)	I(1)
cpi	۰/۳۹۹ (۰/۹۹)	-۲/۸۶۱ (۰/۰۰)	I(1)
coc	-۱/۲۳ (۰/۱۱)	-۳/۸۶۶ (۰/۰۰)	I(1)

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

منبع: محاسبات تحقیق با استفاده از نرم‌افزار Eviews7.0

با توجه به وجود متغیرهای نامانا در مدل و به منظور جلوگیری از اتکا به رگرسیون کاذب، پیش از برآورد مدل، بایستی وجود هم‌انباشتگی^۲ (رابطه بلندمدت) بین متغیرهای مدل تأیید شود. در این مقاله به منظور انجام آزمون‌های هم‌انباشتگی بین متغیرهای مدل، از

1. Breitung
2. Co-integration

آزمون‌های ارائه شده توسط پدرونی^۱ (۲۰۰۴) و کائو^۲ (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 درون‌گروهی^۳ است؛ که شامل چهار آماره پانل: ρ ، PP و ADF است. آزمون دوم پدرونی (۲۰۰۴) مبتنی بر روش بین‌گروهی^۴ است؛ که شامل سه آماره گروه: PP و ADF 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 (۲) آمده است. همان‌طور که ملاحظه می‌شود، بر اساس نتایج ارائه شده در جدول مذکور، هم‌انباشتگی یا وجود رابطه تعادلی بلندمدت بین متغیرهای هر دو مدل در سه آماره پانل: ρ ، 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 (۱۹۹۹) نیز استفاده شده است. این آزمون با استفاده از آماره آزمون‌های مانایی دیکی فولر^۵ (DF) و دیکی فولر تعمیم یافته^۶ (ADF) انجام می‌شود. در این آماره‌ها فرضیه صفر برابر عدم وجود هم‌انباشتگی و فرضیه مخالف آن وجود هم‌انباشتگی بین متغیرهای مدل است. نتیجه آزمون هم‌انباشتگی کائو (۱۹۹۹) با استفاده از آماره ADF برای هر مدل تخمینی، 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 هر دو مدل نتیجه‌گیری می‌شود.

-
1. Pedroni
 2. Kao
 3. Within-Dimension
 4. Between-Dimension
 5. Dickey Fuller
 6. Augmented Dickey Fuller

جدول ۲. نتایج آزمون‌های هم‌انباشتگی

آماره	مقدار (شاخص فساد مدل: cpi)	مقدار (شاخص فساد مدل: coc)
آزمون پدرونی (۲۰۰۴)		
Panel ν -Statistic	۷/۷۷ (۰/۰۰)	۷/۹۵ (۰/۰۰)
Panel rho-Statistic	۵/۵۵ (۱/۰۰)	۵/۶۹ (۱/۰۰)
Panel PP-Statistic	-۲/۹۴ (۰/۰۰)	-۳/۵۵ (۰/۰۰)
Panel ADF-Statistic	-۴/۵۲ (۰/۰۰)	-۴/۰۲ (۰/۰۰)
Group rho-Statistic	۵/۷۸ (۱/۰۰)	۵/۸۹ (۱/۰۰)
Group PP-Statistic	-۲/۰۵ (۰/۰۲)	-۳/۰۴ (۰/۰۰)
Group ADF-Statistic	-۱/۹۹ (۰/۰۲)	-۲/۷۱ (۰/۰۰)
آزمون کائو (۱۹۹۹)		
ADF	-۲/۴۵ (۰/۰۱)	-۲/۸۸ (۰/۰۰)

* اعداد داخل پرانتز نشان‌دهنده سطح احتمال پذیرش فرضیه صفر (یعنی عدم هم‌انباشتگی مدل) می‌باشند.
منبع: محاسبات تحقیق با استفاده از نرم‌افزار Eviews7.0

بعد از اثبات هم‌انباشتگی بین متغیرهای هر دو مدل، بدون نگرانی از بروز رگرسیون کاذب، می‌توان این مدل‌ها را برآورد کرد. قبل از برآورد مدل‌ها به روش SGMM، به منظور اطمینان انتخاب بین روش‌های داده‌های ترکیبی (پانل) و داده‌های تلفیقی^۱ (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

$$F = \frac{RRSS - URSS / N - 1}{URSS / NT - K - N} \quad \text{مقاطع و } T \text{ دوره زمانی است:}$$

در رابطه فوق $RRSS$ مجموع مربعات باقیمانده مقید حاصل از تخمین مدل پانل به دست آمده 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 هر دو مدل ۰/۰۰ به دست آورده است، بنابراین فرضیه صفر مبنی بر قابلیت تخمین داده‌ها به شیوه تلفیقی پذیرفته نمی‌شود و لازم است مدل‌ها به روش داده‌های ترکیبی برآورده شود.

نتایج برآورد تأثیر شاخص‌های فساد بر بار نظامی کشورهای منتخب در حال توسعه، با استفاده از روش گشتاورهای تعمیم‌یافته سیستمی (SGMM) دو مرحله‌ای در جدول (۳) آمده است. بر اساس نتایج این جدول کلیه متغیرها در سطح اطمینان قابل 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 دو مدل از ثبات علامت برخوردار بوده‌اند که این صحت و ثبات نتایج به دست آمده را نشان می‌دهد.

در جدول (۳)، نتایج آزمون‌های تشخیصی مدل‌ها نیز آورده شده است. بر اساس نتیجه آزمون والد که از توزیع کای دو، 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 سطوح احتمال محاسبه‌شده، فرضیه صفر مبنی بر عدم همبسته بودن پسماندها با متغیرهای ابزاری را رد نمی‌کند و حاکی از سازگاری تخمین زنده SGMM است؛ بنابراین نتایج ضرایب برآورده‌شده، از نظر آماری تأیید شده و قابل تفسیر می‌باشند.

وجود همبستگی سریالی در تفاضل مرتبه اول خطاها در مراتب بالاتر از یک، مانند $AR(2)$ بر این موضوع دلالت دارد که شرایط گشتاوری به منظور انجام آزمون خودهمبستگی معتبر نبوده است؛ زیرا روش تفاضل‌گیری مرتبه اول برای حذف اثرات

ثابت در صورتی روش مناسبی است که مرتبه خودهمبستگی جملات اختلال از مرتبه دو نباشد. به این منظور، باید ضریب خودرگرسیونی مرتبه اول، $AR(1)$ معنی دار باشد و ضریب خودرگرسیونی مرتبه دوم، $AR(2)$ معنی دار نباشد (گرین، ۲۰۱۲). بر اساس نتایج جدول (۳)، فرضیه صفر، مبنی بر عدم خودهمبستگی درجه اول تفاضل مرتبه اول جملات اختلال را می‌توان، اما فرضیه صفر مبنی بر عدم خودهمبستگی سریالی درجه دوم تفاضل جملات اختلال را نمی‌توان رد کرد. (نتایج مربوط به $AR(1)$ در سطح معناداری ۱۰ درصد مد نظر است) بنابراین در هر دو مدل تحقیق تورش تصریح وجود ندارد.



جدول ۳. نتایج تخمین مدل ها به روش SGMM

متغیر وابسته: mil/gdp			متغیرهای مستقل
ضرایب تخمینی			
میانگین ضریب	مدل (۲)	مدل (۱)	
۰/۳۶۸	۰/۳۵۵ (۰/۰۰۰)	۰/۳۸۱ (۰/۰۰۰)	mil/gdp (-1)
۰/۰۰۵	۰/۰۰۴ (۰/۰۰۱)	۰/۰۰۶ (۰/۰۰۱)	Ln(income)
-۰/۰۵۸	-۰/۰۵۵ (۰/۰۲۱)	-۰/۰۶۱ (۰/۰۴۱)	Non-mil/gdp
۰/۶۱۶	۰/۵۸۱ (۰/۰۵۱)	۰/۶۵۱ (۰/۰۶۶)	Ln(population)
۰/۱۶۸	۰/۱۵۵ (۰/۰۰۰)	۰/۱۸۱ (۰/۰۰۰)	$\left(\frac{\text{mil}}{\text{gdp}}\right)_{\text{world}}$
-۰/۰۹۳	-۰/۱۰۱ (۰/۰۱۸)	-۰/۰۸۵ (۰/۰۱۱)	democracy
-۰/۰۸۸	-	-۰/۰۵۱ (۰/۰۲۲)	cpi
	-۰/۱۲۵ (۰/۰۰۰)	-	coc
آزمون های تشخیصی و سایر اطلاعات			
مقدار آماره			
	۳۲۷۷۲/۸۶ (۰/۰۰)	۲۵۵۲۱/۱۱ (۰/۰۰)	Wald test
	۹/۵۳۱ (۰/۶۲۱)	۱۱/۳۸۲ (۰/۳۸۸)	Sargan Test
	۰/۰۰Pr > z =	۰/۰۶Pr > z =	Arellano-Bond test for AR (1)
	۰/۸۸Pr > z =	۰/۵۱Pr > z =	Arellano-Bond test for AR (2)
	۲۷	۲۷	Number of instruments
	۳۰	۳۰	Number of groups

* اعداد داخل پرانتز نشان دهنده سطح احتمال می باشند.

منبع: محاسبات تحقیق با استفاده از نرم افزار Stata10.0.

بر اساس نتایج به دست آمده از جدول ۳:

اثر بلندمدت شاخص های معکوس فساد یعنی cpi و coc بر بار نظامی کشورهای در حال توسعه، در هر دو مدل منفی و از معنی داری لازم برخوردار است. متوسط ضریب این متغیر در بلندمدت برای هر دو مدل، حدود ۰/۰۹- برآورد شده است. این نتیجه به آن معناست که یک واحد کاهش در میزان فساد (یا یک واحد افزایش در کنترل فساد)، در

بلندمدت، بار نظامی این کشورها را حدود ۰/۰۹ درصد کاهش خواهد داد. نتیجه به دست آمده مطابق انتظار و منطبق بر مبانی نظری ارائه شده در رابطه فساد و بار نظامی می باشد و با نتایج مطالعات داگستین و همکاران (۲۰۱۶)، جاکوویچ و درویسزوا (۲۰۱۵) و گوبتا و همکاران (۲۰۰۱) هم سو است.

اثر بلندمدت وقفه بار نظامی ($(-1) \text{mil/gdp}$) بر بار نظامی کشورهای درحال توسعه، در هر دو مدل مثبت و از معنی داری بالایی برخوردار است؛ به گونه ای که با افزایش یک درصدی در این متغیر، در بلندمدت، بار نظامی این کشورها حدود ۰/۳۷ درصد می یابد. این نتیجه مطابق با مبانی نظری و مطالعات تجربی ارائه شده در زمینه موضوع تحقیق است. چراکه، اثر هزینه های نظامی گذشته و یا تعهدات مربوط به برنامه های دفاعی بر بار نظامی دوره جاری مثبت است.

اثر بلندمدت لگاریتم سرانه درآمد ($\text{Ln}(\text{income})$) بر بار نظامی کشورهای درحال توسعه، در هر دو مدل مثبت و از معنی داری بالایی برخوردار است. متوسط ضریب این متغیر در بلندمدت برای هر دو مدل، ۰/۰۰۵ برآورد شده است. همان طور که در بخش مدل تحقیق نیز بیان شد، مخارج نظامی به عنوان کالای عمومی محسوب می شوند و بر اساس نظریه های مربوط به مالیه عمومی، سطوح مخارج نظامی کاملاً با درآمد ملی در ارتباط می باشند. این مسأله به وسیله ضریب مثبت درآمد قابل تحلیل است. بنابراین نتیجه به دست آمده قابل قبول و مطابق انتظار بوده است. این نتیجه هم سو با نتایج مطالعات تجربی: فونفريا و مارین^۱ (۲۰۱۲) برای کشورهای عضو ناتو و داچ و سلمن (۲۰۱۴) برای کشورهای دارای قدرت نظامی متوسط است. با وجود این، برخی از محققان اقتصاد دفاع نظیر: آنتوناکیس (۱۹۹۶) و سزگین و یلديريم^۲ (۲۰۰۲) معتقدند، زمانی که یک کشور به درجه خاصی از امنیت می رسد، همراه با افزایش درآمد و بالتبع رشد اقتصادی، بودجه نظامی تقریباً ثابت می ماند و در نتیجه، این امر موجب کاهش سهم مخارج نظامی می شود.

1. Sezgin & Yildirim
2. Fonfria & Marin

بنابراین انتظار می رود که ضریب رشد اقتصادی به صورت منفی با سهم مخارج دفاعی در این کشورها ارتباط داشته باشد. نتیجه ای که در این تحقیق به دست نیامده است. اثر بلندمدت سهم مخارج بهداشتی دولت از gdp، به عنوان شاخص مخارج نظامی (non-ml/gdp) بر بار نظامی کشورهای در حال توسعه، در هر دو مدل منفی و از معنی داری لازم برخوردار است؛ به گونه ای که با افزایش یک درصدی در این متغیر، در بلندمدت، بار نظامی این کشورها حدود ۰/۰۶- درصد کاهش می یابد. وارد کردن مخارج غیردفاعی دولت در مدل، نشان دهنده هزینه عمومی اقتصادی مربوط به دفاع است و انتظار نیز بر آن بوده است، که ضریب این متغیر دارای علامت منفی باشد. چراکه، این متغیر را می توان به عنوان هزینه فرصت برای هزینه های نظامی در نظر گرفت. این نتیجه با نتایج مطالعات تجربی بسیاری نظیر: دون و نیکلایدو (۲۰۰۱)، سلمن (۲۰۰۵) و داچ و سلمن (۲۰۱۴) همسوست.

اثر بلندمدت لگاریتم جمعیت^۱ بر بار نظامی کشورهای در حال توسعه، در هر دو مدل مثبت و از معنی داری لازم برخوردار است؛ متوسط ضریب این متغیر، در بلندمدت برای هر دو مدل حدود ۰/۶۲ برآورد شده است. از لحاظ نظری و مطابق با مطالعه تجربی دیگر (۱۹۸۶)، چون دفاع کالایی عمومی است، می بایست به لحاظ تحلیلی، رابطه ای مثبت با اندازه اقتصاد کشوری که باید از آن دفاع شود، داشته باشد. بنابراین نتیجه به دست آمده مطابق مبانی نظری است.

اثر بلندمدت متوسط بار نظامی کشورهای جهان ($\left(\frac{ml}{gdp}\right)_{world}$) بر بار نظامی کشورهای در حال توسعه، مثبت و از معنی داری بالایی برخوردار است؛ به گونه ای که با افزایش یک درصدی در این متغیر، در بلندمدت، بار نظامی کشورهای در حال توسعه حدود ۰/۱۷ درصد افزایش می یابد. این نتیجه گویای آنست که بین کشورهای موزد مطالعه و سایر کشورهای جهان یک نوع رقابت تسلیحاتی طی دوره زمانی مورد بررسی وجود داشته است. در این راستا نتایج مطالعه: سزگین و یلدریم (۲۰۰۲) برای کشور ترکیه، نشان

1 . Ln population

می‌دهد که متوسط بار دفاعی کشورهای عضو سازمان ناتو، تأثیر مثبتی را بر بار دفاعی کشور ترکیه داشته است. در مقابل، فونفریا و مارین (۲۰۱۲) نشان داده‌اند که متوسط بار دفاعی کشورهای عضو سازمان ناتو، تأثیر منفی بر بار دفاعی کشورهای عضو داشته است، که این حاکی از وجود اتحاد نظامی بین کشورهای این سازمان است.

اثر بلندمدت خالص دموکراسی^۱ بر بار نظامی کشورهای در حال توسعه، در هر دو مدل منفی و از معنی داری لازم برخوردار است. متوسط ضریب این متغیر در بلندمدت برای هر دو مدل حدود ۰/۰۹- برآورد شده است. در توجیه این نتیجه بایستی گفت که یکی از دلایل پایین بودن مخارج نظامی در کشورهای دارای دموکراسی بالاتر، اطمینان از این موضوع است که دولت می‌تواند در صورت لزوم از کمک‌های مردمی استفاده کند و نیازی ندارد که همیشه مخارج دفاعی خود را در حدی که در شرایط بحرانی جنگی ضروری است، نگه دارد. این نتیجه هم‌سو با نتایج مطالعات تجربی، فونفریا و مارین (۲۰۱۲)، عبدالفتاح و همکاران (۲۰۱۳) و برانر (۲۰۱۵) است.

۵. جمع‌بندی و پیشنهادها

مطالعه حاضر به برآورد و تحلیل پویای تأثیر فساد بر بار نظامی کشورهای در حال توسعه طی سال‌های ۲۰۱۵-۲۰۰۰ پرداخته است. به این منظور با استفاده از مبانی نظری و مطالعات تجربی، یک مدل عمومی مخارج دفاعی (شامل متغیرهای: اقتصادی، اجتماعی، استراتژیک (راهبردی)، سیاسی و نظامی) برای این کشورها طراحی و به منظور برآورد آن از روش اقتصادسنجی گشتاورهای تعمیم‌یافته سیستمی (SGMM) دو مرحله‌ای در قالب داده‌های ترکیبی پویا استفاده شده است. فساد نیز به وسیله دو شاخص معکوس ادراک فساد (cpi) و کنترل فساد (coc) اندازه‌گیری شده و مورد استفاده قرار گرفته است. نتایج برآورد مدل نشان می‌دهد که فساد اثر مثبت و معناداری بر بار نظامی کشورهای مورد مطالعه داشته است. بر اساس سایر نتایج، متغیرهای مخارج غیرنظامی (به‌عنوان هزینه فرصت مخارج

1 . Democracy

نظامی) و دموکراسی، اثر منفی و معناداری بر بار نظامی کشورهای در حال توسعه داشته‌اند. جمعیت به‌عنوان یک متغیر اجتماعی، اثر مثبت و معناداری بر بار نظامی کشورهای در حال توسعه داشته است؛ که نشان می‌دهد دفاع یک کالای عمومی می‌باشد. متغیرهای درآمد سرانه و وقفه بار نظامی، مطابق انتظار، تأثیر مثبت و معناداری بر بار نظامی کشورهای مورد مطالعه داشته‌اند. متوسط بار نظامی کشورهای جهان نیز بر بار نظامی کشورهای در حال توسعه، اثر مثبت و معناداری داشته است که حاکی از وجود یک رقابت تسلیحاتی می‌باشد.



منابع و مآخذ

- Abdelfattah, Y.M., Abu-Qarn, A. & Dunne, P. (2013), the Demand for Military Spending in Egypt, *Defense and Peace Economics*. 25(3). pp 231-245. ISSN 1024-2694 Available from: <http://eprints.uwe.ac.uk/12170>.
- Asgharpor, H; Salmani, B; Feshari, M; Dehgani, A. (2011). The Impact of Corruption on the National Savings Rate of the MENA Countries (Dynamic Panel Data Approach), *Journal of Economic Modeling Research*, 1(3), 99-121 {In Persian}.
- Ades, A. & Di Tella, R. (1999). Rents, competition, and corruption, *The American economic review*, 89(4), 982-993.
- Anderson, T.W. & Hsiao, C. (1981), Estimation of Dynamic Models with Error Components", *Journal of the American Statistical Association*, 76, 589-606.
- Antonakis, N. (1996), Military Expenditure and Economic Growth in Greece, 1960-90, *Journal of Peace Research*, 34(1), 89-100.
- 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.
- Arellano, M. & Bover, O. (1995), Another Look at the Instrumental Variable Estimation of Error Component Models", *Journal of Econometrics*, 68, 29-51.
- Baratzadeh, M; Harati, J; Lashkari, M. (2018). Investigating the Factors Affecting Money Laundering Based on Trade in Iran, *Journal of Economic Modeling Research*, 9(33), 151-189 {In Persian}.
- Baltagi, B. (2005), *Econometric Analysis of Panel Data*, 3rd Edition, McGraw-Hill.
- Bhagwati, J.N. (1982), directly unproductive, profit-seeking (DUP) activities, *Journal of Political economy*, 90(5), 988-1002.
- Blundell, R. & Bond, S. (1998), Initial Conditions and Moment Restrictions in Dynamic Panel Data Models, *Journal of Econometrics*, 87, 115-143.
- Bond, R. (2002), *Dynamic Panel Data Model: A Guide to Micro Data Methods and Practice*, the Institute for Fiscal Studies, Department of Economics.
- Brauner, J. (2015). Military Spending and Democracy, *Defense and Peace Economics*, 26(4), 409-423.
- Dizaji, S. F., & Farzanegan, M. R. (2019). Do Sanctions Constrain Military Spending of Iran?. *Defence and Peace Economics*, 1-26.

- D'Agostino, G., Dunne, J. P. & Pieroni, L. (2016), Government spending, corruption and economic growth, *World Development*, 84, 190-205.
- Degger, S. (1986), Economic Development and Defense Expenditure, *Economic Development and Cultural Change*, 179-196.
- De Sardan, J.O. (1999), a moral economy of corruption in Africa? *The Journal of Modern African Studies*, 37(1), 25-52.
- Douch, M. & Solomon, B. (2014), Middle Powers and the Demand for Military Expenditures, *Defense and Peace Economics*, 25(6), 605-618.
- Dreze, J. (2006). Military expenditure and economic growth. *The Elgar Companion to Development Studies*, Cheltenham: Edward Elgar, 377-382.
- Dunne, P. & Nikolaidou, E. (2001), Military Expenditure and Economic Growth: A Demand and Supply Model for Greece, 1960–1996, *Defense and Peace Economics*, 12(1), 4768.
- Dunne, J.P. & Perlo-Freeman, S. (2003), The Demand for Military Spending in Developing Countries, *International Review of Applied Economics*, 17(1), 23-48.
- Fonfria, A. & Marin, R. (2012), Determinants of the demand for Defense Expenditure in the NATO Countries, *Journal of the Higher School of National Defense Studies*.
- Golkhandan, A. (2017). Dynamic analysis of the relationship between natural resources and militarism in Middle Eastern countries, *Journal of Strategic Policy Studies General Policy*, 7(22), 19-37 {In Persian}.
- Green, W.H. (2012), *Econometric Analysis*. New Jersey, Upper Saddle River: Pearson International.
- Gould, D.J., & Amaro-Reyes, J.A. (1983), the effects of corruption on administrative performance, *World Bank Staff Working Paper*, 580, 2514.
- Gupta, S., Davoodi, H., & Alonso-Terme, R. (2002), Does corruption affect income inequality and poverty? *Economics of governance*, 3(1), 23-45.
- Gupta, S., De Mello, L., & Sharan, R. (2001), Corruption and military spending, *European Journal of Political Economy*, 17(4), 749-777.
- Hashem, E.A. (2014), the effects of corruption on government expenditures: Arab countries Experience, *Journal of Economics and Sustainable Development*, 5(4), 1-23.
- Hartley, K., Sandler, T. (2004). *Selected topics in Economics Defense*, translated by Seyyed Ebrahim Baizae, Tehran, Samt Publication.
- Im, K.S., Pesaran, M.H. & Shin, Y. (2003), Testing for Unit Roots in Heterogeneous Panels, *Journal of Econometrics*, No. 115, 53-74.

- Jajkowicz, O. & Drobiszová, A. (2015). The effect of corruption on government expenditure allocation in OECD countries, *Act Universities Agriculture ET Silviculturae Mendelianae Brunensis*, 63(4), 1251-1259.
- Jafari, M., Golkhandan, A. (2015). Relationship of Corruption and the Size of Government in selected Islamic Countries, Examination of Granger-Causality panles Based On Bootstrap, *Biquarterly Journal of Iran's Economic Essays*, 12(23), 9-31 {In Persian}.
- Karimi, S; Babazadeh, M. ; Hamidi. N. (2012). The Effect of Corruption on the Composition of Government Expenditures: Case Study of Selected Developing Countries, *Quarterly Journal of Economic Research* , 12(46), 141-156 {In Persian}.
- Kao, C. (1999), Spurious Regression and Residual-Based Tests for Co integration in Panel Data, *Journal of Econometrics*, No. 90, 1- 44.
- Kimenyi, M.S., & Mbaku, J.M. (1996), Rents, military elites, and political democracy, *European Journal of Political Economy*, 11(4), 699-708.
- Langlotz, S., & Potrafke, N. (2019). Does development aid increase military expenditure?. *Journal of Comparative Economics*.
- Leite, C.A., & Weidmann, J. (1999). Does Mother Nature corrupt? Natural resources, corruption, and economic growth.
- Mauro, P. (1995), Corruption and growth, the quarterly journal of economics, 110(3), 681-712.
- Mauro, P. (1998), Corruption and the composition of government expenditure, *Journal of Public economics*, 69(2), 263-279.
- Mbaku, J.M. (2000), Controlling corruption in Africa: a public choice perspective, In *Corruption and Development in Africa* (pp. 119-136), Palgrave Macmillan UK.
- Murphy, K.M., Shleifer, A., & Vishny, R.W. (1993), Why is rent-seeking so costly to growth? *The American Economic Review*, 83(2), 409-414.
- OECD, 1997. *Convention on Combating Bribery of Foreign Public Officials in International Business Transactions*. Organization for Economic Co-operation and Development, Paris.
- 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.
- Rauch, J.E. & Evans, P.B. (2000), Bureaucratic structure and bureaucratic performance in less developed countries, *Journal of public economics*, 75(1), 49-71.
- Rosh, R.M. (1988), Third World Militarization: Security Webs and the States they Ensnare, *Journal of Conflict Resolutio* □, 32(4), 671 □ 698.
- Sezgin, S. & Yildirim, J. (2002), Democracy and Military Expenditure: Cross Country Evidence, *Paper presented at the Sixth Annual Middlesex*

- Conference on Economics and Security, Middlesex University Business School, London, 21–22 June 2002.
- Shleifer, A. & Vishny, R.W. (1993), Corruption, *The quarterly journal of economics*, 108(3), 599-617.
 - SIPRI (Stockholm International Peace Research Institute). (2014), *Yearbooks Armaments and Disarmaments and International Security*, SIPRI-Oxford University Press, New York, Various Issues.
 - Solomon, B. (2005), the Demand for Military Expenditures in Canada, *Defence and Peace Economics*, 16(3), 171–189.
 - Tayebi, K; Hajikarami, M. ; Sariri, H. (2011). Analyzing the Degree of Financial and trade Openness of Financial Development of Iran and Business Partners, *Iranian Journal of Economic Development Research*, 1(4), 39-60 {In Persian}.
 - Tanzi, V. (1998), Corruption around the world: Causes, consequences, scope, and cures, *Staff Papers*, 45(4), 559-594.
 - Van Rijckeghem, C. & Weder, B. (1997), Corruption and the rate of temptation: do low wages in the civil service cause corruption?.
 - Wei, S.J. (1997), why is corruption so much more taxing than tax? Arbitrariness kills (No. w6255), National Bureau of Economic Research.

پیوست ۱

نتایج آزمون اف-لیمر

مدل ۲	مدل ۱	آزمون f لیمر
۱۳۱/۵۲	۲۶۵/۴۰	مقداره آماره
۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	احتمال

با توجه به اینکه در هر دو مدل مقدار احتمال (porb) کمتر از ۰/۰۵ است بنابراین فرضیه صفر (پولد بودن دیتاها) رد می شود و باید از روش داده های ترکیبی استفاده کرد.



The Impact of Corruption on Military Burden in Selected Developing Countries

Hassan Khodavaisi¹, Majid Babaei-Aghesmaili²
Abolgasem Golkhandan³

Received: 16/10/2019 Accepted: 09/07/2019

Abstract

The main objective of this paper is to investigate the impact of corruption on the military burden of developing countries during the 2000-2015 period. To achieve this goal, a general model of military expenditures, two indexes of corruption including corruption perceptions and control of corruption, Panel Co-integration analysis and two-stage system generalized method of moment estimator (SGMM), has been used. The results of the estimation of the research model show that the effect of corruption on the military burden of the studied countries is positive and significant. According to other results, civilian spending (as an opportunity cost of military spending) and democracy have had a negative and significant impact on the military burden of developing countries. Population as a social variable has a positive and significant effect on the military burden of developing countries, which indicates that defense is a public good. Per capita income and lagged military expenditure also have a positive and significant effect on the military burden of the studied countries. The average military burden of the countries of the world has also had a positive and significant impact on the military burden of developing countries, which indicates a rivalry of arms.

Keywords: Military Burden, Corruption, Developing Countries, Two-Stage System Generalized Method of Moment Estimator (SGMM).

JEL Classification: C23, H10, H56.

1. Associate Professor of Economics, Urmia University, (Corresponding Author),
Email: h.khodavaisi@urmia.ac.ir

2. Ph.D. Student of Economics, Urmia University, Email: Babayi_majid1367@yahoo.com

3. Ph.D. Student of Economics, Lorestan University, Email: Golkhandana@gmail.com