

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 ۲۰۰۰-۲۰۱۵ می‌باشد. برای نیل به هدف مذکور، از یک مدل عمومی مخارج نظامی، دو شاخص: ادراک فساد و کنترل فساد، تحلیل‌های همانباشتگی پانلی و برآورد گر گشتاورهای تعیین‌یافته 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 (به عنوان هزینه فرست مخارج نظامی) و دموکراسی، اثر منفی و معناداری بر بار نظامی کشورهای در حال توسعه داشته‌اند. جمعیت به عنوان 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 تعیین‌یافته 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

Email:golkhandana@gmail.com

مقدمه^۱

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 به عنوان هنجار و قاعده اجتماعی تلقی شود (دی‌ساردان^۱، ۱۹۹۹؛ براتزاده و همکاران، ۱۳۹۷) مردم نیز، نسبت به فسادی که در بخش‌های اقتصادی به وقوع می‌پیوندد، دیدگاه‌های متفاوتی دارند. لذا لازم است مطالعه بر جنبه‌های مشخصی از فساد تمرکز 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 بدنی 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. عمدت‌ترین دلایل در این زمینه، گسترش دموکراسی، جهانی شدن، برخورداری از رسانه‌های پویا و گسترش اطلاع رسانی، پرنگ^۲-تر شدن نقش سازمان‌های غیردولتی مانند سازمان شفافیت بین‌الملل^۳، صندوق بین‌المللی پول^۴ 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 (تanzی^۵، 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 (رواج و ایوانز^۶، ۲۰۰۰)، سطح دستمزد بخش دولتی (ون ریچکیگم و در^۷، ۱۹۹۷)، حاکمیت قانون، به ویژه 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 عوایق فساد تمکن دارد. به عبارت دیگر می‌توان به مطالعاتی نظری تأثیر فساد بر رشد (شلیف و ویشنی^۴، ۱۹۹۳؛ سورفی و همکاران^۵ و مائورو^۶، ۱۹۹۵)، کیفیت زیرساخت‌های عمومی و سرمایه‌گذاری عمومی (تانزی و داودی^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 ناچالص 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 و داده‌های آماری ۳۰ کشور در حال توسعه، طی دوره زمانی ۲۰۱۵–۲۰۰۰ و روش اقتصادسنجی گشتاورهای تعییم‌یافته 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 حداقل 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 ساندلر، 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 این‌رو مصرف سرانه در تابع رفاه، متغیری با اهمیت محسوب می‌شود. مسئله به حداقل 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 اقتصادستنجدی با برخی متغیرهای

سنچش پذیر مانند: تعداد نیروهای نظامی کشور و سایر کشورها و هم‌چنین، 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 کتونی 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 می‌توان 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 (4)، سطح مخارج نظامی به عواملی هم‌چون 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 می‌توان با وارد کردن سایر متغیرهای مؤثر بر مخارج نظامی، مدل فوق را بسط و گسترش داد. به عنوان مثال، محققانی نظری: دون و نیکلایدو^۲ (۲۰۰۱) و سلمان^۳ (۲۰۰۵)، وقهه متغیر مخارج نظامی (M) را نیز برای توجیه اثر هزینه‌های نظامی گذشته و یا تعهدات مربوط به برنامه‌های دفاعی وارد مدل کرده‌اند. یا این که بسیاری از محققان نظری: دون و نیکلایدو (۲۰۰۱) و داج و سلمان^۴ (۲۰۱۴)، مخارج غیرنظامی را به عنوان هزینه فرست مخارج نظامی که دارای اثر انتظاری منفی بر مخارج نظامی می‌باشد، وارد مدل کرده‌اند. یکی دیگر از متغیرهایی که می‌تواند بر سطح مخارج نظامی اثر گذار باشد، فساد است که در ادامه مورد بررسی قرار می‌گیرد.

به طور کلی فساد می‌تواند هزینه‌های نظامی را از طریق کانال‌های عرضه و تقاضا تحت تأثیر قرار دهد. فساد ممکن است با ملاحظات مربوط به سمت عرضه بر هزینه‌های نظامی مؤثر واقع شود؛ به این معنی که تولید کنندگان اسلحه ممکن است برای به دست آوردن قراردادها، به روش متولّشوند و یا از طریق ملاحظات مربوط به سمت تقاضا موثر 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 الیوت‌های امنیت ملی شد. در برخی کشورها، صنعت دفاعی با ظرفیت‌های بیکار و هزینه‌های ثابت کلان روپرورد و هزینه‌های تحقیق و توسعه (R&D) زیاد، اغلب تولیدکنندگان اسلحه را مجبور کرد تا با توصل بر رشوه‌دهی، به شدت بر بازارهای خارج از کشور تمرکز کنند (گوپتا و همکاران، ۲۰۰۱).

ب - ملاحظات مربوط به سمت تقاضا

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

1. Gupta et al.

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

محرمانه بودن هزینه‌های نظامی خود زمینه‌ساز استفاده از فساد می‌شود. به طور کلی شفافیت در عملیات دولتی به ویژه در زمینه تجهیزات نظامی، نسبت به سایر بخش‌ها کم‌تر است. قراردادهای نظامی اغلب از قانون آزادی اطلاعات مشتبه 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 به صورت دقیق مورد نظر 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 سرمایه فرآیندهای دارند که سبب تمایل شرکت‌ها برای رشوه‌دادن به مقامات دولتی در جهت کمک به آن‌ها در دست یابی به قراردادها و مناقصات می‌شود. همچنین دسترسی به اطلاعات طراحی یا مشخصات منافقه، می‌تواند از طریق رشوه دادن به مقامات دولتی در روند منافقه به دست آید (گوپتا و همکاران، ۲۰۰۱).

1. Ades & Di Tella
2. Kimenye & Mbaku

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 تغییر 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 محرك رشد اقتصادی هستند، انتقال داد؛ چرا که با افزایش بار نظامی در کشورهای در حال توسعه، سبب کاهش مخارج غیرنظامی محرك رشد اقتصادی، مانند مخارج بهداشتی (با توجه به محدودیت بودجه) خواهد شد.

ثانیاً: محramانه بودن هزینه‌های نظامی خود زمینه‌ساز استفاده از فساد می‌شود. به‌طور کلی شفافیت در عملیات دولتی به ویژه در زمینه تجهیزات نظامی، نسبت به سایر بخش‌ها کم‌تر است. قراردادهای نظامی اغلب از قانون آزادی اطلاعات مشتمل هستند و اغلب در قالب محramانه و تحت اختیار مقامات مریوطه می‌باشند. بنابراین قراردادهای دفاع می‌توانند در قانون آزادی اطلاعات در دسترس باشند قراردادهای تدرآک و خرید اسلحه می‌توانند تحت نظارت استانداردهای بودجه‌ای نظیر روش‌های حسابرسی 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 تاثیر می‌گذارد تضعیف می‌کند.

پیرو ادبیات نظری و بالاخص 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 $T = M + N$ مالیات و Y درآمد ملی است. همچنین $0 < \tau \leq 1$ برای تکمیل مدل، یک تابع مطلوبیت به صورت تابعی از مصرف خصوصی (C) و مخارج دولتی (G) در نظر می‌گیریم که:

$$U(C, M, N) = C^\beta M^\gamma N^\delta \quad \delta = 1 - \beta - \gamma \quad (6)$$

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

$$\max U(C, M, N) \quad (7)$$

$$Y = C + G \quad (8)$$

$$G = M + N$$

در این مدل بدون فساد داریم:

$$\frac{M}{Y} = \frac{\gamma}{\beta}(1 - \tau) \quad \frac{M}{G} = \frac{\gamma}{\beta}(1 - \tau) \frac{Y}{G} \quad (9)$$

$$\frac{N}{Y} = \frac{\delta}{\beta}(1 - \tau) \quad \frac{N}{G} = \frac{\delta}{\beta}(1 - \tau) \frac{Y}{G} \quad (10)$$

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:

$$\frac{M}{Y} = \frac{\gamma(R)}{\beta(R)}(1 - \tau) \quad \frac{M}{G} = \frac{\gamma(R)}{\beta(R)}(1 - \tau) \frac{Y}{G} \quad (11)$$

با توجه به روابط (۱۱):

$$\frac{\partial(M/G)}{\partial R} = (1 - \tau) \frac{Y}{G} \left[\frac{\gamma_R \beta - \beta_R \gamma}{\beta^2} \right] \quad \frac{\partial(M/Y)}{\partial R} = (1 - \tau) \left[\frac{\gamma_R \beta - \beta_R \gamma}{\beta^2} \right] \quad (12)$$

که در معادلات فوق:

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

در این حالت داریم:

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

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

۲-۲. پیشنه تحقیق

۱-۲-۲. مطالعات خارجی

لانگلوز و پترفکی^۱ (۲۰۱۹) با استفاده از داده‌های مخارج نظامی برای ۱۲۴ کشور در بازه زمانی ۱۹۷۵-۲۰۱۲ و با بکارگیری یک روش متغیر ابزاری جدید به دنبال پاسخگویی به این پرسش هستند که «آیا کمک‌های توسعه^۲ 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 وزگی‌های کشورهای دریافت‌کننده و اهداف‌کننده متفاوت است به عبارت دیگر حتی پس از کنار گذاشتن ناپایداری‌ها، اولاً کمک‌های توسعه مخارج نظامی را در کشورهایی که وابسته به این کمک‌ها بوده و مستعد

1 . Langlotz & Potrafke
2 . Development Aid

در گیری هستند افزایش می‌دهد ثانیاً کمک‌های ارائه شده توسط اقتصادهای بازاری (کشورهای اهداف‌گذاری) هزینه‌های نظامی را افزایش می‌دهد.

فرجی دیزجی و فزانگان (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 طوریکه 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 است که تنها تحریم‌های چند جانبه ایالات متحده در رابطه با سایر کشورها برای تحریم ایران تاثیر معناداری و منفی بر هزینه‌های نظامی ایران در کوتاه مدت و بلندمدت دارد که این تحریم‌های چند جانبه هزینه‌های نظامی ایران را در حدود ۷۷ درصد در بلندمدت کاهش می‌دهد. تولید ناخالص داخلی (GDP)، رانت‌های نفتی، بازبودن تجاری، جمعیت، کیفیت نهادهای سیاسی، هزینه‌های نظامی منطقه خاورمیانه، هزینه‌های غیرنظامی از سوی دولت و دوره جنگ با عراق متغیرهای کنترل این پژوهش هستند.

دی آگوستینو و همکاران^۱ (۲۰۱۶)، از یک مدل رشد درونزا برای محاسبه اثرات فساد بر ترکیب مخارج دولت (به طور 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 درویسزووا^۱ (۲۰۱۵) به بررسی اثر فساد بر تخصیص مخارج دولت با استفاده از داده‌های پانل ۲۱ کشور عضو OECD بین سال‌های ۱۹۹۸–۲۰۱۱ 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، فرهنگی 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 ۱۹۹۰–۲۰۱۰ بررسی کرده است. نتایج نشان می‌دهد که فساد، هزینه‌های آموزشی و بهداشتی را به عنوان بخشی از کل هزینه‌های عمومی کاهش می‌دهد.

دلاوالدہ^۳ (۲۰۰۵)، در مطالعه‌ای شامل ۹۶ کشور در حال توسعه، به بررسی اثر فساد بر میزان و توزیع هزینه‌های عمومی طی سال‌های ۱۹۹۶–۲۰۰۱ 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 داده شده 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 ۱۹۸۵–۱۹۹۸ پرداخته‌اند. نتایج حاصل از تخمین مدل داده‌های

1. Jajkowicz & 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 ۱۹۸۲-۱۹۹۵ پرداخته است. نتایج این مطالعه نشان می‌دهد که فساد، ترکیب مخارج دولت را دگرگون و دچار تغییر می‌سازد؛ به‌گونه‌ای که موجب کاهش مخارج آموزش و بهداشت عمومی می‌شود و در مقابل افزایش مخارج دفاعی را به همراه دارد.

۲-۲-۲. مطالعات داخلی

گل خندان (۱۳۹۶) به بررسی تأثیر فراوانی منابع طبیعی بر هزینه‌های نظامی کشورهای خاورمیانه طی سال‌های ۱۹۹۵-۲۰۱۴ 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 گل خندان (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 گنجیری پانلی مبتنی بر بوت استرالیا 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 به طور معناداری تحت تأثیر و تغییر قرار می‌دهد؛ به طوری 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 به منظور 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 انجام شده در این زمینه، کاملاً متفاوت است و نهایتاً در این مطالعه به منظور 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 به دست آمده 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 در حال توسعه، به پیروی از مبانی نظری و مطالعات تجربی (گوپتا و همکاران، ۲۰۰۱، عبدالفتاح و همکاران، ۲۰۱۳ و جاکوبیج و درویسزووا، 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:

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

در رابطه فوق، I نشان‌دهنده کشورهای منتخب در حال توسعه^۱ ($i=1,\dots,30$)، t اثر ثابت کشورها، μ_i اثر ثابت زمان و η_t 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، ۲۰۰۶). منع داده‌های آماری این متغیر، مؤسسه بین‌المللی تحقیقات صلح استکهلم^۲ (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، وزوئل، برو و فرقیستان. این کشورها به روش نمونه‌گیری حذف سیستماتیک انتخاب شده‌اند. به این صورت که در ابتدا تمام کشورهای در حال توسعه به عنوان نمونه انتخاب شده‌اند و بعد از جمع‌آوری داده‌های تمام این کشورها، کشورهایی که داده‌های مناسب با گستردگی زمانی کافی برای تحلیل پویایی‌های زمانی را دارند، در نمونه باقی می‌مانند

2. Dreze

3. Stockholm International Peace Research Institute

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

$\ln(\text{income})_{it}$: لگاریتم طبیعی gdp سرانه، به عنوان شاخص درآمد (به قیمت‌های ثابت سال ۲۰۰۵ و بر حسب دلار آمریکا). دگر^۱؛ 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 می‌توان ادعا کرد که دفاع کالایی است لوکس، که همراه با افزایش درآمد، تقاضای آن نیز افزایش می‌یابد و احتمالاً جوامع نیز مانند خانوارها اعتقاد دارند که اگر ثروتمندتر شوند به سیستم پیچیده‌تر نظمی نیاز خواهد داشت. با وجود این، زمانی که یک کشور به درجه خاصی از امنیت می‌رسد، همراه با افزایش درآمد و بالطبع رشد اقتصادی، بودجه نظامی تقریباً ثابت می‌ماند و در نتیجه، این امر موجب کاهش سهم مخارج نظامی می‌شود (آنتوناکیس^۲، ۱۹۹۶). بنابراین در مورد علامت ضریب برآورده این متغیر، یعنی β_1 نمی‌توان از پیش یک قضاوت قطعی داشت. منبع داده‌های آماری این متغیر، شاخص‌های 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 غیرنظامی و هزینه فرصت مخارج نظامی (بر حسب درصد)؛ وارد کردن مخارج غیرنظامی دولت در مدل، نشان‌دهنده هزینه عمومی اقتصادی مربوط به دفاع است و انتظار نیز بر آن است، که ضریب این متغیر دارای علامت منفی باشد (سلمن، ۲۰۰۵)، یعنی $0 < \beta_2$. منبع داده‌های آماری این متغیر، WDI است.

$\ln(\text{population})$: 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

بزرگتر نشاندهنده 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 به عنوان یک کالای عمومی خالص از دفاع منتفع می‌شوند (دون و پرلو-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 گستردگی از کالای عمومی است (دگر، ۱۹۸۶). بنابراین در مورد علامت ضریب برآورده این متغیر یعنی β_3 نمی‌توان از پیش یک قضاوت قطعی داشت. منبع داده‌های آماری این متغیر، WDI است.

$$\left[\left(\frac{\overline{mil}}{gdp} \right)_{world} \right]_{it}$$

و معنادار شدن ضریب این متغیر، یعنی β_4 ، به معنای آنست که بار نظامی کشورهای مورد مطالعه به طور مثبت، متأثر از متوسط بار نظامی کشورهای جهان است؛ که این به معنای وجود یک رقابت تسلیحاتی بین کشورهای در حال 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 تفیریق شاخص استبداد از شاخص دموکراسی به دست می‌آید. محدوده و مقدار این شاخص بین دو عدد ۰+ و ۱۰- تغییر می‌کند که عدد ۱۰- به مفهوم استبداد مطلق و عدد ۰+ به معنای

1. Public Good
2. Dunne & Perlo-Freeman

دموکراسی کامل است. به طور کلی، کشورهای دموکراتیک نسبت به کشورهای غیر دموکراتیک، هزینه‌های نظامی کمتری را صرف می‌کنند (Rosh^۱, ۱۹۸۸). دلایل متعددی مبنی بر این ادعا وجود دارد که کشورهای با دموکراسی بالاتر، ممکن است سطح هزینه‌های نسبی بالنسبة پایین‌تری داشته باشند. نخستین دلیل این است که دموکراسی بالاتر در یک کشور از طریق افزایش پاسخ‌گویی مقامات دولتی و بهبود کارایی، باعث افزایش تمایل رهبران این کشورها بر اولویت‌بندی هزینه‌های اجتماعی مانند رفاه، بهداشت و آموزش نسبت به هزینه‌های نظامی می‌شود (Brauner^۲, ۲۰۱۵). دلیل دیگر برای این موضوع، آن است که احتمال تمایل به جنگ در دولت‌های دموکرات نسبت به سایر دول کمتر است. در نهایت، نظام‌های استبدادی به دلیل وجود دیکتاتورها، اغلب فاقد مشروعتی مردمی می‌باشند و به جای تکیه بر قدرت مردم، برای حفظ قدرت، به ارتضیت ممکن بوده‌اند که این مسئله سبب افزایش هزینه‌های نظامی می‌شود (همان). لذا انتظار برآنست که ضریب این متغیر دارای علامت منفی باشد، یعنی $\beta_5 < 0$. منبع داده‌های آماری این متغیر، مرکز مطالعات Polity IV وابسته به دانشگاه مریلند^۳ می‌باشد.

(corruption)_{it}: شاخص اندازه‌گیری فساد. در این مطالعه به منظور اندازه‌گیری 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 حداقل فساد و عدد ۱۰، به معنای عدم فساد می‌باشد و مقدار شاخص coc نیز بین دو عدد $\frac{2}{5}$ و $\frac{2}{5}$ قرار دارد و با نزدیک شدن آن به عدد $\frac{2}{5}$ میزان فساد کاهش و با نزدیک شدن آن به مقدار $\frac{2}{5}$ میزان فساد افزایش می‌یابد. بر این اساس می‌توان گفت که هر دو شاخص cpi و coc، شاخص‌های معکوسی از اندازه‌گیری فساد می‌باشند که مقادیر بالاتر (پایین‌تر) آن‌ها نشان از فساد کم‌تر (بیش‌تر) 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 برآنست 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 برآورده خواهیم داشت. بر این اساس می‌توان استحکام و ثبات نتایج به دست 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 به صورت با وقه 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 وقه متغیر وابسته چندان مورد نظر و مهم نباشد، حضور این متغیر باعث خواهد شد که ضرایب سایر متغیرها به درستی برآورده شوند (بالاتجی^۳، ۲۰۰۵: ۱۲۹).

۲-۳. روش تحقیق

در روش GMM ارائه شده توسط آرلانو و باند (۱۹۹۱) از وقه متغیر وابسته به عنوان ابزار استفاده می‌شود (GMM دیفرانسیلی)، اما بلوندل و باند^۴ (۱۹۹۸) نشان داده‌اند که وقه متغیرها در سطح، ابزارهای ضعیفی برای معادله رگرسیونی در تفاضل هستند. برای رفع این مشکل، بلوندل و باند (۱۹۹۸) تخمین زن 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 فرضی که بر پایه درستی آنها بنا شده است، به معترض بودن فرض عدم همبستگی سریالی جملات خطای ابزارها بستگی دارد که می‌تواند به وسیله دو آزمون تصریح شده توسط آرلانو و باند (1991)، آرلانو و بوور (1995) و بلوندل و باند (1998) آزمون شود. اولی آزمون سارگان^۱ از محدودیت‌های از پیش تعیین شده است که معترض 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^۲ است که به وسیله آماره M_2 وجود همبستگی سریالی مرتبه دوم یا (2)AR 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 خطای معادله تفاضلی مرتبه اول وجود نداشته باشد. عدم رد فرضیه صفر هر دو آزمون شواهدی را دال بر فرض عدم همبستگی سریالی و معترض بودن ابزارها فراهم می‌کند. از آنجا که در روش GMM، تفاضل گیری از معادله اولیه، همبستگی غیرقابل اغماضی را بین وقفه متغیر وابسته و جزء خطای تبدیل شده، فراهم می‌آورد (باند^۳: ۴۰۰۲، ۳-۴) و با توجه به اینکه سازگاری این تخمین‌زننده بر اساس فرض عدم همبستگی جملات خطای استوار است، انجام آزمون (2)AR بسیار مهم است (آرلانو و باند، 1991). لازم به ذکر است که به منظور انجام تجزیه و تحلیل‌های آماری و تخمین‌های اقتصادسنجی از نرم‌افزارهای Eviews10.0 و Stata10.0 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 (بالتأجی،

-
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 تفاضل گیری به صورت مانا درآمده‌اند. (دارای درجه مانایی (I)).

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 شانده سطح احتمال پذیرش فرضیه صفر (یعنی نامانایی متغیر) می‌باشد.

منبع: محاسبات تحقیق با استفاده از نرم افزار Eviews 7.0

با توجه به وجود متغیرهای نامانا در مدل و به منظور جلوگیری از اتكا 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: rho و PP و ADF است. آزمون دوم پدرونی (۲۰۰۴) مبتنی بر روش بین‌گروهی^۴ است؛ که شامل سه آماره گروه: rho و PP و ADF است. فرضیه صفر تمام آماره‌های این آزمون، نشان‌دهنده عدم همانباشتگی و فرضیه مقابله آن اشاره به همانباشتگی بین متغیرهای مدل دارد. نتایج این آزمون با وجود عرض از مبدأ و متغیر روند زمانی در قسمت بالای 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 سطح اطمینان ۹۵ درصد پذیرفته پانل: rho و PP 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 وجود همانباشتگی بین متغیرهای هر دو مدل نتیجه گیری 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 v-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 کاتو (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 Eviews 7.0

بعد از اثبات همانباشتگی بین متغیرهای هر دو مدل، بدون نگرانی از بروز رگرسیون کاذب، می‌توان این مدل‌ها را برابرد کرد. قبل از برآوردن مدل‌ها به روش SGMM¹ 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 مقاطع و T دوره زمانی است:

$$F = \frac{RRSS - URSS/N - 1}{URSS/NT - K - N}$$

در رابطه فوق RRSS مجموع مربعات باقیمانده مقید حاصل از تخمین مدل پانل به دست آمده از روش OLS و URSS مجموع مربعات باقیمانده غیر مقید است. فرضیه صفر (H₀) این آزمون نشان‌دهنده آن است که هر یک از مقاطع عرض از مبدأهای یکسانی

1. Pooling Data

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 ۰/۰ به دست آورده است، بنابراین فرضیه صفر مبنی بر قابلیت تخمین داده‌ها به شیوه تلفیقی پذیرفته نمی‌شود و لازم است این 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 تعیین‌یافته 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 می‌کند. هم‌چنین ضرایب برآورده 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 برآورده 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 تخمین‌زننده SGMM است؛ بنابراین نتایج ضرایب برآورده شده، از نظر آماری تأیید شده و قابل تفسیر می‌باشند.

وجود همبستگی سریالی در تفاضل مرتبه اول خطاهای 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 مدنظر است) بنابراین در هر دو مدل تحقیق تورش تصریح وجود ندارد.

جدول ۳. نتایج تخمین مدل‌ها به روش SGMM

متغیر وایسته: 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
آزمون‌های تشخیصی و سایر اطلاعات			
مقدار آماره			
	۳۲۷۷۲/۸۶ (۰/۰۰۰)	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 =	۰/۰۵۱Pr > z =	Arellano–Bond test for AR (2)
	۲۷	۲۷	Number of instruments
	۳۰	۳۰	Number of groups

* اعداد داخل پرانتز نشان‌دهنده سطح احتمال می‌باشند.

منبع: محاسبات تحقیق با استفاده از نرم‌افزار Stata 10.0

بر اساس نتایج به دست آمده از جدول ۳:

اثر بلندمدت شاخص‌های معکوس فساد یعنی cpi و coc بر بار نظامی کشورهای در حال توسعه، در هر دو مدل منفی و از معنی‌داری 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 می‌باشد و با نتایج مطالعات داگستیون و همکاران (۲۰۱۶)، جاکوویچ و دروبیسزووا (۲۰۱۵) و گوبتا و همکاران (۲۰۰۱) هم سو است.

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

اثر بلندمدت لگاریتم سرانه درآمد (Ln(income)) بر بار نظامی کشورهای در حال 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. همان‌طور که در بخش مدل تحقیق نیز بیان شد، مخارج نظامی به عنوان کالای عمومی محسوب می‌شوند و بر اساس نظریه‌های مربوط به مالیه عمومی، سطوح مخارج نظامی کاملاً با درآمد ملی در ارتباط می‌باشند. این مسئله 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: فونفریا 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 یلدیریم^۲ (۲۰۰۲) معتقدند، زمانی که یک کشور به درجه خاصی از امنیت می‌رسد، همراه با افزایش درآمد و بالتابع رشد اقتصادی، بودجه نظامی تقریباً ثابت می‌ماند و در نتیجه، این امر موجب کاهش سهم مخارج نظامی می‌شود.

1. Sezgin & Yildirim
2. Fonfria & Marin

بنابراین انتظار می‌رود که ضریب رشد اقتصادی به صورت منفی با سهم مخارج دفاعی در این کشورها ارتباط داشته باشد. نتیجه‌ای که در این تحقیق به دست نیامده است.

اثر بلندمدت سهم مخارج بهداشتی دولت از $\text{gdp}_{\text{non-ml/gdp}}$ ، به عنوان شاخص مخارج نظامی لازم برخوردار است؛ به گونه‌ای که با افزایش یک درصدی در این متغیر، در بلندمدت، بار نظامی این کشورها حدود ۰/۰۶ درصد کاهش می‌یابد. وارد کردن مخارج غیردفاعی دولت در مدل، نشان‌دهنده 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 می‌توان به عنوان هزینه فرصت برای هزینه‌های نظامی در نظر گرفت. این نتیجه با نتایج مطالعات تجربی بسیاری نظیر: دون و نیکلایدو (۲۰۰۱)، سلمان (۲۰۰۵) و داچ و سلمان (۲۰۱۴) همسوست.

اثر بلندمدت لگاریتم جمعیت^۱ بر بار نظامی کشورهای در حال توسعه، در هر دو مدل مشبت 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 دگر (۱۹۸۶)، چون دفاع کالایی عمومی است، می‌بایست به لحاظ تحلیلی، رابطه‌ای مشبت 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 ($\frac{\overline{\text{ml}}}{\text{gdp}_{\text{world}}}$) بر بار نظامی کشورهای در حال توسعه، مشبت و از معنی داری بالایی برخوردار است؛ به گونه‌ای که با افزایش یک درصدی در این متغیر، در بلندمدت، بار نظامی کشورهای در حال توسعه حدود ۰/۱۷ درصد افزایش می‌یابد. این نتیجه گویای آنست که بین کشورهای موزد مطالعه و سایر کشورهای جهان یک نوع رقابت تسليحاتی طی دوره زمانی مورد بررسی وجود داشته است. در این راستا نتایج مطالعه: سزگین و یلدیریم (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 تعیین یافته 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 (به عنوان هزینه فرصت مخارج

۱ . Democracy

نظامی) و دموکراسی، اثر منفی و معناداری بر بار نظامی کشورهای در حال توسعه داشته‌اند. جمعیت به عنوان 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 مأخذ

- 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>.
- Asgharpour, 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. & Nikolaïdou, 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*.
- Golshan, 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 Baizaee, 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 Universitatis Agriculturae 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 Resolution*, 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, *Defense 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

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

با توجه به اینکه در هر دو مدل مقدار احتمال (porb) کمتر از ۰/۰۵ است بنابراین فرضیه صفر (پولد بودن دیتاهای 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