تأثیر فساد بر هزینه‌های نظامی در منتخبی از کشورهای درحال‌توسعه

حسن خداویسی[1]، مجید بابائی‌آغ‌اسمعیلی[2]، ابوالقاسم گلخندان[3]

تاریخ دریافت: ۹۷/۷/۲٤ تاریخ پذیرش: ۹۸/٤/۱۸

چکیده

هدف اصلی این مقاله، بررسی تأثیر فساد بر هزینه‌های نظامی کشورهای منتخب درحال‌توسعه 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) دومرحله‌ای، 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 درحال‌توسعه داشته‌اند. جمعیت به‌عنوان یک متغیر اجتماعی، اثر مثبت و معناداری بر بار نظامی کشورهای درحال‌توسعه 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 درحال‌توسعه، اثر مثبت و معناداری داشته است که حاکی از وجود یک رقابت تسلیحاتی می‌باشد.

واژه‌های کلیدی: هزینه‌های نظامی، فساد، کشورهای درحال‌توسعه، گشتاورهای تعمیم‌یافته سیستمی (SGMM) دومرحله‌ای.

طبقه‌بندی JE: C23, H10, H56.

۱. دانشیار اقتصاد، دانشگاه ارومیه (نویسنده مسئول) Email:H.Khodavaisi@urmia.ac.ir

۲. دانشجوی دکتری اقتصاد دانشگاه ارومیه Email:Babayi_majid1367@yahoo.com

۳. دانشجوی دکتری اقتصاد دانشگاه لرستان Email:golkhandana@gmail.com

[Downloaded from jemr.khu.ac.ir on 2024-03-28]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1398.9.36.2.6]

[DOI: 10.29252/jemr.9.36.127]

[Downloaded from jemr.khu.ac.ir on 2024-03-28]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1398.9.36.2.6]

[DOI: 10.29252/jemr.9.36.127]

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[1]، 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 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 به‌خود جلب کرده است. عمده‌ترین دلایل در این زمینه، گسترش دموکراسی، جهانی‌شدن، برخورداری از رسانه‌های پویا و گسترش اطلاع رسانی، پررنگ‌تر شدن نقش سازمان‌های غیردولتی مانند سازمان شفافیت بین‌الملل[2]، صندوق بین‌المللی پول[3] 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[4]، 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[5]، ۲۰۰۰)، سطح دستمزد بخش دولتی (ون ریجکیگم و ودر[6]، 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]، ۱۹۸۲و کروگر[۳]، ۱۹۹۳) می‌باشد.

دسته دوم ادبیات موجود، بر عواقب فساد تمرکز دارند. به‌عبارت 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. به‌عبارت 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 درحال‌توسعه، طی دوره زمانی ۲۰۱۵-۲۰۰۰ و روش اقتصادسنجی گشتاورهای تعمیم‌یافته سیستمی[۱۰] (SGMM) دومرحله‌ای استفاده شده است. وضعیت نامطلوب کشورهای درحال‌توسعه 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

[Downloaded from jemr.khu.ac.ir on 2024-03-28]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1398.9.36.2.6]
[DOI: 10.29252/jemr.9.36.127]

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 نئوکلاسیک 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 ساندلر، ۱۳۸۳):

$$W = W(S, C, N, ZW) \qquad (۱)$$

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. 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 به‌صورت زیر نشان داد:

$$Y = P_c C + P_m M \qquad (۲)$$

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 به‌منزله 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

[Downloaded from jemr.khu.ac.ir on 2024-03-28]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1398.9.36.2.6]
[DOI: 10.29252/jemr.9.36.127]

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

$$S = S(M, M_1, \dots, M_n, ZS) \qquad (۳)$$

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 می‌توان میزان تقاضا برای مخارج نظامی را در حد مطلوب و از رابطه زیر به‌دست آورد:

$$\mathrm{M} = \mathrm{M}(\frac{\mathrm{P_m}}{\mathrm{P_c}}, \mathrm{Y}, \mathrm{N}, \mathrm{M_1}, \dots, \mathrm{M_n}, \mathrm{ZW}, \mathrm{ZS}) \qquad (۴)$$

بر اساس مدل رابطه (۴)، سطح مخارج نظامی به عواملی هم‌چون قیمت کالاهای نظامی، درآمد (به‌عنوان متغیرهای اقتصادی)، جمعیت (به‌عنوان متغیرهای اجتماعی) و مخارج نظامی سایر کشورها و عوامل استراتژیک وابسته است (عبدالفتاح و همکاران[1]، ۲۰۱۳). شایان ذکر است که می‌توان با وارد کردن سایر متغیرهای مؤثر بر مخارج نظامی، مدل فوق را بسط و گسترش داد. به‌عنوان مثال، محققانی نظیر: دون و نیکلایدو[2] (۲۰۰۱) و سلمن[3] (۲۰۰۵)، وقفه متغیر مخارج نظامی $(\mathrm{M_{-1}})$ را نیز برای توجیه اثر هزینه‌های نظامی گذشته و یا تعهدات مربوط به برنامه‌های دفاعی وارد مدل کرده‌اند. یا این‌که بسیاری از محققان نظیر: دون و نیکلایدو (۲۰۰۱) و داچ و سلمن[4] (۲۰۱۴)، مخارج غیرنظامی را به‌عنوان هزینه فرصت مخارج نظامی که دارای اثر انتظاری منفی بر مخارج نظامی می‌باشد، وارد مدل کرده‌اند. یکی دیگر از متغیرهایی که می‌تواند بر سطح مخارج نظامی اثرگذار باشد، فساد است که در ادامه مورد بررسی قرار می‌گیرد.

به‌طور 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 تولیدکنندگان اسلحه ممکن است برای به‌دست‌آوردن قراردادها، به رشوه متوسل شوند و یا از طریق ملاحظات مربوط به سمت تقاضا موثر واقع

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

[Downloaded from jemr.khu.ac.ir on 2024-03-28]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1398.9.36.2.6]
[DOI: 10.29252/jemr.9.36.127]

شود؛ تا آن جا که بخش نظامی ممکن است در فعالیت‌هایی که مستعد فساد هستند، شرکت کند (گوپتا و همکاران[1]، ۲۰۰۱).

الف- ملاحظات مربوط به سمت عرضه

عرضه‌کنندگان خارجی ممکن است به مقامات کشورهای واردکننده اسلحه و تجهیزات نظامی رشوه دهند؛ این موضوع می‌تواند به‌وسیله کد مالیاتی کشورهای صادرکننده اسلحه تسهیل شود که طبق آن رشوه می‌تواند به‌عنوان هزینه‌ای کسر شود. پرداخت رشوه به مقامات خارجی به‌عنوان 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، به‌شدت 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

1. Gupta et al.

[Downloaded from jemr.khu.ac.ir on 2024-03-28]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1398.9.36.2.6]
[DOI: 10.29252/jemr.9.36.127]

مقامات برای مشارکت در رفتار بدخواهانه ایجاد می‌کند. (آدس و دی تلا[1]، ۱۹۹۹؛ کیمنای و امباکو[2]، 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 مثتثنی 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 سرمایه فزآینده‌ای 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 رشوه دادن به مقامات دولتی در روند مناقصه به‌دست آید (گوپتا و همکاران، ۲۰۰۱).

1. Ades & Di Tella
2. Kimenye & Mbaku

[Downloaded from jemr.khu.ac.ir on 2024-03-28]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1398.9.36.2.6]
[DOI: 10.29252/jemr.9.36.127]

بنابراین با توجه به مطالب بالا، اولا: فساد باعث گسترش بار نظامی کشورهای درحال‌توسعه 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 به‌ویژه قوانین و مقررات مالیاتی، نظارت دقیق در سطح مقامات جهت مبارزه با دریافت رشوه و جای‌گزین کردن سیستم‌های اینترنتی به‌جای 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 درحال‌توسعه، سبب کاهش مخارج غیرنظامی محرک رشد اقتصادی، مانند مخارج بهداشتی (با توجه به محدودیت بودجه) خواهد شد.

ثانیا: 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 مثتثنی هستند و اغلب در قالب محرمانه و تحت اختیار مقامات مربوطه می‌باشند. بنابراین قراردادهای دفاع می‌تواند در قانون آزادی اطلاعات در دسترس باشند قراردادهای تدراک و خرید اسلحه می‌تواند تحت نظارت استانداردهای بودجه‌ای نظیر روش‌های حسابرسی و تصویب قانونی همانند سایر برنامه‌های مخارج در بودجه باشد. (نظارت دقیق بر قرادادهای 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:

$$G = M + N \qquad (۵)$$

[Downloaded from jemr.khu.ac.ir on 2024-03-28]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1398.9.36.2.6]
[DOI: 10.29252/jemr.9.36.127]

در رابطه (۵) مخارج دولتی (G) به‌صورت 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 مالیات و Y درآمد ملی است. هم‌چنین $0\le\tau<1$. برای تکمیل مدل، یک تابع مطلوبیت به‌صورت تابعی از مصرف خصوصی (C) و مخارج دولتی (G) در نظر می‌گیریم که $U_i>0$ و $U_{ii}<0$ و $i=C,G$ و فرم خاص این تابع را به‌صورت زیر تعریف می‌کنیم:

$$U(C,M,N)=C^{\beta}M^{\gamma}N^{\delta} \qquad \delta=1-\beta-\gamma \tag{۶}$$

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

$$\max U(C,M,N) \tag{۷}$$

$$Y=C+G$$
$$G=M+N \tag{۸}$$

در این مدل بدون فساد داریم:

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

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

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:

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

با توجه به روابط (۱۱):

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

که در معادلات فوق:

[Downloaded from jemr.khu.ac.ir on 2024-03-28]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1398.9.36.2.6]
[DOI: 10.29252/jemr.9.36.127]

$$\gamma_R = \frac{d\gamma}{dR} \qquad \beta_R = \frac{d\beta}{dR} \qquad (۱۳)$$

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[1] (۲۰۱۹) با استفاده از داده‌های مخارج نظامی برای ۱۲۴ کشور در بازه زمانی ۲۰۱۲- ۱۹۷۵ و با بکارگیری یک روش متغیر ابزاری جدید به دنبال پاسخگویی به این پرسش هستند که «آیا کمک‌های توسعه[2] هزینه‌های نظامی را در کشورهای دریافت‌کننده افزایش می‌دهد؟» نتایج نشان می‌دهد با احتساب ناپایداری‌ها، این کمک‌ها تاثیر مثبت بر هزینه های نظامی در کل دوره زمانی مورد بررسی ندارد با این حال تاثیر کمک‌های توسعه بر هزینه‌های نظامی با توجه به وِژگی‌های کشورهای دریافت‌کننده و اهداکننده متفاوت است به عبارت دیگر حتی پس از کنار گذاشتن ناپایداری‌ها، اولا کمک‌های توسعه مخارج نظامی را در کشورهایی که وابسته به این کم‌ها بوده و مستعد

1 . Langlotz & Potrafke
2 . Development Aid

[Downloaded from jemr.khu.ac.ir on 2024-03-28]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1398.9.36.2.6]
[DOI: 10.29252/jemr.9.36.127]

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

فرجی دیزجی و فرزانگان (۲۰۱۹) به منظور بررسی اثر تحریم‌ها بر هزینه‌های نظامی در ایران با استفاده از داده‌های سالانه ۱۹۶۰ تا ۲۰۱۷ وتکنیک 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 این 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 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[1] (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[2] (FE) و داده‌های ترکیبی پویا[3] (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 هزینه های 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

[Downloaded from jemr.khu.ac.ir on 2024-03-28]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1398.9.36.2.6]
[DOI: 10.29252/jemr.9.36.127]

جاکوویچ و دروبیسزووا[1] (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 حالی‌که 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[2] (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.

دلاوالده[3] (۲۰۰۵)، در مطالعه‌ای شامل ۹۶ کشور درحال‌توسعه، 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[4] (3SLS) نشان داده است که فساد، ساختار هزینه‌های دولتی را از طریق کاهش سهم هزینه‌های اجتماعی (آموزش و پرورش، بهداشت و درمان و حمایت-های 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. Jajkowicz & Drobiszova
2. Hashem
3. Delavallade
4. Three Stage least Square (3SLS)

[Downloaded from jemr.khu.ac.ir on 2024-03-28]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1398.9.36.2.6]
[DOI: 10.29252/jemr.9.36.127]

پانل با استفاده از روش‌های FE، 2SLS، حداقل مربعات تعمیم‌یافته[1] (GLS) و گشتاورهای تعمیم یافته[2] (GMM)، نشان می‌دهد که فساد سهم مخارج نظامی از gdp (بار نظامی) و سهم مخارج نظامی از کل مخارج دولت را افزایش می‌دهد.

مائورو[3] (۱۹۹۸) در مطالعه‌ای به بررسی اثر فساد بر ترکیب مخارج دولت در کشورهای در حال توسعه بین سال‌های ۱۹۹۵- ۱۹۸۲پرداخته 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 به‌همراه دارد.

۲-۲-۲. مطالعات داخلی

گل‌خندان (۱۳۹۶) به بررسی تأثیر فراوانی منابع طبیعی برهزینه‌های 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 به‌منظور 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

[Downloaded from jemr.khu.ac.ir on 2024-03-28]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1398.9.36.2.6]
[DOI: 10.29252/jemr.9.36.127]

جعفری و گل‌خندان (۱۳۹۴) رابطه علیت بین فساد و اندازه دولت در کشورهای اسلامی و در حال توسعه گروه D8 را طی دورهٔ زمانی ۲۰۱۳-۲۰۰۰ بررسی کرده‌اند. نتایج تجربی این مطالعه براساس آزمون علیت گرنجری پانلی مبتنی بر بوت‌استراپ 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 درحال‌توسعه 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 درحال‌توسعه 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 نهایتا 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.

[Downloaded from jemr.khu.ac.ir on 2024-03-28]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1398.9.36.2.6]
[DOI: 10.29252/jemr.9.36.127]

۳. مدل و روش تحقیق

۳-۱. مدل تحقیق

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

$$\left(\frac{\text{mil}}{\text{gdp}}\right)_{it} = \mu_i + \beta_0\left(\frac{\text{mil}}{\text{gdp}}\right)_{it-1} + \beta_1\left(\text{Ln(income)}\right)_{it} + \beta_2\left(\frac{\text{non}-\text{mil}}{\text{gdp}}\right)_{it} + \beta_3\left(\text{Ln(population)}\right)_{it} + \beta_4\left[\left(\frac{\text{mil}}{\text{gdp}}\right)_{\text{world}}\right]_{it} + \beta_5(\text{democracy})_{it} + \beta_6(\text{corruption})_{it} + \eta_t + \varepsilon_{it} \quad (۱۴)$$

در رابطه فوق، i نشان‌دهنده کشورهای منتخب درحال‌توسعه[۱] $(i=1,\ldots,30)$، t نشان‌دهنده بازه زمانی (۲۰۱۵-۲۰۰۰)، μ_i اثر ثابت کشورها، η_t اثر ثابت زمان و ε_{it} جزء خطاء تصادفی است.

سایر متغیرها به‌صورت زیر تعریف شده‌اند:

$\left(\frac{\text{mil}}{\text{gdp}}\right)_{it}$: سهم مخارج نظامی از gdp، به‌عنوان 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 دارند، در نمونه باقی می‌مانند

2 . Dreze

3. Stockholm International *Peace* Research Institute

[Downloaded from jemr.khu.ac.ir on 2024-03-28]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1398.9.36.2.6]
[DOI: 10.29252/jemr.9.36.127]

$\left(\frac{\text{mil}}{\text{gdp}}\right)_{\text{it}-1}$: 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 $\beta_0 > 0$.

$\left(\text{Ln(income)}\right)_{\text{it}}$: لگاریتم طبیعی gdp سرانه، به‌عنوان شاخص درآمد (به قیمت‌های ثابت سال ۲۰۰۵ و بر حسب دلار آمریکا). دگر[1] (۱۹۸۶)؛ در مطالعه خود نشان داده است که ارتباط مثبت و حائز اهمیتی بین متغیرهای مخارج نظامی و درآمد وجود دارد. بر اساس این نتیجه‌گیری 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 نظامی نیاز خواهد داشت. با وجود این، زمانی که یک کشور به درجه خاصی از امنیت می‌رسد، همراه با افزایش درآمد و بالتبع رشد اقتصادی، بودجه نظامی تقریباً ثابت می‌ماند و در نتیجه، این امر موجب کاهش سهم مخارج نظامی می‌شود (آنتوناکیس[2]، ۱۹۹۶). بنابراین در مورد علامت ضریب برآوردی این متغیر یعنی β_1 نمی‌توان از پیش یک قضاوت قطعی داشت. منبع داده‌های آماری این متغیر، شاخص‌های توسعه جهانی[3] (WDI) متعلق به بانک جهانی است.

$\left(\frac{\text{non}-\text{mil}}{\text{gdp}}\right)_{\text{it}}$: سهم مخارج بهداشتی از gdp، به‌عنوان 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 $\beta_2 < 0$. منبع داده‌های آماری این متغیر، WDI است.

Ln(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

[Downloaded from jemr.khu.ac.ir on 2024-03-28]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1398.9.36.2.6]
[DOI: 10.29252/jemr.9.36.127]

بزرگ‌تر نشان‌دهنده و القاءکننده یک امنیت ذاتی است که نیاز به هزینه‌های نظامی را کاهش می‌دهد و یا ممکن است با پذیرش تکیه بر یک ارتش بزرگ، به‌جای تجهیزات با فن‌آوری بالا، هزینه‌ها را کاهش دهد. از سوی دیگر، بر اساس تئوری «کالای عمومی»[1] 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[2]، 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.

$\left[\left(\overline{\frac{\text{mil}}{\text{gdp}}}\right)_{\text{world}}\right]_{\text{it}}$: متوسط بار نظامی کل کشورهای جهان (بر حسب درصد)؛ مثبت 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 درحال‌توسعه و کشورهای جهان می‌باشد. منبع داده‌های آماری این متغیر، SIPRI است.

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

1. Public Good
2. Dunne & Perlo-Freeman

[Downloaded from jemr.khu.ac.ir on 2024-03-28]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1398.9.36.2.6]
[DOI: 10.29252/jemr.9.36.127]

دموکراسی کامل است. به‌طور کلی، کشورهای دموکراتیک نسبت به کشورهای غیر دموکراتیک، هزینه‌های نظامی کم‌تری را صرف می‌کنند (رش[1]، ۱۹۸۸). دلایل متعددی مبنی بر این ادعا وجود دارد که کشورهای با دموکراسی بالاتر، ممکن است سطح هزینه‌های نسبی بالنسبه 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 (برانر[2]، ۲۰۱۵: ۴۱۰). 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 به‌دلیل وجود دیکتاتورها، اغلب فاقد مشروعیت مردمی می‌باشند و به‌جای تکیه بر قدرت مردم، برای حفظ قدرت، به ارتش متکی بوده‌اند که این مسأله 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[3] می‌باشد.

$(corruption)_{it}$: شاخص اندازه‌گیری فساد. در این مطالعه به‌منظور اندازه‌گیری فساد از دو شاخص ادراک فساد[4] (cpi) و کنترل فساد[5] (coc)، استفاده شده است. مقدار شاخص cpi بین دو عدد صفر و ۱۰ است که عدد صفر، به‌معنای حداکثر فساد و عدد ۱۰، به‌معنای عدم فساد می‌باشد و مقدار شاخص coc نیز بین دو عدد ۲/۵- و ۲/۵ قرار دارد و با نزدیک‌شدن آن به عدد ۲/۵ میزان فساد کاهش و با نزدیک‌شدن آن به مقدار ۲/۵- 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 مبانی‌نظری و مطالعات تجربی تشریح‌شده در قسمت

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

[Downloaded from jemr.khu.ac.ir on 2024-03-28]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1398.9.36.2.6]
[DOI: 10.29252/jemr.9.36.127]

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[1] (TI) و منبع داده‌های متغیر coc، شاخص‌های حاکمیت جهانی[2] (WGI) است. شایان ذکر است، با توجه به این‌که 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 به‌دست‌آمده 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 پانل‌پویا 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[3]، ۲۰۰۵: ۱۲۹).

۳-۲. روش تحقیق

در روش GMM ارائه‌شده توسط آرلانو و باند (۱۹۹۱) از وقفه متغیر وابسته به‌عنوان ابزار استفاده می‌شود (GMM دیفرانسیلی)، اما بلوندل و باند[4] (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

[Downloaded from jemr.khu.ac.ir on 2024-03-28]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1398.9.36.2.6]
[DOI: 10.29252/jemr.9.36.127]

سازگاری تخمین‌زننده GMM بر اساس فروضی که بر پایه درستی آنها بنا شده است، به معتبربودن فرض عدم همبستگی سریالی جملات خطا و ابزارها بستگی دارد که می‌تواند به وسیله دو آزمون تصریح شده توسط آرلانو و باند (۱۹۹۱)، آرلانو و بوور[1] (۱۹۹۵) و بلوندل و باند (۱۹۹۸) آزمون شود. اولی آزمون سارگان[2] 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[3] است که به‌وسیله 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 معتبربودن ابزارها فراهم می‌کند. از آنجا که در روش GMM، تفاضل‌گیری از معادله اولیه، همبستگی غیرقابل اغماضی را بین وقفه متغیر وابسته و جزء خطای تبدیل‌شده، فراهم می‌آورد (باند[4]، 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 به‌ذکر است که به‌منظور انجام تجزیه‌وتحلیل‌های 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 مبتنی‌بر فرض مانایی متغیرهای مورد مطالعه است؛ به این دلیل که امکان ساختگی‌بودن 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

[Downloaded from jemr.khu.ac.ir on 2024-03-28]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1398.9.36.2.6]
[DOI: 10.29252/jemr.9.36.127]

۲۰۰۵). از این‌رو قبل از استفاده از این داده‌ها، لازم است نسبت به مانایی و نامانایی آن‌ها اطمینان حاصل کرد. در این مطالعه به‌منظور بررسی مانایی متغیرها از آزمون بریتانگ[1] (۲۰۰۲) استفاده شده است. فرضیه صفر در آزمون بریتانگ، مبتنی‌بر نامانایی متغیر مورد بررسی است. خلاصه نتایج این آزمون، در جدول (۱) ارائه شده است. با توجه به نتایج این جدول و سطوح احتمال محاسبه‌شده نتیجه می‌گیریم که همه متغیرها در سطح اطمینان ۹۵ درصد در سطح، نامانا بوده و پس از یک‌بار تفاضل‌گیری به‌صورت 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)
$\left(\frac{\overline{\text{mil}}}{\text{gdp}}\right)_{\text{world}}$	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 به‌وجود متغیرهای نامانا در مدل و به‌منظور جلوگیری از اتکا به رگرسیون کاذب، پیش از برآورد مدل، بایستی وجود هم‌انباشتگی[2] (رابطه بلندمدت) بین متغیرهای مدل تأیید شود. در این مقاله به‌منظور انجام آزمون‌های هم‌انباشتگی بین متغیرهای مدل، از

1. Breitung
2. Co-integration

[Downloaded from jemr.khu.ac.ir on 2024-03-28]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1398.9.36.2.6]
[DOI: 10.29252/jemr.9.36.127]

آزمون‌های ارائه‌شده توسط پدرونی[1] (۲۰۰۴) و کائو[2] (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[3] است؛ که شامل چهار آماره پانل: v، rho، PP و ADF است. آزمون دوم پدرونی (۲۰۰۴) مبتنی‌بر روش بین‌گروهی[4] است؛ که شامل سه آماره گروه: rho، 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 ارائه‌شده در جدول مذکور، هم‌انباشتگی یا وجود رابطه تعادلی بلندمدت بین متغیرهای هر دو مدل در سه آماره پانل: v، PP و ADF و دو آماره گروه: PP و ADF در سطح اطمینان ۹۵ درصد پذیرفته می‌شود.

به‌منظور 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[5] (DF) و دیکی فولر تعمیم‌یافته[6] (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

[Downloaded from jemr.khu.ac.ir on 2024-03-28]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1398.9.36.2.6]
[DOI: 10.29252/jemr.9.36.127]

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 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 به‌روش SGMM، به‌منظور اطمینان انتخاب بین روش‌های داده‌های ترکیبی (پانل) و داده‌های تلفیقی[1] (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 به‌دست‌آمده از روش OLS و URSS مجموع مربعات باقیمانده غیرمقید است. فرضیه صفر (H_0) این آزمون نشان‌دهنده آن است که هر یک از مقاطع عرض از مبدأهای یکسانی

1. Pooling Data

[Downloaded from jemr.khu.ac.ir on 2024-03-28]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1398.9.36.2.6]
[DOI: 10.29252/jemr.9.36.127]

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 به‌دست آورده است، بنابراین فرضیه صفر مبنی‌بر قابلیت تخمین داده‌ها به شیوه تلفیقی پذیرفته نمی‌شود و لازم است است مدل‌ها به روش داده‌های ترکیبی برآورده شود.

نتایج برآورد تأثیر شاخص‌های فساد بر بار نظامی کشورهای منتخب درحال‌توسعه، 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 به‌دست‌آمده را نشان می‌دهد.

در جدول (۳)، نتایج آزمون‌های تشخیصی مدل‌ها نیز آورده شده است. بر اساس نتیجه آزمون والد که از توزیع کای‌دو، با درجه آزادی معادل تعداد متغیرهای توضیحی منهای جزء ثابت برخوردار است، فرضیه صفر مبنی‌بر 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 مبنی‌بر عدم همبسته بودن پسماندها با متغیرهای ابزاری را رد نمی‌کند و حاکی از سازگاری تخمین‌زننده SGMM است؛ بنابراین نتایج ضرایب برآوردشده، 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 به‌منظور انجام آزمون خودهمبستگی معتبر نبوده است؛ زیرا روش تفاضل‌گیری مرتبه اول برای حذف اثرات

[Downloaded from jemr.khu.ac.ir on 2024-03-28]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1398.9.36.2.6]
[DOI: 10.29252/jemr.9.36.127]

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) معنی‌دار باشد و ضریب خودرگرسیونی مرتبه دوم، AR(2) معنی‌دار نباشد (گرین، ۲۰۱۲). بر اساس نتایج جدول (۳)، فرضیه صفر، مبنی‌بر عدم خودهمبستگی درجه اول تفاضل مرتبه اول جملات اختلال را می‌توان، اما فرضیه صفر مبنی بر عدم خودهمبستگی سریالی درجه دوم تفاضل جملات اخلال 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.

[Downloaded from jemr.khu.ac.ir on 2024-03-28]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1398.9.36.2.6]
[DOI: 10.29252/jemr.9.36.127]

جدول ۳. نتایج تخمین مدل‌ها به‌روش SGMM

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

* اعداد داخل پرانتز نشان‌دهنده سطح احتمال می‌باشند.

منبع: محاسبات تحقیق با استفاده از نرم‌افزار Stata10.0.

بر اساس نتایج به‌دست‌آمده از جدول ۳:

اثر بلندمدت شاخص‌های معکوس فساد یعنی cpi و coc بر بار نظامی کشورهای درحال‌توسعه، 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

[Downloaded from jemr.khu.ac.ir on 2024-03-28]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1398.9.36.2.6]
[DOI: 10.29252/jemr.9.36.127]

بلندمدت، بار نظامی این کشورها را حدود ۰/۰۹ درصد کاهش خواهد داد. نتیجه به‌دست‌آمده مطابق انتظار و منطبق بر مبانی نظری ارائه‌شده در رابطه فساد و بار نظامی می‌باشد و با نتایج مطالعات داگستیون و همکاران (۲۰۱۶)، جاکوویچ و دروبیسزووا (۲۰۱۵) و گوبتا و همکاران (۲۰۰۱) هم‌سو است.

اثر بلندمدت وقفه بار نظامی ((mil/gdp(-1)) بر بار نظامی کشورهای درحال‌توسعه، در هر دو مدل مثبت و از معنی‌داری بالایی برخوردار است؛ به‌گونه‌ای 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 ارائه‌شده 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 درحال‌توسعه، در هر دو مدل مثبت و از معنی‌داری 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 به‌عنوان کالای عمومی محسوب می‌شوند و بر اساس نظریه‌های مربوط به مالیه عمومی، سطوح مخارج نظامی کاملاً با درآمد ملی در ارتباط می‌باشند. این مسأله به‌وسیله ضریب مثبت درآمد قابل تحلیل است. بنابراین نتیجه به‌دست‌آمده قابل قبول و مطابق انتظار بوده است. این نتیجه هم‌سو با نتایج مطالعات تجربی: فونفریا و مارین[1] (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[2] (۲۰۰۲) معتقدند، زمانی‌که یک کشور به درجه خاصی از امنیت می‌رسد، همراه با افزایش درآمد و بالتبع رشد اقتصادی، بودجه نظامی تقریباً ثابت می‌ماند و در نتیجه، این امر موجب کاهش سهم مخارج نظامی می‌شود.

1. Sezgin & Yildirim
2. Fonfria & Marin

[Downloaded from jemr.khu.ac.ir on 2024-03-28]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1398.9.36.2.6]
[DOI: 10.29252/jemr.9.36.127]

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

اثر بلندمدت سهم مخارج بهداشتی دولت از gdp، به‌عنوان شاخص مخارج نظامی (non-ml/gdp) بر بار نظامی کشورهای درحال‌توسعه، در هر دو مدل منفی و از معنی‌داری لازم برخوردار است؛ به‌گونه‌ای 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 به‌عنوان هزینه فرصت برای هزینه‌های 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[1] بر بار نظامی کشورهای درحال‌توسعه، در هر دو مدل مثبت و از معنی‌داری 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 مثبت با اندازه اقتصاد کشوری که باید از آن دفاع شود، داشته باشد. بنابراین نتیجه به‌دست‌آمده مطابق مبانی نظری است.

اثر بلندمدت متوسط بار نظامی کشورهای جهان ($\left(\overline{\frac{\text{ml}}{\text{gdp}}}\right)_{\text{world}}$) بر بار نظامی کشورهای درحال‌توسعه، مثبت و از معنی‌داری بالایی برخوردار است؛ به‌گونه‌ای که با افزایش یک‌درصدی در این متغیر، در بلندمدت، بار نظامی کشورهای درحال‌توسعه حدود ۰/۱۷ درصد افزایش می‌یابد. 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 یلدیریم (۲۰۰۲) برای کشور ترکیه، نشان

1 . Ln population

[Downloaded from jemr.khu.ac.ir on 2024-03-28]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1398.9.36.2.6]
[DOI: 10.29252/jemr.9.36.127]

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[1] بر بار نظامی کشورهای درحال‌توسعه، 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. 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 درحال‌توسعه 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 به‌منظور برآورد آن از روش اقتصادسنجی گشتاورهای تعمیم‌یافته سیستمی (SGMM) دومرحله‌ای در قالب داده‌های ترکیبی پویا استفاده شده است. فساد نیز به‌وسیله 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

[Downloaded from jemr.khu.ac.ir on 2024-03-28]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1398.9.36.2.6]
[DOI: 10.29252/jemr.9.36.127]

نظامی) و دموکراسی، اثر منفی و معناداری بر بار نظامی کشورهای درحال‌توسعه داشته‌اند. جمعیت به‌عنوان یک متغیر اجتماعی، اثر مثبت و معناداری بر بار نظامی کشورهای درحال‌توسعه 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 درحال‌توسعه، اثر مثبت و معناداری داشته است که حاکی از وجود یک رقابت تسلیحاتی می‌باشد.

[Downloaded from jemr.khu.ac.ir on 2024-03-28]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1398.9.36.2.6]
[DOI: 10.29252/jemr.9.36.127]

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 Availabe 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.

[Downloaded from jemr.khu.ac.ir on 2024-03-28]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1398.9.36.2.6]
[DOI: 10.29252/jemr.9.36.127]

- 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 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.

[Downloaded from jemr.khu.ac.ir on 2024-03-28]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1398.9.36.2.6]
[DOI: 10.29252/jemr.9.36.127]

- 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 Resolution*, 32(4), 671–698.
- Sezgin, S. & Yildirim, J. (2002), Democracy and Military Expenditure: Cross Country Evidence, *Paper presented at the Sixth Annual* Middlesex

[Downloaded from jemr.khu.ac.ir on 2024-03-28]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1398.9.36.2.6]
[DOI: 10.29252/jemr.9.36.127]

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, *DE fence 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.

[Downloaded from jemr.khu.ac.ir on 2024-03-28]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1398.9.36.2.6]
[DOI: 10.29252/jemr.9.36.127]

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 دیتاها) رد می‌شود و باید از روش داده‌های ترکیبی استفاده کرد.

[Downloaded from jemr.khu.ac.ir on 2024-03-28]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1398.9.36.2.6]
[DOI: 10.29252/jemr.9.36.127]

The Impact of Corruption on Military Burden in Selected Developing Countries

Hassan Khodavaisi[1], Majid Babaei-Aghesmaili[2]
Abolgasem Golkhandan[3]
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

[Downloaded from jemr.khu.ac.ir on 2024-03-28]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1398.9.36.2.6]
[DOI: 10.29252/jemr.9.36.127]