

Research Paper

The Impact of Corruption on the Allocation of Public Expenditure to the Defense Sector in Iran



Abolghasem Golkhandan^{1*}, Somayeh Sahraei²

¹Ph.D. Candidate in Economics, Lorestan University, Lorestan, Iran.

²M.A in Economics, Science and Research Branch Khuzestan University, Ahvaz, Iran.

Use your device to scan and read the article online



Citation Golkhandan, A, Sahraei, S. (2020). The Impact of Corruption on the Allocation of Public Expenditure to the Defense Sector in Iran. *Quarterly Journal of the Macro and Strategic Policies*, 8(1), 144-165, <https://doi.org/10.30507/JMSP.2020.102392>.



<https://doi.org/10.30507/JMSP.2020.102392>



Funding: See Page 162

Received: 03 Aug 2017

Accepted: 14 Jul 2018

Available Online: 01 Jul 2019

Key words:

Defense Expenditure, Corruption, Public Expenditures, Iran, Auto Regressive Distributed Lag (ARDL)

ABSTRACT

The main objective of this paper is to investigate the effect of corruption on the allocation of public expenditures to the defense sector in Iran during the period of 1984-2015. To achieve the above objective is used a general model of defense expenditures, corruption index, bond Co integration test and Auto Regressive Distributed Lag (ARDL) estimator. Results of this study show that the long-term and short-term effects of corruption on the share of defense expenditure from total public expenditures is positive and significant and the spread of corruption leads to the transfer of public expenditures from the non-defense sector to the defense sector.

JEL Classification: C12, H10, H56

*Corresponding Author:

Abolghasem Golkhandan

Address: Ph.D. Candidate in Economics, Lorestan University, Lorestan, Iran

Tel: (+98) 9183666361

E-mail: golkhandana@gmail.com

تأثیر فساد بر تخصیص مخارج عمومی به بخش دفاعی در ایران

ابوالقاسم گل‌خندان*^۱، سمیه صحرایی^۲

۱- دانش‌آموخته دکتری اقتصاد بخش عمومی دانشگاه لرستان، لرستان، ایران.
 ۲- کارشناسی ارشد اقتصاد دانشگاه علوم و تحقیقات خوزستان، خوزستان، ایران.

چکیده

تاریخ دریافت: ۰۹ مهر ۱۳۹۷

تاریخ پذیرش: ۰۳ دی ۱۳۹۷

تاریخ انتشار: ۱۲ اردیبهشت ۱۳۹۹

هدف اصلی این مقاله بررسی تأثیر فساد بر تخصیص مخارج عمومی به بخش دفاعی در ایران طی دوره زمانی ۱۳۶۳-۱۳۹۴ است. برای نیل به هدف مذکور، از یک مدل عمومی مخارج دفاعی، شاخص فساد، آزمون هم‌انباشتگی کرانه‌ها و برآوردگر خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی (ARDL)، استفاده شده است. نتایج برآورد مدل تحقیق نشان می‌دهد که اثر بلندمدت و کوتاه‌مدت فساد بر سهم مخارج بخش دفاعی از کل مخارج عمومی مثبت و معنادار است و گسترش فساد سبب انتقال مخارج عمومی از بخش غیر دفاعی به بخش دفاعی می‌شود.

طبقه‌بندی JEL: C12, H10, H56

کلید واژه‌ها:

مخارج دفاعی، فساد،
 مخارج عمومی، ایران،
 خودرگرسیون با وقفه‌های
 توزیعی (ARDL).

*نویسنده مسئول:

ابوالقاسم گل‌خندان

نشانی: دانش‌آموخته دکتری اقتصاد بخش عمومی دانشگاه لرستان، لرستان، ایران

تلفن: ۰۹۱۸۳۶۶۶۳۶۱

پست الکترونیکی: Golkhandana@gmail.com

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
 پرتال جامع علوم انسانی

۱. مقدمه

بانک جهانی، فساد را سوءاستفاده از قدرت و مقام مأمور یا بدنه دولت برای منافع شخصی تعریف می‌کند. واژه فساد، مفهومی وسیع و چندبعدی دارد و در حوزه‌های مختلف از ورزش تا طرح‌های غیرقانونی خصوصی‌سازی، مشاهده می‌شود (جعفری و گل‌خندان، ۱۳۹۴). 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 یک هنجار و قاعده اجتماعی تلقی شود (دی‌ساردن^۱، ۱۹۹۹).

طی سال‌های اخیر، آثار فساد بر عملکرد اقتصاد، توجه بسیاری از محققان را به خود جلب کرده است. عمده‌ترین دلایل آن، گسترش دموکراسی، پدیده جهانی شدن، برخورداری از رسانه‌های پویا و گسترش اطلاع‌رسانی، پررنگ‌تر شدن نقش سازمان‌های غیردولتی مانند سازمان شفافیت بین‌المللی^۲، صندوق بین‌المللی پول^۳ و بانک جهانی در شناساندن مشکلات مربوط به فساد و تلاش برای اقدام‌های ضد فساد و اعتماد بیش‌تر به بازار، است (تنزی^۴، ۱۹۹۸).

ادبیات موجود در این زمینه به دو دسته تقسیم می‌شود: دسته اول بر تعیین‌کننده‌های فساد تمرکز دارند. مطالعات تجربی مختلف نشان می‌دهد که عوامل اصلی مؤثر بر دامنه و گستردگی فساد، کیفیت خدمات شهری، سطح دستمزد بخش دولتی، حاکمیت قانون، به‌ویژه قوانین ضد فساد و دسترسی به منابع طبیعی، درجه رقابتی بودن اقتصاد، باز بودن تجاری و سیاست صنعتی کشور است. دسته دوم ادبیات موجود، بر عواقب فساد تمرکز دارند. به‌عبارت‌دیگر می‌توان به مطالعاتی نظیر تأثیر فساد بر رشد، کیفیت زیرساخت‌های عمومی و سرمایه‌گذاری عمومی، سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی، نابرابری درآمد و فقر و هزینه‌های دولت اشاره کرد.

در راستای دسته دوم، تأثیر فساد بر سهم مخارج دفاعی از کل مخارج عمومی در ایران، محور اصلی مقاله حاضر است. به‌عبارت‌دیگر، در این پژوهش به دنبال پاسخ به این سؤال هستیم که آیا گسترش فساد، میزان مخارج عمومی اختصاص‌یافته به بخش دفاعی را تحت تأثیر قرار می‌دهد؟ وضعیت نامطلوب کشور از لحاظ فساد (با توجه به گزارشات سالیانه سازمان شفافیت بین‌المللی) و هم‌چنین بالا بودن سهم مخارج دفاعی از کل مخارج عمومی (با توجه به داده‌های ارائه‌شده از سوی بانک مرکزی)، اهمیت بررسی موضوع تحقیق را دوچندان می‌کند. بر اساس اعلام سازمان شفافیت بین‌المللی، کشور ایران در سال ۲۰۱۵ با کسب شاخص ۲۷ (از صد) در رده ۱۳۰ کشورهای سالم از نظر فساد قرار گرفته است. هم‌چنین بر اساس داده‌های ارائه‌شده از سوی بانک مرکزی طی سال‌های ۱۳۹۱-۱۳۳۸، در بین بخش‌های مختلف اقتصادی کشور، متوسط سهم بخش دفاعی با مقداری بیش‌ازحدود ۲۴ درصد، در قیاس با سایر بخش‌ها،

1. De Sardan
2. Transparency International (TI)
3. International Monetary Fund (IMF)
4. Tanzi

بیشترین مقدار بوده است که نشان دهنده اهمیت بالای بخش دفاعی در کشور ایران است (گل خندان، ۱۳۹۵ الف). بر اساس توضیحات فوق فرضیه اساسی این تحقیق به صورت زیر تدوین شده است:

«تأثیر فساد بر سهم مخارج بخش دفاعی از کل مخارج عمومی، مثبت و معنادار است».

۲. ادبیات موضوع

۲-۱. پیشینه تحقیق

(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 سرمایه گذاری) استفاده کرده اند. نتایج این مطالعه در قالب داده های پانل ۱۰۶ کشور جهان طی دوره زمانی ۲۰۱۰-۱۹۹۶ و با استفاده از روش های اثرات ثابت^۲ (FE) و داده های ترکیبی پویا^۳ (DPD) نشان می دهد که تعاملات بین فساد، مخارج نظامی و سرمایه گذاری 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.

(جاکوویچ و دروبیسزووا^۴، ۲۰۱۵) به بررسی اثر فساد بر تخصیص مخارج دولت با استفاده از داده های پانل ۲۱ کشور عضو OECD بین سال های ۲۰۱۱-۱۹۹۸ پرداخته اند. نتایج این مطالعه نشان می دهد با استفاده از روش پانل دیتا به ازای سطوح بالاتر فساد، مخارج دفاعی و خدمات عمومی دولت افزایش می یابد؛ در حالی که مخارج آموزشی، بهداشت، تفریح، فرهنگ و مذهب دولت کاهش خواهد یافت. این مقاله نتایج و شواهد جدیدی را درباره ارتباط بین فساد و تخصیص مخارج دولتی در کشورهای OECD ارائه می دهد.

(هاشم^۵، ۲۰۱۴) در مطالعه ای رابطه بین فساد و ترکیب هزینه های دولت (هزینه های مربوط به آموزش و بهداشت) را در کشورهای عربی با استفاده از روش پانل دیتا بین سال های ۲۰۱۰-۱۹۹۰ بررسی کرده است. نتایج نشان می دهد که فساد، هزینه های آموزشی و بهداشتی را به عنوان بخشی از کل هزینه های عمومی کاهش می دهد.

(دلاوالده^۶، ۲۰۰۶) در مطالعه ای شامل ۹۶ کشور درحال توسعه، به بررسی اثر فساد بر میزان و توزیع هزینه های عمومی طی سال های ۲۰۰۱-۱۹۹۶ پرداخته است. نتایج حاصل از تخمین مدل داده های پانل با استفاده از روش FE نشان می دهد که فساد، مقدار کل هزینه های عمومی را افزایش می دهد. همچنین

1. D'Agostino et al.

2. Fixed Effect

3. Dynamic Panel Data

4. Jajkovic & Drobiszova

5. Hashem

6. Delavallade

وی با استفاده از روش حداقل مربعات سه مرحله‌ای^۱ (3SLS) نشان داده است که فساد، ساختار هزینه‌های دولتی را از طریق کاهش سهم هزینه‌های اجتماعی (آموزش، بهداشت و حمایت‌های اجتماعی) و افزایش سهم اختصاص داده‌شده به خدمات عمومی، نظم و امنیت، انرژی و دفاع، تغییر می‌دهد. (گوپتا و همکاران^۲ 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 پانل با استفاده از روش‌های FE، 2SLS، حداقل مربعات تعمیم‌یافته^۳ (GLS) و گشتاورهای تعمیم‌یافته^۴ (GMM)، نشان می‌دهد که فساد سهم مخارج نظامی از GDP (بار نظامی) و سهم مخارج نظامی از کل مخارج دولت را افزایش می‌دهد.

(مائورو^۵، ۱۹۹۸) در مطالعه‌ای به بررسی اثر فساد بر ترکیب مخارج دولت در کشورهای درحال توسعه بین سال‌های ۱۹۹۵-۱۹۸۲ پرداخته است. نتایج این مطالعه نشان می‌دهد که فساد، ترکیب مخارج دولت را تغییر می‌دهد؛ بر این اساس مخارج آموزشی و بهداشت عمومی کاهش و در مقابل مخارج بخش دفاعی افزایش می‌یابد.

در باب تأثیر عوامل مختلف اقتصادی و غیراقتصادی بر مخارج دفاعی (نظامی) و همچنین، تأثیر فساد بر مخارج دولت، چندین مطالعه داخلی انجام شده است (مانند مطالعات گل‌خندان، ۱۳۹۷؛ گل‌خندان، ۱۳۹۶ الف؛ گل‌خندان و بابایی آغ اسمعیلی، ۱۳۹۶؛ جعفری و گل‌خندان، ۱۳۹۴؛ کریمی و همکاران، ۱۳۹۱)؛ اما، بر اساس بررسی‌های انجام‌شده توسط نویسندگان، تاکنون هیچ مطالعه داخلی به بررسی تأثیر فساد بر مخارج دفاعی نپرداخته، مطالعات خارجی انگشت‌شماری نیز با تمرکز بر تحلیل اثر فساد بر مخارج دفاعی انجام شده است. بر این اساس و با توجه نکات اشاره‌شده هدف اصلی مقاله حاضر بررسی تأثیر فساد بر تخصیص میزان مخارج عمومی به بخش دفاعی در ایران است.

۲-۲. مبانی نظری

به‌طور کلی فساد می‌تواند هزینه‌های نظامی (دفاعی) 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 به‌دست آوردن قراردادهای، به رشوه متوسل شوند یا با ملاحظات مربوط به سمت تقاضا مؤثر واقع شود تا آن‌جا که بخش نظامی ممکن است در فعالیت‌هایی که مستعد فساد هستند، شرکت کند (گوپتا و همکاران، 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 به‌عنوان هزینه‌ای کسر شود. پرداخت رشوه به مقامات خارجی به‌عنوان

1. Three Stage least Square (3SLS)
2. Gupta et al.
3. Generalized Least Square
4. General Method of Moment
5. Mauro

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 (سازمان همکاری و توسعه اقتصادی، 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 اولویت‌های امنیت ملی شد. در برخی کشورها، صنعت دفاعی با ظرفیت‌های بیکار و هزینه‌های ثابت کلان روبه‌رو شد و هزینه‌های تحقیق و توسعه (R&D) زیاد، اغلب تولیدکنندگان اسلحه را مجبور کرد تا با توسل بر رشوه‌دهی، به شدت بر بازارهای خارج از کشور تمرکز کنند (گوپتا و همکاران، ۲۰۰۱).

ب- ملاحظات مربوط به سمت تقاضا

به‌طور معمول، در یک جامعه، دولت تأمین‌کننده خدمات و کالاهای نظامی است. در این راستا، برخی از جنبه‌های تدارکات نظامی، مستعد فساد هستند. مقررات تصویب‌شده در این زمینه، به‌طور معمول قدرت را به مقامات مسئول و صاحب‌اختیار در قراردادهای اعطای می‌کند. رقابت محدود بین عرضه‌کنندگان، تمایل به رفتار رانت‌جویانه را برای مشارکت در رفتار بدخواهانه مقامات ایجاد می‌کند (کیمنی و امباکو، ۱۹۹۶؛ آدس و دی‌تلا، ۱۹۹۹؛ 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 مستثنا و اغلب در قالب محرمانه و تحت اختیار مقامات مربوطه هستند. روندهای اداری در هزینه‌های نظامی ممکن است از سوی مقامات مالیاتی و گمرکی به‌صورت دقیق نظارت نشوند 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 حمل‌ونقل و امکانات مانند مراکز مسکونی و آموزشی به‌اندازه 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 فعالیت می‌کند. فعالیت‌های تجاری توسط ارتش ممکن است که ورود شرکت‌های خصوصی را محدود و قاچاق و ذخیره‌سازی کالاها را تشویق کند (گوپتا و همکاران، ۲۰۰۱). شایان ذکر است که هزینه‌های نظامی نیز دارای یک سری ویژگی‌هایی هستند که زمینه را برای فساد مهیا می‌کنند. پروژه‌های دفاع تمایل به سرمایه‌فزاینده‌ای دارند که سبب تمایل شرکت‌ها برای رشوه دادن به مقامات دولتی در جهت کمک به آن‌ها در دستیابی به قراردادهای و مناقصات می‌شود. همچنین دسترسی به اطلاعات طراحی یا مشخصات مناقصه، می‌تواند از طریق رشوه دادن به مقامات دولتی در روند مناقصه به‌دست آید (همان).

1. OECD
2. Kimenye & Mbaku
3. Ades & Di Tella

پیرو ادبیات نظری و بالخصوص مطالعه (گوپتا و همکاران، ۲۰۰۱) رابطه بین فساد و هزینه‌های نظامی را به شرح زیر مدل‌سازی می‌کنیم:

$$G = M + N \quad (1)$$

در رابطه (۱) 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 مالیات و Y درآمد ملی است. همچنین $0 \leq \tau < 1$. برای تکمیل مدل، یک تابع مطلوبیت به صورت تابعی از مصرف خصوصی (C) و مخارج دولتی (G) در نظر می‌گیریم که $U_i > 0$ و $U_{ii} < 0$ و $i = C, G$ و فرم خاص این تابع را به صورت زیر تعریف می‌کنیم:

$$U(C, M, N) = C^\beta M^\gamma N^\delta \quad \delta = 1 - \beta - \gamma \quad (2)$$

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

$$\max U(C, M, N) \quad (3)$$

$$Y = C + G \quad (4)$$

$$G = M + N$$

$$\max U = C^\beta M^\gamma N^\delta \xrightarrow{Y=C+G} \max U = [y(1-t)]^\beta M^\gamma (ty - M)^\delta \quad (5)$$

از رابطه بالا مشتق می‌گیریم؛ با توجه به این نکته که:

$$G = M + N \Rightarrow N = G - M \xrightarrow{G=T=ty} N = ty - M$$

F.O.C:

$$\frac{\partial U}{\partial Y} = 0 \Rightarrow -\beta t [y(1-t)]^{\beta-1} M^\gamma N^\delta + \delta t (ty - M)^{\delta-1} M^\gamma [y(1-t)]^\beta = 0 \quad (6)$$

$$\Rightarrow -\beta t [y(1-t)]^{\beta-1} M^\gamma N^\delta = -\delta t (ty - M)^{\delta-1} M^\gamma [y(1-t)]^\beta$$

$$\Rightarrow \beta (ty - M) = \delta y (1 - t)$$

$$\begin{aligned} \frac{\delta U}{\delta M} = 0 &\Rightarrow \gamma M^{\gamma-1} [y(1-t)]^\beta (ty-M)^\delta - \delta M (ty-M)^{\delta-1} M^\gamma [y(1-t)]^\beta = 0 \\ &\Rightarrow \gamma M^{\gamma-1} [y(1-t)]^\beta (ty-M)^\delta = \delta M (ty-M)^{\delta-1} M^\gamma [y(1-t)]^\beta \\ &\Rightarrow \gamma (ty-M) = \delta M \end{aligned} \quad (7)$$

با تقسیم دو طرف معادله در رابطه (۷) بر دو طرف معادله در رابطه (۶) داریم:

$$\frac{\gamma (ty-M) = \delta M}{\beta (ty-M) = \delta y(1-t)} \Rightarrow \frac{\gamma}{\beta} = \frac{M}{y(1-t)} \Rightarrow \frac{M}{y} = \frac{\gamma}{\beta} (1-t) \quad (8)$$

حال اگر کلیه اقدامات فوق را یک بار دیگر انجام دهیم، با این تفاوت که این بار معادله شماره (۵) را بر حسب متغیر G بازنویسی کنیم؛ می‌توانیم به معادله زیر برسیم:

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

طبق معادلات روابط (۸) و (۹) در غیاب فساد، برای سطح معینی از τ ، سهم هزینه‌های نظامی و غیرنظامی از مخارج کل دولت، به پارامترهای تابع مطلوبیت (β ، γ و δ) بستگی دارد. اما در صورتی که پارامترهای تابع مطلوبیت (β ، γ و δ)، توسط فساد (R) تحت تأثیر قرار گیرد، داریم:

$$\frac{M}{Y} = \frac{\gamma(R)}{\beta(R)} (1-\tau) \quad \frac{M}{G} = \frac{\gamma(R)}{\beta(R)} (1-\tau) \frac{Y}{G} \quad (10)$$

با توجه به معادلات رابطه (۱۰):

$$\begin{aligned} \frac{\partial (M/Y)}{\partial R} &= (1-\tau) \left[\frac{\gamma_R \beta - \beta_R \gamma}{\beta^2} \right] \\ \frac{\partial (M/G)}{\partial R} &= (1-\tau) \frac{Y}{G} \left[\frac{\gamma_R \beta - \beta_R \gamma}{\beta^2} \right] \end{aligned} \quad (11)$$

که در معادلات فوق:

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

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 تأثیر 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 کند (گوپتا و همکاران، ۲۰۰۱).

۲- مدل و روش تحقیق

۲-۱- مدل تحقیق

از آنجا که هدف اصلی این مقاله بررسی تأثیر فساد بر سهم مخارج بخش دفاعی از کل مخارج عمومی است، باید یک مدل بر این اساس و با توجه به متغیرهای کنترل مؤثر بر متغیر وابسته طراحی کرد. به‌طور کلی بر اساس یک مدل عمومی مخارج دفاعی، می‌توان متغیرهای مؤثر بر مخارج دفاعی را سه دسته متغیرهای اقتصادی (و اجتماعی)، متغیرهای راهبردی (سیاسی و نظامی) و رانت (درآمدهای) حاصل از منابع طبیعی تقسیم‌بندی کرد (گل‌خندان، ۱۳۹۶ الف). بر این اساس، شکل کلی مدل تحقیق حاضر به‌صورت رابطه زیر نوشته می‌شود:

$$\begin{aligned} \text{Ln} \left(\frac{\text{def}}{\text{tpe}} \right)_t &= \beta_0 + \beta_1 \text{Ln}(\text{corruption})_t \\ &+ \sum_{i=2}^a \beta_i \text{Ln}(EV)_{it} + \sum_{i=a+1}^b \beta_i \text{Ln}(SV)_{it} \\ &+ \sum_{i=b+1}^c \beta_i \text{Ln}(RNR)_{it} + \varepsilon_t \quad c > b > a \end{aligned} \quad (13)$$

در رابطه فوق، t نشان‌دهنده بازه زمانی (۱۳۹۴-۱۳۶۳)، β_0 عرض از مبدأ، Ln لگاریتم طبیعی، EV متغیرهای اقتصادی مؤثر بر مخارج دفاعی، SV متغیرهای راهبردی مؤثر بر مخارج دفاعی، RNR رانت حاصل از منابع طبیعی و ε_t جزء خطا تصادفی است. سایر متغیرها به‌صورت زیر تعریف شده‌اند:

$\left(\frac{\text{def}}{\text{tpe}} \right)_t$: سهم مخارج دفاعی از کل مخارج عمومی دولت (به‌عنوان متغیر وابسته مدل).

$(\text{corruption})_t$: شاخص اندازه‌گیری فساد (به‌عنوان متغیر مستقل مدل). در این مطالعه به‌منظور اندازه‌گیری فساد از شاخص راهنمای بین‌المللی ریسک کشوری^۱ (icrg) استفاده شده که ترکیبی

1. The International Country Risk Guide (icrg)

از سه شاخص ریسک سیاسی، ریسک اقتصادی و ریسک مالی است. این شاخص از سال ۱۹۸۲ منتشر شده و علاوه بر بررسی فساد در سیستم سیاسی و فساد مالی در سیستم دولتی، به فساد بالقوه یا بالفعل در شکل حمایت‌های بیش‌ازحد، قوم و خویش‌گرایی، پیشنهاد شغل، بده و بستان لطف در مقابل لطف، بنا نهادن گروه‌های مخفیانه و به‌طور خاص ارتباط نزدیک بین سیاست‌مدار و کسب‌وکارها نیز توجه دارد.

مقدار شاخص $iCRG$ ، بین دو عدد صفر و ۱۰۰ است که عدد صفر، به معنای حداکثر فساد و عدد ۱۰۰، به معنای نبودن فساد است. بر این اساس می‌توان گفت که شاخص $iCRG$ ، یک شاخص معکوس اندازه‌گیری فساد است که مقادیر بالاتر (پایین‌تر) آن نشان از فساد کم‌تر (بیش‌تر) دارد. البته در این پژوهش، با توجه به آنکه این موضوع در هنگام تفسیر علامت ضرایب، ابهام ایجاد می‌کند، با تغییر مقیاس این شاخص، اعداد بزرگ‌تر نشان‌دهنده فساد بیشتر و اعداد کوچک‌تر نشان‌دهنده فساد کمتر است. به این شکل که مقدار شاخص $iCRG$ از عدد ۱۰۰ کسر شده است.

$(Ln(gdp/pop))_t$: لگاریتم طبیعی تولید ناخالص داخلی سرانه (به قیمت‌های ثابت سال ۱۳۸۳)، به‌عنوان شاخص درآمد و یک متغیر اقتصادی.

$(\frac{non-def}{tpe})_t$: سهم مخارج غیر دفاعی از کل مخارج عمومی، به‌عنوان هزینه فرصت مخارج دفاعی و یک متغیر اقتصادی.

$[\frac{def}{gdp}]_{ME,t}$: متوسط بار دفاعی کشورهای منطقه خاورمیانه، به‌عنوان شاخص تهدیدات بین‌المللی و یک متغیر راهبردی.

$(\frac{oil}{gdp})_t$: سهم درآمدهای نفتی از gdp ، به‌عنوان شاخص اندازه‌گیری رانت حاصل از منابع طبیعی.

$(dummy_{war})_t$: متغیر مجازی جنگ تحمیلی که در سال‌های جنگ، مقدار یک و برای بقیه سال‌ها مقدار صفر را می‌پذیرد.

با توجه به توضیحات فوق، در نهایت مدل برآوردی این تحقیق به‌صورت زیر طراحی شده است:

$$\begin{aligned} Ln\left(\frac{def}{tpe}\right)_t = & \beta_0 + \beta_1 Ln\left(\frac{gdp}{pop}\right)_t + \beta_2 Ln\left(\frac{non-def}{tpe}\right)_t + \beta_3 Ln\left(\left[\frac{def}{gdp}\right]_{ME,t}\right) \\ & + \beta_4 Ln(corruption)_t + \beta_5 Ln\left(\frac{oil}{gdp}\right)_t + \beta_6 (dummy_{war})_t \\ & + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (14)$$

منبع داده‌های آماری متغیرهای مورد استفاده، وبسایت‌های بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران^۱، ICRG وابسته به PRS Group^۲ و مؤسسه بین‌المللی تحقیقات صلح استکهلم^۳ (SIPRI) است.

1. <https://www.cbi.ir>

2. <https://www.prgroup.com>

3. Stockholm International Peace Research Institute (<https://www.sipri.org>)

۲-۲- روش‌شناسی تحقیق

تحقیق حاضر از نظر نوع تحقیق، کاربردی است. روش تحقیق هم توصیفی-تحلیلی است که در قسمت توصیف از روش اسنادی و کتابخانه‌ای استفاده شده است و بخش تحلیل متکی بر الگوهای اقتصادسنجی است.

رویکرد استفاده‌شده در این مطالعه به‌منظور برآورد ضرایب، مدل خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی (ARDL) معرفی شده توسط (پسران و همکاران^۱، ۲۰۰۱)، برای بررسی هم‌انباشتگی و همچنین تخمین روابط کوتاه‌مدت و بلندمدت است. مزیت‌های روش ARDL نسبت به سایر روش‌های آزمون هم‌انباشتگی عبارت است از: اول این که می‌توان این روش را برای متغیرهای I(1) و I(0) یا ترکیبی از هر دو، به کار برد. دوم این که، روش ARDL پویایی‌های کوتاه‌مدت را در بخش تصحیح خطا وارد نمی‌کند (بانرجی و همکاران^۲، ۱۹۹۳). سوم، این روش را می‌توان با تعداد مشاهدات کم نیز به کار برد (نارایان و نارایان^۳، ۲۰۰۴) و در نهایت این که از این روش زمانی که متغیرهای توضیحی درون‌زا هستند، نیز می‌توان استفاده کرد (آلام و کوازی^۴، ۲۰۰۳). به‌منظور تحلیل هم‌انباشتگی کرانه‌های (پسران و همکاران، ۲۰۰۱)، بایستی مدل تصحیح خطای نامقید^۵ (UECM) زیر را برآورد کنیم:

$$\begin{aligned} \Delta \ln \left(\frac{\text{def}}{\text{tpe}} \right)_t = & \alpha_0 + \sum_{i=1}^p b_i \Delta \ln \left(\frac{\text{def}}{\text{tpe}} \right)_{t-i} + \sum_{i=1}^{q_1} c_i \Delta \ln \left(\frac{\text{gdp}}{\text{pop}} \right)_{t-i} \\ & + \sum_{i=1}^{q_2} d_i \Delta \ln \left(\frac{\text{non-def}}{\text{tpe}} \right)_{t-i} + \sum_{i=1}^{q_3} e_i \Delta \ln \left[\left(\frac{\text{def}}{\text{gdp}} \right)_{\text{ME}} \right]_{t-i} \\ & + \sum_{i=1}^{q_4} f_i \Delta \ln (\text{corruption})_{t-i} + \sum_{i=1}^{q_5} g_i \Delta \ln \left(\frac{\text{oil}}{\text{pop}} \right)_{t-i} \\ & + \delta_1 \ln \left(\frac{\text{def}}{\text{tpe}} \right)_{t-1} + \delta_2 \ln \left(\frac{\text{gdp}}{\text{pop}} \right)_{t-1} + \delta_3 \ln \left(\frac{\text{non-def}}{\text{tpe}} \right)_{t-1} \\ & + \delta_4 \ln \left[\left(\frac{\text{def}}{\text{gdp}} \right)_{\text{ME}} \right]_{t-1} + \delta_5 \ln (\text{corruption})_{t-1} \\ & + \delta_6 \ln \left(\frac{\text{oil}}{\text{pop}} \right)_{t-1} + \theta W_t + \mu_t \end{aligned} \quad (15)$$

که در آن δ ضرایب بلندمدت، α_0 عرض از مبدأ، W بردار اجزاء برون‌زا مثل متغیرهای مجازی و غیره، Δ عملگر تفاضل، μ_t جمله اخلاص و p و q تعداد وقفه‌های بهینه است که به کمک معیارهایی مثل آکائیک (AIC)، شوارتز - بیزین (SBC)، حنان - کوئین (HQC) یا \bar{R}^2 تعیین می‌شود. مقادیر وقفه‌دار متغیر وابسته و مقادیر با وقفه و جاری متغیرهای مستقل نیز، نشان‌دهنده پویایی‌های کوتاه‌مدت است. فرآیند آزمون کرانه‌ها برای عدم وجود ارتباط سطحی بین

1. Pesaran et al.
2. Banerji et al.
3. Narayan & Narayan
4. Alam & Quazy
5. Unrestricted Error Correction Model

متغیر مستقل و متغیرهای وابسته از طریق برابر صفر قرار دادن ضرایب سطوح با وقفه متغیرهای مذکور در معادله فوق به دست می آید. بر این اساس فرض صفر مبنی بر عدم وجود هم‌انباشتگی به صورت زیر تعریف می‌شوند:

$$H_0 = \delta_1 = \delta_2 = \delta_3 = \delta_4 = \delta_5 = \delta_6 = 0$$

در آزمون هم‌انباشتگی کرانه‌ها، دو حد بحرانی ارائه شده است؛ کرانه بالایی برای سری‌های زمانی $I(1)$ و کرانه پایینی برای سری‌های $I(0)$ چنانچه مقدار آماره F محاسبه شده از مقدار کرانه بالایی بیشتر باشد، فرضیه صفر عدم هم‌انباشتگی رد می‌شود؛ و چنانچه مقدار F کمتر از کرانه پایینی باشد، فرض صفر رد نمی‌شود و در صورتی که آماره F بین محدوده‌ها قرار گیرد، از این روش نمی‌توان نتیجه‌ای گرفت (پسران و همکاران، ۲۰۰۱). وقتی که وجود روابط تعادلی بلندمدت اثبات شد، در مرحله دوم، ضرایب بلندمدت و ECM متناظر با آن به کمک روش $ARDL$ برآورد می‌شود (نارایان و نارایان، ۲۰۰۴).
یک مدل $ARDL$ به صورت زیر نمایش داده می‌شود:

$$\varphi(L, P)y_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^k \beta_i(L, q_i)x_{it} + U_t \quad i = 1, 2, \dots, k \quad (16)$$

که در رابطه فوق:

$$\begin{aligned} &= 1 - \varphi_1 L - \varphi_2 L^2 - \dots - \varphi_p L^p \varphi(L, P) \\ &= \beta_{i0} L + \beta_{i1} L + \dots + \beta_{iq} L^{q_i} \beta_i(L, q_i) \end{aligned}$$

در رابطه (۱۶) α_0 عرض از مبدأ و y_t متغیر وابسته و L عامل وقفه است که به صورت $L^p = y_{t-p}$ تعریف می‌شود. این معادله با استفاده از روش OLS برای $(d+1)^{k+1}$ مدل مختلف $ARDL$ تخمین زده می‌شود. که در آن d حداکثر وقفه تعیین شده از سوی محقق و k تعداد متغیرهای توضیحی مدل است. در مرحله بعد با استفاده از معیارهای اطلاعات^۱ یا ضریب تعدیل شده، تعداد وقفه‌های بهینه تعیین می‌شود. سپس یک رابطه تعادلی بلندمدت بین متغیرهای بررسی شده تخمین زده می‌شود. به باور انگل و گرانجر هر رابطه بلندمدت، یک ECM کوتاه‌مدت دارد که دستیابی به آن متضمن تعادل است و بالعکس (اندرس، ۲۰۰۴). برای تنظیم الگوی تصحیح خطا کافی است که جملات خطای مربوط به هر رگرسیون همگرایی را با یک وقفه زمانی به‌عنوان یک متغیر توضیح‌دهنده در کنار سایر متغیرهای الگو قرار دهیم و سپس با کمک روش OLS ضرایب الگو را برآورد می‌کنیم. در نرم‌افزار $Microfit$ زمانی که الگوی تعادلی بلندمدت مرتبط با الگوی $ARDL$ استخراج شد، الگوی تصحیح خطای مرتبط با آن نیز ارائه می‌شود. فرم کلی معادله تصحیح خطای $ARDL$ به صورت زیر است:

$$\begin{aligned} \Delta y_t = \Delta \varphi_0 - \sum_{j=2}^p \varphi_j \Delta y_{t-j} \\ + \sum_{i=1}^k \beta_{i0} \Delta x_{it} - \sum_{i=1}^k \sum_{j=2}^q \beta_{i,t-j} \Delta x_{i,t-j} - \varphi(1, p) ECM_{t-1} \end{aligned} \quad (17)$$

1. Information Criteria
2. Enders

که در آن:

$$ECM_t = y_t - \hat{\varphi} - \sum_{i=1}^k \hat{\beta}_i x_{it}$$

و Δ عملگر تفاضلی مرتبه اول است. همچنین، $\varphi(1, p)$ سرعت تعدیل به سمت بلندمدت را نشان می‌دهد. به منظور بررسی وجود همگرایی بین متغیرها، منفی و معنادار بودن ضریب ECM_{t-1} در تخمین ضرایب کوتاه مدت، بیانگر وجود رابطه بلندمدت بین این متغیرها است (تشکینی، ۱۳۸۴).

۳. تجزیه و تحلیل نتایج تجربی

پیش از انجام آزمون هم‌انباشتگی کرانه‌ها، باید اطمینان حاصل کرد که متغیرهای بررسی شده، دارای درجه انباشتگی بزرگ‌تر از $I(1)$ نیستند. در حالی که متغیرهای انباشته از درجه دو، یعنی: $I(2)$ یا بیش‌تر باشند، مقدار آماره F ارائه شده توسط (پسران و همکاران، ۲۰۰۱) قابل استفاده نیست (آنگ، ۲۰۰۷). بنابراین باید پیش از ذکر نتایج این آزمون، درجه مانایی متغیرها تعیین شود.

در این مقاله به منظور بررسی مانایی متغیرها، از آزمون دیکی - فولر تعمیم یافته (ADF)^۲، استفاده شده در حالتی که در آن مدل دارای عرض از مبدأ و متغیر روند زمانی است. در این آزمون، فرضیه صفر نشان دهنده نامانایی متغیر (وجود ریشه واحد) و فرضیه مقابل نشان دهنده مانایی متغیر (عدم وجود ریشه واحد) است. نتایج این آزمون در جدول (۱) آمده است. بر اساس نتایج این جدول و سطوح احتمال محاسبه شده، کلیه متغیرها به جز سهم مخارج غیر دفاعی از کل مخارج عمومی در سطح ۵ درصد نامانا بوده، اما پس از یکبار تفاضل گیری به صورت مانا درآمده‌اند. لذا کلیه متغیرها، مانا از مرتبه $I(0)$ و $I(1)$ هستند.

جدول ۱. نتایج آزمون ریشه واحد دیکی فولر تعمیم یافته

درجه مانایی	Prob	متغیر	Prob	متغیر
I(1)	۰/۰۰۰	$\Delta(\text{Ln}(\text{def}/\text{tpe}))$	۰/۳۶۱	$\text{Ln}(\text{def}/\text{tpe})$
I(1)	۰/۰۰۰	$\Delta(\text{Ln}(\text{gdp}/\text{pop}))$	۰/۲۵۵	$\text{Ln}(\text{gdp}/\text{pop})$
I(0)	۰/۰۰۰	$\Delta(\text{Ln}(\text{non-def}/\text{tpe}))$	۰/۰۳۸	$\text{Ln}(\text{non-def}/\text{tpe})$
I(1)	۰/۰۰۰	$\Delta(\text{Ln}(\text{corruption}))$	۰/۶۸۱	$\text{Ln}(\text{corruption})$
I(1)	۰/۰۰۰	$\Delta(\text{Ln}(\frac{\text{def}}{\text{gdp}})_{\text{MF}})$	۰/۱۸۸	$\text{Ln}(\frac{\text{def}}{\text{gdp}})_{\text{MF}}$
I(1)	۰/۰۰۰	$\Delta(\text{Ln}(\text{oil}/\text{gdp}))$	۰/۵۵۲	$\text{Ln}(\text{oil}/\text{gdp})$

1. Ang
31. Augmented Dicky Fuller

حال با استفاده از آزمون هم‌انباشتگی کرانه‌های (پسران و همکاران، ۲۰۰۱) به بررسی رابطه بلندمدت بین متغیرهای مدل می‌پردازیم. تعداد رگرسورها $K = 6$ بوده و الگوی فوق تنها دارای جمله ثابت است. با توجه به این موضوع مقادیر بحرانی ارائه شده توسط پسران و همکاران در سطوح معناداری مختلف از جدول ارائه شده توسط این محققان استخراج و در بخش پایینی جدول (۲) آمده‌اند. بر اساس مقادیر بحرانی و آماره F محاسبه شده در بخش بالایی قسمت بالای جدول (۲)، وجود رابطه تعادلی بلندمدت بین متغیرهای مدل، در سطح ۱ درصد تأیید می‌شود؛ زیرا مقدار آماره F محاسبه شده مدل، بزرگ‌تر از کرانه بالایی مقدار بحرانی ارائه شده توسط پسران و همکاران در سطح ۱ درصد است.

البته علاوه بر آزمون کرانه‌ها، از آزمون بنرجی، دولادو و مسترز نیز برای بررسی رابطه هم‌انباشتگی بین متغیرهای مدل استفاده شده است. برای انجام این آزمون عدد یک از مجموع با وقفه متغیر وابسته کم شده و بر مجموع انحراف معیار ضرایب مذکور تقسیم می‌شود. اگر قدر مطلق t به دست آمده از قدر مطلق مقادیر بحرانی ارائه شده توسط بنرجی، دولادو و مسترز بزرگ‌تر باشد، فرضیه صفر را رد کرده و وجود یک رابطه بلندمدت پذیرفته می‌شود (تشکینی، ۱۳۸۴)، در این مطالعه نیز این شرایط برقرار است که نتایج به منظور صرفه جویی ارائه نشده است.

جدول ۲. نتایج آزمون هم‌انباشتگی کرانه‌ها

مدل تخمینی	طول وقفه بهینه مدل	F آماره
مدل رابطه (۱۵)	(1,0,1,0,0,0)	۵/۰۸***
مقادیر بحرانی آزمون پسران و همکاران (۲۰۰۱)		
سطح معناداری	I(0) کرانه پایین	I(1) کرانه بالا
10%	۲/۱۲	۳/۲۳
5%	۲/۴۵	۳/۶۱
1%	۳/۱۵	۴/۴۳

* علامت *** معناداری در سطح ۱ درصد است. مآخذ: مقادیر بحرانی از جداول پسران و همکاران (۲۰۰۱: ۳۰۰) و سایر نتایج بر اساس محاسبات تحقیق.

پس از تأیید وجود رابطه بلندمدت بین متغیرهای مدل، نوبت به برآورد این رابطه می‌رسد. در جدول (۳) نتایج تخمین رابطه‌های بلندمدت گزارش شده است. البته علاوه بر رابطه‌های بلندمدت، نتایج رابطه‌های کوتاه‌مدت و آزمون‌های تشخیصی نیز در این جدول آمده‌اند. بر اساس نتایج به دست آمده:

- اثرات بلندمدت و کوتاه‌مدت درآمد سرانه (gdp/pop) بر سهم مخارج دفاعی از کل مخارج عمومی کشور، مثبت و ناچیز و در سطح پائینی از معناداری برخوردار است؛ به گونه‌ای که با افزایش یک درصدی در این متغیر، در بلندمدت و کوتاه‌مدت به ترتیب، نسبت مخارج دفاعی به کل مخارج عمومی، حدود ۰/۰۰۴ و ۰/۰۰۱ درصد افزایش می‌یابد (نزدیک به صفر). در توجیه نتیجه حاصل می‌توان گفت که زمانی که یک کشور (مانند ایران) به درجه خاصی از امنیت می‌رسد، همراه با افزایش درآمد، سهم مخارج دفاعی آن کشور از کل مخارج عمومی تقریباً ثابت می‌ماند و در نتیجه، این امر موجب عدم تأثیرگذاری قابل توجه این متغیر می‌شود.

- اثرات بلندمدت و کوتاهمدت سهم مخارج غیر دفاعی دولت از کل مخارج عمومی (non-def/tpe) بر سهم مخارج دفاعی از کل مخارج عمومی کشور، منفی و در سطح ۵ درصد، از معنی داری لازم برخوردار است؛ به گونه ای که با افزایش یک درصدی در این متغیر، در بلندمدت و کوتاهمدت به ترتیب، نسبت مخارج دفاعی به کل مخارج عمومی، حدود ۰/۳۸ و ۰/۱۰ درصد کاهش می یابد. وارد کردن مخارج غیر دفاعی در مدل، نشان دهنده هزینه عمومی اقتصادی مربوط به بخش دفاع است و مطابق انتظار ضریب این متغیر دارای علامت منفی است. چراکه، این متغیر را می توان به عنوان هزینه فرصت برای مخارج دفاعی در نظر گرفت. این نتیجه با نتایج مطالعات تجربی بسیاری نظیر (دون و نیکولایدو، ۲۰۰۱؛ سلمن آ، ۲۰۰۵؛ گل خندان، ۱۳۹۵ ب) همسوست.

- اثرات بلندمدت و کوتاهمدت فساد (COR) بر سهم مخارج دفاعی از کل مخارج عمومی کشور (به عنوان موضوع اصلی این تحقیق)، مثبت و در سطح ۵ درصد، از معنی داری لازم برخوردار است؛ به گونه ای که با افزایش یک درصدی در این متغیر، در بلندمدت و کوتاهمدت به ترتیب، نسبت مخارج دفاعی به کل مخارج عمومی، حدود ۰/۱۸ و ۰/۰۴ درصد افزایش می یابد. نتیجه به دست آمده مطابق با مبانی نظری ارائه شده و همسو با نتیجه مطالعه (گوپتا و همکاران، ۲۰۰۱) است. نکته قابل توجه آن است که با توجه به تأثیر منفی سهم مخارج غیر دفاعی دولت از کل مخارج عمومی (non-def/tpe) بر سهم مخارج دفاعی از کل مخارج عمومی و در نتیجه جانشینی بین مخارج دفاعی و غیر دفاعی، می توان گفت که چون با افزایش فساد، سهم مخارج دفاعی از کل مخارج عمومی افزایش می یابد، گسترش فساد (با توجه به محدودیت بودجه دولت) منجر به انتقال مخارج عمومی از سمت بخش غیر دفاعی به بخش دفاعی می شود. در این راستا مطالعه (جاکوویچ و درویسزوا، ۲۰۱۵) نشان می دهد که سطوح بالاتر فساد، مخارج دفاعی و خدمات عمومی دولت را افزایش می دهد؛ در حالی که مخارج آموزشی، بهداشت، تفریح، فرهنگ و مذهب دولت کاهش خواهد یافت. (هاشم، ۲۰۱۴) نشان داده است که فساد، هزینه های آموزشی و بهداشتی را به عنوان بخشی از کل هزینه های عمومی کاهش می دهد. همچنین (دلوالده، ۲۰۰۶) نشان داده است که فساد، ساختار هزینه های دولتی را از طریق کاهش سهم هزینه های اجتماعی (آموزش و پرورش، بهداشت و درمان و حمایت های اجتماعی) و افزایش بخش اختصاص داده شده به خدمات عمومی، نظم و امنیت، سوخت و انرژی و دفاع، دگرگون و دچار تغییر می سازد.

- اثرات بلندمدت و کوتاهمدت متوسط بار دفاعی کشورهای خاورمیانه $\left(\frac{\text{def}}{\text{gdp}}\right)_{ME}$ بر سهم مخارج دفاعی از کل مخارج عمومی کشور، مثبت و در سطح ۱ درصد، از معنی داری لازم برخوردار است؛ به گونه ای که با افزایش یک درصدی در این متغیر، در بلندمدت و کوتاهمدت به ترتیب، نسبت مخارج دفاعی به کل مخارج عمومی، حدود ۰/۸۸ و ۰/۱۹ درصد افزایش می یابد. این نتیجه گویای آن است که بین ایران و کشورهای خاورمیانه یک رقابت تسلیحاتی قوی وجود داشته و با توجه به حساسیت منطقه خاورمیانه و وجود مناقشات همیشگی در آن، مطابق با انتظار بوده است. ضریب این متغیر نسبت به سایر متغیرهای دیگر بزرگ تر و قابل توجه تر است که نشان دهنده این موضوع است که تهدیدات بین المللی نقش مهمی در افزایش سهم مخارج دفاعی از کل مخارج عمومی را در ایران دارند. در مطالعاتی نظیر (گل خندان،

1. Dunne & Nikolaidou
2. Solomon

۱۳۹۶ الف و ب) وجود رقابت تسلیحاتی بین کشورهای منطقه خاورمیانه به اثبات رسیده است و در مطالعات گسترده دیگر نظیر مطالعات (اسکاستاد^۱، ۲۰۱۶؛ یسیلیورت و الهورست^۲، ۲۰۱۷؛ گل خندان، ۱۳۹۶ ج) نشان داده شده است که افزایش بار دفاعی کشورهای همسایه به عنوان یک تهدید بین المللی نقش مهمی در افزایش بار دفاعی یک کشور خواهد داشت.

- اثرات بلندمدت و کوتاه مدت سهم درآمدهای نفتی از gdp (oil/gdp) بر سهم مخارج دفاعی از کل مخارج عمومی کشور، مثبت و در سطح ۱ درصد، از معنی داری لازم برخوردار است؛ به گونه ای که با افزایش یک درصدی در این متغیر، در بلندمدت و کوتاه مدت به ترتیب، نسبت مخارج دفاعی به کل مخارج عمومی، حدود ۰/۵۶ و ۰/۱۶ درصد افزایش می یابد. نتیجه به دست آمده مبنی بر تأثیر مثبت درآمدهای نفتی بر هزینه های دفاعی، با مطالعات متعددی نظیر (پیرلو-فریمن و بیرانر^۳، ۲۰۱۲؛ علی و عبدالطیف^۴، ۲۰۱۳؛ ال موالی^۵، ۲۰۱۵) همسویی نزدیک دارد. درآمدهای حاصل از منابع طبیعی می تواند از چهار کانال، هزینه های نظامی را متأثر کند (پیرلو-فریمن و بیرانر، ۲۰۱۲)؛ کانال نخست اثر دولت رانتیر^۶ است که به دولت هایی گفته می شود که از منابع مالی مستقل (به جز مالیات از جامعه) برخوردار بوده و لذا با استقلال بیشتری می توانند سیاست ها و خواسته های دولتی را به اجرا درآورند. بر این اساس، دولت به آسانی می تواند درآمدهای حاصل از منابع طبیعی را صرف خرید سلاح و تجهیزات نظامی کند. بر اساس کانال دوم، منابع طبیعی می توانند منشأ تنش و درگیری بین المللی باشند که سبب افزایش مخارج نظامی می شود. علاوه بر این، حتی در کشورهایی که درگیری و تنش وجود ندارد، افزایش هزینه های نظامی می تواند با هدف حفاظت از منابع طبیعی در مقابل دشمنان داخلی و خارجی فرضی و یا واقعی افزایش یابد. به عنوان مثال، کشور برزیل هزینه های دفاعی خود را به منظور نیاز رو به رشد برای حفاظت از مرزهای برزیل، جنگل آمازون و اکتشافات نفتی عظیم دریایی بالا برده است (پیرلو-فریمن و بیرانر، ۲۰۱۲). بر اساس کانال سوم، نبود شفافیت در مدیریت درآمدهای حاصل از استخراج و اکتشاف منابع طبیعی مانند نفت و گاز به نفع حمایت از بودجه اختصاص یافته به هزینه های نظامی می انجامد (ال موالی، ۲۰۱۵). بر اساس کانال آخر، رژیم های برخوردار از منابع طبیعی، متمایل هستند که درآمدهای حاصل از این منابع را برای کمک به باقی ماندن در قدرت، صرف گسترش هزینه های نظامی کنند. در این راستا، مطالعه تجربی (گوئنست^۷، ۲۰۱۳) نشان دهنده آن است که افزایش در هزینه های نظامی کشور چاد که به وسیله درآمدهای نفتی تأمین مالی شده، مرتبط با استراتژی بقای رژیم بوده است. مطالعه تجربی (گل خندان نیز، ۱۳۹۶ الف) نشان داده است که در بین درآمدهای حاصل از منابع طبیعی، درآمدهای نفتی نقش مهمی در افزایش مخارج نظامی کشورهای خاورمیانه (شامل ایران) داشته اند.

- اثرات بلندمدت و کوتاه مدت متغیر مجازی جنگ (Dummy war)، بر سهم مخارج دفاعی از کل مخارج عمومی کشور، مثبت و در سطح احتمال ۱ درصد معنادار می باشد؛ ضریب متغیر مجازی جنگ،

1. Skogstad
2. Yesilyurt & Elhorst
3. Perlo-Freeman & Brauner
4. Ali & Abedellatif
5. Al-Mavali
6. Rentier Government
7. Guesnet

در بلندمدت و کوتاهمدت به ترتیب، حدود ۰/۰۹ و ۰/۰۲ برآورد شده است. وقوع جنگ تحمیلی با عراق، به طور طبیعی همه برنامه های اقتصادی کشور را به این موضوع معطوف کرد و باعث شد تا سهم مخارج دفاعی از کل مخارج عمومی در ایران افزایش یابد که نتایج تجربی به دست آمده نیز این موضوع را تأیید می کنند.

- ضریب جمله تصحیح خطا (ECT) در مدل، مطابق انتظار منفی و در سطح بالایی معنادار است. این ضریب تخمینی برابر با مقداری حدود ۰/۲۲- است؛ که نشان می دهد در هر دوره (سال) ۰/۲۲ درصد از عدم تعادل یک دوره (یک سال) در سهم مخارج دفاعی از کل مخارج عمومی در دوره بعد تعدیل می شود؛ بنابراین زمان تعدیل به سمت تعادل بلندمدت چیزی حدود ۵ دوره به طول می انجامد.

جدول ۳. نتایج تخمین رابطه های تعادلی بلندمدت و کوتاهمدت به روش ARDL

متغیر	نماد اختصاری	ضرایب تخمینی
بلندمدت		
۰/۰۰۴ (۰/۱۲۵)	$\ln(\text{gdp/pop})$	رشد اقتصادی
-۰/۳۸۱ (۰/۰۰۵)	$\ln(\text{non-def/tpe})$	مخارج غیر دفاعی
۰/۱۸۱ (۰/۰۱۱)	$\ln(\text{cor})$	فساد
۰/۸۸۲ (۰/۰۰۰)	$\ln\left(\frac{\text{def}}{\text{gdp}}\right)_{MF}$	متوسط مخارج دفاعی خاورمیانه
۰/۵۵۸ (۰/۰۰۰)	$\ln(\text{oil/gdp})$	درآمدهای نفتی
۰/۰۸۸۲ (۰/۰۰۰)	Dummy _{war}	مجازی جنگ
۱/۲۱۲ (۰/۰۸۶)	Constant	عرض از مبدأ
کوتاهمدت		
۰/۰۰۱ (۰/۱۸۸)	$\Delta(\ln(\text{gdp/pop}))$	رشد اقتصادی
-۰/۱۰۱ (۰/۰۲۲)	$\Delta(\ln(\text{non-def/tpe}))$	مخارج غیر دفاعی
۰/۰۴۴ (۰/۰۲۹)	$\Delta(\ln(\text{cor}))$	فساد
۰/۱۸۸ (۰/۱۴۴)	$\Delta\left(\ln\left(\frac{\text{def}}{\text{gdp}}\right)_{MF}\right)$	متوسط مخارج دفاعی خاورمیانه
۰/۱۵۸ (۰/۰۰۰)	$\Delta(\ln(\text{oil/gdp}))$	درآمدهای نفتی
۰/۰۱۹ (۰/۰۰۰)	$\Delta(\text{Dummy}_{war})$	مجازی جنگ
۰/۲۶۱ (۰/۱۸۵)	$\Delta\text{Constant}$	عرض از مبدأ
-۰/۲۲۱ (۰/۰۰۰)	ECM(-1)	جزء تصحیح خطا
آزمون های تشخیصی		
نوع آزمون	سطح احتمال	
۰/۰۰۰	F-statistic	
۰/۲۵۸	Serial correlation (chi-square)	
۰/۵۵۱	Function Form (chi-square)	
۰/۲۸۸	Normality (chi-square)	
۰/۶۵۲	Heteroscedasticity (chi-square)	

فصلنامه سیاست های راهبردی و کلان

مأخذ: محاسبات تحقیق

* اعداد داخل پرانتز نشان دهنده ارزش احتمال است.

گام آخر پس از تخمین مدل به روش ARDL، انجام آزمون های آسیب شناسی مدل به منظور اطمینان از صحت نتایج به دست آمده، است. این آزمون ها عبارتند از: آزمون معناداری کل رگرسیون، آزمون وجود فرم تبعی مناسب مدل، آزمون توزیع نرمال باقیمانده ها و آزمون همسانی واریانس باقیمانده ها. در قسمت پایینی جدول (۳)، این نتایج، آمده است.

بر این اساس، فرضیه صفر مبنی بر عدم معناداری کل رگرسیون (با استفاده از آماره F) را می توان رد کرد؛ زیرا سطح احتمال پذیرش فرضیه صفر این آزمون، $0/000$ محاسبه شده است. فرضیه های صفر مبنی بر عدم خودهمبستگی سریالی، وجود فرم تبعی مناسب، توزیع نرمال و همسانی واریانس را نمی توان رد کرد؛ که این امر اعتبار نتایج را نشان می دهد؛ زیرا سطح احتمال پذیرش فرضیه صفر این آزمون ها، بیش تر از 10 درصد محاسبه شده است. به منظور آزمون ثبات ساختاری الگو نیز از آماره های پسماند تجمعی^۱ (CUSUM) و مجذور پسماند تجمعی^۲ (CUSUMQ) ارائه شده توسط (براون و همکاران، ۱۹۷۵) استفاده شده است. بر این اساس، بایستی نمودارهای پسماند تجمعی و مجذور پسماند تجمعی مدل، بین دو خط بحرانی در سطح 5 درصد قرار گیرند. بر اساس این شکل ها (که جهت صرفه جویی ارائه نشده اند)، نمودارهای پسماند تجمعی و مجذور پسماند تجمعی مدل بین دو خط بحرانی در سطح 5 درصد قرار گرفته است؛ که این نتیجه بیان گر پایداری مدل در بلندمدت است.

۴. نتیجه گیری و پیشنهادها

مطالعه حاضر به برآورد تأثیر فساد بر سهم مخارج بخش دفاعی از کل مخارج عمومی در ایران طی دوره ی زمانی ۱۳۹۴-۱۳۶۳ پرداخته است. به این منظور نخست با استفاده از مبانی نظری و مطالعات تجربی و ساختار اقتصادی و سیاسی کشور ایران، یک مدل عمومی مخارج دفاعی (شامل متغیرهای: اقتصادی، استراتژیک و درآمدهای حاصل از منابع طبیعی) در کنار متغیر فساد، طراحی و سپس با استفاده از روش اقتصادسنجی خودرگرسیون با وقفه های توزیعی (ARDL)، این مدل برآورد شده است. نتایج برآورد مدل نشان می دهد که اثر فساد در بلندمدت و کوتاه مدت بر سهم مخارج دفاعی از کل مخارج عمومی مثبت و معنادار است و موجب انتقال مخارج عمومی از بخش غیر دفاعی به بخش دفاعی شده است. در بین متغیرهای اقتصادی، درآمد سرانه و سهم مخارج غیر دفاعی از کل مخارج عمومی (به عنوان هزینه فرصت مخارج دفاعی) به ترتیب اثر ناچیز (با معناداری اندک) و منفی بر سهم مخارج دفاعی از کل مخارج عمومی داشته اند. هم چنین، تأثیر متغیرهای استراتژیک، شامل متغیرهای مجازی جنگ تحمیلی و متوسط بار دفاعی کشورهای خاورمیانه بر سهم مخارج دفاعی از کل مخارج عمومی مثبت و معنادار بوده است که نشان دهنده یک رقابت تسلیحاتی بین ایران و کشورهای این منطقه است.

با توجه به نتیجه اصلی این تحقیق مبنی بر اثر مثبت فساد بر سهم مخارج دفاعی از کل مخارج عمومی و در نتیجه کاهش سهم مخارج غیر دفاعی، اعمال سیاست های مناسب به منظور کاهش و

1. Cumulative Sum
2. Cumulative Sum of Square
3. Brown et al.

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 و جایگزین کردن سیستم‌های اینترنتی به جای افراد پیشنهاد می‌شود. علاوه بر این بایستی باید سطح بهینه مخارج دفاعی توسط سیاست‌گذاران بخش دفاعی کشور تعیین شده تا از انحراف و اتلاف منابع در این بخش جلوگیری شود و منابع و هزینه‌های غیرضروری در بخش دفاعی به سایر بخش‌های غیر دفاعی کشور مانند بهداشت و آموزش که محرک رشد اقتصادی هستند، انتقال داده شود.^۱

ملاحظات اخلاقی

حامی مالی

این مقاله حامی مالی ندارد.

مشارکت نویسندگان

تمام نویسندگان در آماده‌سازی این مقاله مشارکت داشته‌اند.

تعارض منافع

بنا به اظهار نویسندگان، در این مقاله هیچ گونه تعارض منافی وجود ندارد.

تعهد کپی‌رایت

طبق تعهد نویسندگان، حق کپی‌رایت (CC) رعایت شده است.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

۱. نتایج مطالعات گسترده‌ای نظیر مطالعه مولایی و همکاران (۱۳۹۳) و گل‌خندان (۱۳۹۴) نشان داده است که افزایش مخارج دفاعی از سطح بهینه آن، اثر منفی بر رشد اقتصادی دارد. همچنین نتایج مطالعه مولایی و گل‌خندان (۱۳۹۴) نشان می‌دهد که هزینه‌های نظامی در ایران محرک رشد اقتصادی نمی‌باشند.

Refereneec

- Alam, M.I. & Quazy, R.M. (2003). Determinant of Capital Flight: An Econometric Case Study of Bangladesh, *Review of Applied Economics*, 17, 85-103.
- Ades, A. & Di Tella, R. (1999). Rents, Competition, and Corruption, *The American economic review*, 89(4), 982-993.
- Ali, H. & O. Abdellatif. (2013). Military Expenditures and Natural Resources: Evidence from Rentier States in the Middle East and North Africa, *Defense and Peace Economics*. Available at: <http://dx.doi.org/10.1080/10242694.2013.848574>.
- Al-Mawali, M. (2015). Do Natural Resources of Renter States Promote Military Expenditures? Evidence from GCC Countries, *Journal of Economic & Financial Studies*, 3(3), 49-53.
- Ang, J.B. (2007). Co2 Emissions, Energy Consumption, and Output in France, *Energy Policy*, 35, 4772-4778.
- Brown R, Durbin L & Evans J. (1975). Techniques for testing the Constancy of Regression Relations over Time, *Journal of Royal Statistical Society*, 37, 149-163.
- D'Agostino, G., Dunne, J. P. & Pieroni, L. (2016). Government Spending, Corruption and Economic Growth, *World Development*, 84, 190-205.
- Delavallade, C. (2006). Corruption and Distribution of Public Spending in Developing Countries, *Journal of Economics and Finance*, 30, 222-239.
- De Sardan, J.O. (1999). A Moral Economy of Corruption in Africa? *The Journal of Modern African Studies*, 37(1), 25-52.
- 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.
- Enders, W. (2003). *Applied Econometric Time Series*, John Wiley and Sons, Second Edition, 69-76.
- Gol khandan A. (2015). Determining the optimal level of defense in Iran from an economic perspective. *Military Management Quarterly*. No.60. pp.176-212. (Persain)
- Gol khandan A. (2016a). Strong determinants of defense burden in Iran. *Strategic Information Bimonthly*. No. 136. pp.49-67. (Persain)
- Gol khandan A. (2016b). Estimating the Demand Function of Defense Expenditures in Iran. *Military Science and Technology Quarterly*. No. 36. pp.29-55. (Persain)
- Gol khandan A. (2017a). Dynamic analysis of the relationship between natural resources and militarism in the Middle East. *Quarterly Journal of Strategic Studies in Public Policy*. No. 22:19. (Persain)
- Gol khandan A. (2017b). Assessing Defense Interdependence between Middle Eastern Countries. *Quarterly Journal of Middle East Studies*. No. 1. pp.85-114. (Persain)
- Gol khandan A. (2017c). Spatial econometric analysis of arms competition in the Persian Gulf countries. *Military Science and Technology Quarterly*. No. 39. pp.5-27. (Persain)
- Gol khandan A. (2018). Estimation of Dynamic Demand Function of Middle Eastern Defense Expenditures by SGMM. *Quarterly Journal of Strategic and Macro Policies*. (Persain)

- Golkhandan A. and Babaei agh esmaeili M. (2017). The Impact of Military Expenditures on Income Inequality in OIC Member Countries with Emphasis on the Role of Corruption. *Military Science and Technology Quarterly*. No. 41.pp.87-110. (Persain)
- Guesnet, L. (2013). Oil, Conflict and Military Expenditure: The Chad Example, Conference Paper Presented at 17th Annual International Conference on Economics and Security SIPRI. Stockholm.
- 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.
- Jafari M. and Gol khandan A. (2015). The relationship between corruption and the size of government in selected Islamic countries. Bootstrap-based panel causality test. *Quarterly Journal of Economic Research*. No.23.pp. 9-32. (Persain)
- Jajkowicz, O. & Drobiszová, A. (2015). The Effect of Corruption on Government Expenditure Allocation in OECD Countries, *Acta Universitatis Agriculturae ET Silviculturae Mendelianae Brunensis*, 63(4), 1251-1259.
- Karimi petanlar S., Babazadeh M. and Hamidi N. (2012). The Effect of Corruption on the Composition of Government Expenditures: A Case Study of Selected Developing Countries. *Quarterly Journal of Economic Research (Islamic-Iranian Approach)*. No.12.pp.141-156. (Persain)
- Kimenyi, M.S., & Mbaku, J.M. (1996). Rents, Military Elites, and Political Democracy, *European Journal of Political Economy*, 11(4), 699-708.
- 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.
- Molaie M. and Gol khandan A. (2015). Military Expenditure and Economic Growth in OPEC Selected Countries: A Granger Causality Test Approach in Heterogeneous Mixed Panels. *Quarterly Journal of Economic Research*. No. 2. pp.509-537. (Persain)
- Molaie M., Gol khandan A. and Gol khandan D. (2014). The Relationship between Defense Expenditure and Economic Growth in Iran. *Quarterly Journal of Economic Strategy*. No. 9. pp.73-99. (Persain)
- Narayan, P.K. & Narayan, S. (2004). Estimating Income and Price Elasticity's of Imports for Fiji in a Co-integration Framework, *Economic Modelling*, 22, 423-438.
- OECD (1997). Convention on Combating Bribery of Foreign Public Officials in International Business Transactions. Organization for Economic Co-operation and Development, Paris.
- Perlo-Freeman, S. & Brauner, J. (2012). Natural Resources and Military Expenditure: The Case of Algeria, *the Economics of Peace and Security Journal*, 7(1), 15-21.
- Pesaran, M.H, Shin, Y. & Smith, R.J. (2001). Bounds Testing Approaches to the Analysis of Level Relationships, *Journal of Applied Econometrics*, 16, 289-326.
- Skogstad, K. (2016). Defense Budgets in the Post-cold War Era: A Spatial Econometrics Approach, *Defense and Peace Economics*, 27(3), 323-352.

- Solomon, B. (2005). The Demand for Military Expenditures in Canada, *DE fence and Peace Economics*, 16(3), 171–189.
- Tanzi, V. (1998). Corruption Around the World: Causes, consequences, scope, and cures, *Staff Papers*, 45(4), 559-594. (Persain)
- Yesilyurt, M. E. & Elhorst, P. E. (2017). Impacts of Neighboring Countries on Military Expenditures: A Dynamic Spatial Panel Approach, *Journal of Peace Research*, 54(6), 777-790.

