Quarterly Journal of The Macro and Strategic Policies

Spring 2020, Volume 8, Number 1

Research Paper

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

Abolghasem Golkhandan[1*], **Somayeh Sahraei**[2]

[1]Ph.D. Candidate in Economics, Lorestan University, Lorestan, Iran.
[2]M.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 Strate- gic Policies*, 8(1), 144-165, https://doi.org/10.30507/JMSP.2020.102392.

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

CC BY NC

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

www.SID.ir

Archive of SID

تأثیر فساد بر تخصیص مخارج عمومی به بخش دفاعی در ایران

ابوالقاسم گل‌خندان *[۱]، سمیه صحرائی [۲]

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

تاریخ دریافت: ۰۹ مهر ۱۳۹۷
تاریخ پذیرش: ۰۳ دی ۱۳۹۷
تاریخ انتشار: ۱۳ اردیبهشت ۱۳۹۹

چکیده

هدف اصلی این مقاله بررسی تأثیر فساد بر تخصیص مخارج عمومی به بخش دفاعی در ایران طی دورهٔ زمانی ۱۳۹۴-۱۳۶۳ 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 واژه ها:
مخارج دفاعی، فساد، مخارج عمومی، ایران، خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی (ARDL).

***نویسنده مسئول:**
ابوالقاسم گل‌خندان
نشانی: دانش‌آموختهٔ دکتری اقتصاد بخش عمومی دانشگاه لرستان، لرستان، ایران
تلفن: ۰۹۱۸۳۶۶۶۳۶۱
پست الکترونیکی: golkhandana@gmail.com

www.SID.ir

صحت مطالب مقاله بر عهده نویسنده است و بیانگر دیدگاه مجمع تشخیص مصلحت نظام نیست.

Archive of SID

۱. مقدمه

بانک جهانی، فساد را سوءاستفاده از قدرت و مقام مأمور یا بدنهٔ دولت برای منافع شخصی تعریف می‌کند. واژهٔ 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؛ به‌طوری‌که آنچه در برخی جوامع از آن به فساد یاد می‌شود، ممکن است در جامعه‌ای دیگر به‌عنوان یک هنجار و قاعدهٔ اجتماعی تلقی شود (دی‌ساردن[1]، ۱۹۹۹).

طی سال‌های اخیر، آثار فساد بر عملکرد اقتصاد، توجه بسیاری از محققان را به خود جلب کرده است. عمده‌ترین دلایل آن، گسترش دموکراسی، پدیدهٔ جهانی‌شدن، برخورداری از رسانه‌های پویا و گسترش اطلاع‌رسانی، پررنگ‌تر شدن نقش سازمان‌های غیردولتی مانند سازمان شفافیت بین‌المللی[2]، صندوق بین‌المللی پول[3] و بانک جهانی در شناساندن مشکلات مربوط به فساد و تلاش برای اقدام‌های ضد فساد و اعتماد بیش‌تر به بازار، است (تنزی[4]، ۱۹۹۸).

ادبیات موجود در این زمینه به دو دسته تقسیم می‌شود: دستهٔ 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، درجهٔ رقابتی بودن اقتصاد، باز بودن تجاری و سیاست صنعتی کشور است. دستهٔ 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 دستهٔ دوم، تأثیر فساد بر سهم مخارج دفاعی از کل مخارج عمومی در ایران، محور اصلی مقالهٔ 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 سالیانهٔ 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 ردهٔ 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

www.SID.ir

بیش‌ترین مقدار بوده است که نشان‌دهندهٔ اهمیت بالای بخش دفاعی در کشور ایران است (گل‌خندان، ۱۳۹۵الف). بر اساس توضیحات فوق فرضیهٔ اساسی این تحقیق به‌صورت زیر تدوین شده است:

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

۲. ادبیات موضوع

۲-۱. پیشینهٔ تحقیق

(دی‌آگوستینو و همکاران[1]، ۲۰۱۶) از یک مدل رشد درون‌زا برای محاسبهٔ 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 دورهٔ 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 هزینه‌های نظامی وجود دارد. لذا مبارزه با فساد نه‌تنها اثرات مستقیم مثبت دارد، بلکه ممکن است اثرات غیرمستقیم مثبت نیز از طریق کاهش میزان تأثیر منفی بار نظامی داشته باشد.

(جاکوویچ و دروبیسزووا[4]، 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 می‌دهد با استفاده از روش پانل دیتا 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 دربارهٔ ارتباط بین فساد و تخصیص مخارج دولتی در کشورهای OECD ارائه می‌دهد.

(هاشم[5]، ۲۰۱۴) در مطالعه‌ای رابطهٔ 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[6]، ۲۰۰۶) 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 FE نشان می‌دهد که فساد، مقدار کل هزینه‌های عمومی را افزایش می‌دهد. هم‌چنین

1. D'Agostino et al.
2. Fixed Effect
3. Dynamic Panel Data
4. Jajkowicz & Drobiszova
5. Hashem
6. Delavallade

www.SID.ir

صحت مطالب مقاله بر عهده نویسنده است و بیانگر دیدگاه مجمع تشخیص مصلحت نظام نیست.

Archive of SID

وی با استفاده از روش حداقل مربعات سه مرحله‌ای[1] (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[2] 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[3] (GLS) و گشتاورهای تعمیم‌یافته[4] (GMM)، نشان می‌دهد که فساد سهم مخارج نظامی از gdp (بار نظامی) و سهم مخارج نظامی از کل مخارج دولت را افزایش می‌دهد.

(مائورو[5]، ۱۹۹۸) در مطالعه‌ای به بررسی اثر فساد بر ترکیب مخارج دولت در کشورهای درحال‌توسعه بین سال‌های ۱۹۹۵- ۱۹۸۲پرداخته 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 مطالعهٔ داخلی انجام شده است (مانند مطالعات گل‌خندان،۱۳۹۷؛ گل‌خندان، ۱۳۹۶الف؛ گل‌خندان و بابایی آغ اسمعیلی، ۱۳۹۶؛ جعفری و گل‌خندان، ۱۳۹۴؛ کریمی و همکاران، ۱۳۹۱)؛ اما، بر اساس بررسی‌های انجام‌شده توسط نویسندگان، تاکنون هیچ مطالعهٔ 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 مقالهٔ حاضر بررسی تأثیر فساد بر تخصیص میزان مخارج عمومی به بخش دفاعی در ایران است.

۲-۲. مبانی نظری

به‌طورکلی 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 به‌دست‌آوردن قراردادها، به رشوه متوسل شوند یا با ملاحظات مربوط به سمت تقاضا مؤثر واقع شود تا آن جا 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 واردکنندهٔ اسلحه و تجهیزات نظامی رشوه دهند؛ این موضوع می‌تواند به‌وسیلهٔ کد مالیاتی کشورهای صادرکنندهٔ 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

www.SID.ir

Archive of SID

یک اقدام جنایی در این کشورها محسوب نمی‌شود. برای رسیدگی به این موضوع، OECD خواستار شفافیت بیش‌تری در نحوهٔ برخورد قانونی با رشوه‌دهی همتایان خارجی در بین کشورهای عضو این سازمان شده است (سازمان همکاری و توسعه اقتصادی[1]، ۱۹۹۷).

از اواسط دههٔ 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، به‌شدت بر بازارهای خارج از کشور تمرکز کنند (گوپتا و همکاران، ۲۰۰۱).

ب- ملاحظات مربوط به سمت تقاضا

به‌طورمعمول، در یک جامعه، دولت تأمین‌کنندهٔ خدمات و کالاهای نظامی است. در این راستا، برخی از جنبه‌های تدارکات نظامی، مستعد فساد هستند. مقررات تصویب‌شده در این زمینه، به‌طورمعمول قدرت را به مقامات مسئول و صاحب‌اختیار در قراردادها اعطا می‌کند. رقابت محدود بین عرضه‌کنندگان، تمایل به رفتار رانت‌جویانه را برای مشارکت در رفتار بدخواهانهٔ مقامات ایجاد می‌کند (کیمنی و امباکو[2]، ۱۹۹۶؛ آدس و دی‌تلا[3]، ۱۹۹۹؛ امباکو، ۲۰۰۰).

محرمانه بودن هزینه‌های نظامی خود زمینه‌ساز استفاده از فساد می‌شود. به‌طورکلی شفافیت در عملیات دولتی به‌ویژه درزمینهٔ 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 به‌اندازهٔ 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 سرمایهٔ فزاینده‌ای دارند که سبب تمایل شرکت‌ها برای رشوه دادن 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 (همان).

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

www.SID.ir

صحت مطالب مقاله بر عهده نویسنده است و بیانگر دیدگاه مجمع تشخیص مصلحت نظام نیست.

Archive of SID

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

$$G = M + N \qquad (۱)$$

در رابطه (۱) 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: $T = \tau Y$ 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:

$$U(C, M, N) = C^{\beta} M^{\gamma} N^{\delta} \qquad \delta = 1 - \beta - \gamma \qquad (۲)$$

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

$$\max U(C, M, N) \qquad (۳)$$

$$Y = C + G \qquad (۴)$$
$$G = M + N$$

$$\max U = C^{B} M^{\gamma} N^{\delta} \xrightarrow{۲ \text{و} ۱} \max U = \left[y(1-t)\right]^{\beta} M^{\gamma} (ty - M)^{\delta} \qquad (۵)$$

از رابطهٔ 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:

$$\frac{\partial U}{\partial Y} = 0 \Rightarrow -\beta t\left[y(1-t)\right]^{\beta-1} M^{\gamma} N^{\delta} + \delta t (ty - M)^{\delta-1} M^{\gamma}\left[y(1-t)\right]^{\beta} = 0 \qquad (۶)$$
$$\Rightarrow -\beta t\left[y(1-t)\right]^{\beta-1} M^{\gamma} N^{\delta} = -\delta t (ty - M)^{\delta-1} M^{\gamma}\left[y(1-t)\right]^{\beta}$$
$$\Rightarrow \beta(ty - M) = \delta y(1-t)$$

www.SID.ir

$$\frac{\delta U}{\delta M}=0\Rightarrow \gamma M^{\gamma-1}\left[y(1-t)\right]^{\beta}(ty-M)^{\delta}-\delta M(ty-M)^{\delta-1}M^{\gamma}\left[y(1-t)\right]^{\beta}=0$$
$$\Rightarrow \gamma M^{\gamma-1}\left[y(1-t)\right]^{\beta}(ty-M)^{\delta}=\delta M(ty-M)^{\delta-1}M^{\gamma}\left[y(1-t)\right]^{\beta} \quad (۷)$$
$$\Rightarrow \gamma(ty-M)=\delta M$$

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

$$\frac{\gamma(ty-M)=\delta M}{\beta(ty-M)=\delta y(1-t)}\Rightarrow\frac{\gamma}{\beta}=\frac{M}{y(1-t)}\Rightarrow\frac{M}{y}=\frac{\gamma}{\beta}(1-t) \quad (۸)$$

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

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

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:

$$\frac{M}{Y}=\frac{\gamma(R)}{\beta(R)}(1-\tau) \qquad \frac{M}{G}=\frac{\gamma(R)}{\beta(R)}(1-\tau)\frac{Y}{G} \quad (۱۰)$$

با توجه به معادلات رابطهٔ (۱۰):

$$\frac{\partial(M/Y)}{\partial R}=(1-\tau)\left[\frac{\gamma_R\beta-\beta_R\gamma}{\beta^2}\right]$$
$$\frac{\partial(M/G)}{\partial R}=(1-\tau)\frac{Y}{G}\left[\frac{\gamma_R\beta-\beta_R\gamma}{\beta^2}\right] \quad (۱۱)$$

که در معادلات فوق:

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

www.SID.ir

صحت مطالب مقاله بر عهده نویسنده است و بیانگر دیدگاه مجمع تشخیص مصلحت نظام نیست.

Archive of SID

در این حالت داریم:

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

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. به‌طورکلی 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، ۱۳۹۶الف). بر این اساس، شکل کلی مدل تحقیق حاضر به‌صورت رابطهٔ زیر نوشته می‌شود:

$$\mathbf{Ln\left(\frac{def}{tpe}\right)_t = \beta_0 + \beta_1 Ln(corruption)_t + \sum_{i=2}^{a}\beta_i Ln(EV)_{it} + \sum_{i=a+1}^{b}\beta_i Ln(SV)_{it} + \sum_{i=b+1}^{c}\beta_i Ln(RNR)_{it} + \varepsilon_t \qquad c>b>a} \qquad (۱۳)$$

در رابطهٔ فوق، t نشان‌دهندهٔ بازهٔ 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:

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

$(corruption)_t$: شاخص اندازه‌گیری فساد (به‌عنوان متغیر مستقل مدل). در این مطالعه به‌منظور اندازه‌گیری فساد از شاخص راهنمای بین‌المللی ریسک کشوری[1] (icrg) استفاده شده که ترکیبی

1. The International Country Risk Guide (icrg)

www.SID.ir

Archive of SID

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 نزدیک‌بین 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 نشان‌دهندهٔ فساد بیشتر و اعداد کوچک‌تر نشان‌دهندهٔ فساد کمتر است. به این شکل که مقدار شاخص icrg از عدد ۱۰۰ کسر شده است.

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

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

$\left[\left(\frac{\overline{\mathbf{def}}}{\mathbf{gdp}}\right)_{\mathbf{ME}}\right]_t$: متوسط بار دفاعی کشورهای منطقهٔ خاورمیانه، به‌عنوان شاخص تهدیدات بین‌المللی و یک متغیر راهبردی.

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

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

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

$$\mathbf{Ln}\left(\frac{\mathbf{def}}{\mathbf{tpe}}\right)_t = \boldsymbol{\beta_0} + \boldsymbol{\beta_1}\mathbf{Ln}\left(\frac{\mathbf{gdp}}{\mathbf{pop}}\right)_t + \boldsymbol{\beta_2}\mathbf{Ln}\left(\frac{\mathbf{non-def}}{\mathbf{tpe}}\right)_t + \boldsymbol{\beta_3}\mathbf{Ln}\left(\left(\frac{\overline{\mathbf{def}}}{\mathbf{gdp}}\right)_{\mathbf{ME}}\right)_t + \boldsymbol{\beta_4}\mathbf{Ln(corruption)}_t + \boldsymbol{\beta_5}\mathbf{Ln}\left(\frac{\mathbf{oil}}{\mathbf{gdp}}\right)_t + \boldsymbol{\beta_6}(\mathbf{dummy_{war}})_t + \boldsymbol{\varepsilon_t} \quad (۱۴)$$

منبع داده‌های آماری متغیرهای مورد استفاده، وب‌سایت‌های بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران[1]، ICRG وابسته به PRS Group[2] و مؤسسهٔ بین‌المللی تحقیقات صلح استکهلم[3] (SIPRI) است.

1. https://www.cbi.ir
2. https://www.prsgroup.com
3. Stockholm International Peace Research Institute (https://www.sipri.org)

www.SID.ir

صحت مطالب مقاله بر عهده نویسنده است و بیانگر دیدگاه مجمع تشخیص مصلحت نظام نیست.

Archive of SID

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) معرفی‌شده توسط (پسران و همکاران[1]، 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 این‌که می‌توان این روش را برای متغیرهای I(1) و I(0) یا ترکیبی از هر دو، به‌کار برد. دوم این‌که، روش ARDL پویایی‌های کوتاه‌مدت را در بخش تصحیح خطا وارد نمی‌کند (بانرجی و همکاران[2]، ۱۹۹۳). سوم، این روش را می‌توان با تعداد مشاهدات کم نیز به‌کار برد (نارایان و نارایان[3]، ۲۰۰۴) و درنهایت این‌که از این روش زمانی که متغیرهای توضیحی درون‌زا هستند، نیز می‌توان استفاده کرد (آلام و کوازی[4]، ۲۰۰۳). به‌منظور تحلیل هم‌انباشتگی کرانه‌های (پسران و همکاران، ۲۰۰۱)، بایستی مدل تصحیح خطای نامقید[5] (UECM) زیر را برآورد کنیم:

$$\begin{aligned}\Delta \mathrm{Ln}\left(\frac{\mathrm{def}}{\mathrm{tpe}}\right)_t = {} & \alpha_0 + \sum_{i=1}^{p} b_i \Delta \mathrm{Ln}\left(\frac{\mathrm{def}}{\mathrm{tpe}}\right)_{t-i} + \sum_{i=1}^{q_1} c_i \Delta \mathrm{Ln}\left(\frac{\mathrm{gdp}}{\mathrm{pop}}\right)_{t-i} \\ & + \sum_{i=1}^{q_2} d_i \Delta \mathrm{Ln}\left(\frac{\mathrm{non-def}}{\mathrm{tpe}}\right)_{t-i} + \sum_{i=1}^{q_3} e_i \Delta \mathrm{Ln}\left[\left(\frac{\mathrm{def}}{\mathrm{gdp}}\right)_{\mathrm{ME}}\right]_{t-i} \\ & + \sum_{i=1}^{q_4} f_i \Delta \mathrm{Ln}(\mathrm{corruption})_{t-i} + \sum_{i=1}^{q_5} g_i \Delta \mathrm{Ln}\left(\frac{\mathrm{oil}}{\mathrm{pop}}\right)_{t-i} \\ & + \delta_1 \mathrm{Ln}\left(\frac{\mathrm{def}}{\mathrm{tpe}}\right)_{t-i} + \delta_2 \mathrm{Ln}\left(\frac{\mathrm{gdp}}{\mathrm{pop}}\right)_{t-i} + \delta_3 \mathrm{Ln}\left(\frac{\mathrm{non-def}}{\mathrm{tpe}}\right)_{t-i} \\ & + \delta_4 \mathrm{Ln}\left[\left(\frac{\mathrm{def}}{\mathrm{gdp}}\right)_{\mathrm{ME}}\right]_{t-i} + \delta_5 \mathrm{Ln}(\mathrm{corruption})_{t-i} \\ & + \delta_6 \mathrm{Ln}\left(\frac{\mathrm{oil}}{\mathrm{pop}}\right)_{t-i} + \theta W_t + \mu_t\end{aligned} \qquad (۱۵)$$

که در آن δ ضـــرایب بلندمدت، α_0 عرض از مبدأ، W بردار اجزاء برون‌زا مثل متغیرهای مجازی و غیره، Δ عملگر تفاضـــل، μ_t جمله اخلال و p و q تعداد وقفه‌های بهینه اســـت که به کمک معیارهایی مثل آکائیک (AIC)، شـــوارتز - بیزین (SBC)، حنان - کوئین (HQC) یا $\overline{R}^2$ تعیین می‌شـــود. مقادیر وقفه‌دار متغیر وابســـته و مقادیر با وقفه و جاری متغیرهای مستقل نیز، نشان‌دهندهٔ 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

www.SID.ir

متغیر مستقل و متغیرهای وابسته از طریق برابر صفر قرار دادن ضرایب سطوح با وقفهٔ متغیرهای مذکور در معادلهٔ فوق به‌دست می‌آید. بر این اساس فرض صفر مبنی‌بر عدم وجود هم‌انباشتگی به‌صورت زیر تعریف می‌شوند:

$$\mathbf{H_0 = \delta_1 = \delta_2 = \delta_3 = \delta_4 = \delta_5 = \delta_6 = 0}$$

در آزمون هم‌انباشتگی کرانه‌ها، دو حد بحرانی ارائه شده است؛ کرانهٔ بالایی برای سری‌های زمانی $I(1)$ و کرانهٔ پایینی برای سری‌های $I(0)$. چنانچه مقدار آماره F محاسبه‌شده از مقدار کرانهٔ بالایی بیشتر باشد، فرضیهٔ صفر عدم هم‌انباشتگی رد می‌شود؛ و چنانچه مقدار F کمتر از کرانهٔ پایینی باشد، فرض صفر رد نمی‌شود و درصورتی‌که آمارهٔ F بین محدوده‌ها قرار گیرد، از این روش نمی‌توان نتیجه‌ای گرفت (پسران و همکاران، ۲۰۰۱). وقتی‌که وجود روابط تعادلی بلندمدت اثبات شد، در مرحلهٔ دوم، ضرایب بلندمدت و ECM متناظر با آن به کمک روش ARDL برآورد می‌شود (نارایان و نارایان، ۲۰۰۴).

یک مدل ARDL به‌صورت زیر نمایش داده می‌شود:

$$\boldsymbol{\varphi(L,P)y_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{k} \beta_i(L,q_i)x_{it} + U_t \qquad i = 1,2,\dots,k} \tag{۱۶}$$

که در رابطهٔ فوق:

$$\boldsymbol{=1-\varphi_1 L - \varphi_2 L^2 - \cdots - \varphi_P L^P \varphi(L,P)}$$

$$\boldsymbol{=\beta_{i0} L + \beta_{i1} L + \cdots + \beta_{iq} L^{q_i} \beta_i(L,q_i)}$$

در رابطه (۱۶) α_0 عرض از مبدأ و y_t متغیر وابسته و L عامل وقفه است که به‌صورت $L^p = y_{t-p}$ 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 تعیین‌شده از سوی محقق و k تعداد متغیرهای توضیحی مدل است. در مرحله‌ی بعد با استفاده از معیارهای اطلاعات[1] یا ضریب تعدیل‌شده، تعداد وقفه‌های بهینه تعیین می‌شود. سپس یک رابطهٔ تعادلی بلندمدت بین متغیرهای بررسی‌شده تخمین زده می‌شود. به باور انگل و گرانجر هر رابطهٔ بلندمدت، یک ECM کوتاه‌مدت دارد که دستیابی به آن متضمن تعادل است و بالعکس (اندرس[2]، 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 به‌صورت زیر است:

$$\boldsymbol{\Delta y_t = \Delta\varphi_0 - \sum_{j=2}^{p} \varphi_j \Delta y_{t-j} + \sum_{i=1}^{k} \beta_{i0} \Delta x_{it} - \sum_{i=1}^{k} \sum_{j=2}^{q} \beta_{i,t-j} \Delta x_{i,t-j} - \varphi(1,p) ECM_{t-1}} \tag{۱۷}$$

1. Information Criteria
2. Enders

www.SID.ir

صحت مطالب مقاله بر عهده نویسنده است و بیانگر دیدگاه مجمع تشخیص مصلحت نظام نیست.

Archive of SID

که در آن:

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

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

۳. تجزیه‌وتحلیل نتایج تجربی

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

در این مقاله به‌منظور بررسی مانایی متغیرها، از آزمون دیکی - فولر تعمیم‌یافته (ADF)[2]، استفاده شده در حالتی‌که در آن مدل دارای عرض از مبدأ و متغیر روند زمانی است. در این آزمون، فرضیهٔ صفر نشان‌دهندهٔ نامانایی متغیر (وجود ریشه واحد) و فرضیهٔ مقابل نشان‌دهندهٔ مانایی متغیر (عدم وجود ریشه واحد) است. نتایج این آزمون در جدول (۱) آمده است. بر اساس نتایج این جدول و سطوح احتمال محاسبه‌شده، کلیهٔ متغیرها به‌جز سهم مخارج غیر دفاعی از کل مخارج عمومی در سطح ۵ درصد نامانا بوده، اما پس از یک‌بار تفاضل‌گیری به‌صورت مانا درآمده‌اند. لذا کلیهٔ متغیرها، مانا از مرتبه I(0) و I(1) هستند.

جدول ۱. نتایج آزمون ریشه واحد دیکی فولر تعمیم‌یافته

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

مأخذ: محاسبات تحقیق

وقفهٔ انتخابی برای آمارهٔ ADF توسط معیار شوارتز انتخاب شده است و علامت Δ ، به تفاضل اشاره دارد.

1. Ang
31. Augmented Dicky Fuller

www.SID.ir

حال با استفاده از آزمون هم‌انباشتگی کرانه‌های (پسران و همکاران، ۲۰۰۱) به بررسی رابطهٔ 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 ارائه‌شده توسط پسران و همکاران در سطوح معناداری مختلف از جدول ارائه‌شده توسط این محققان استخراج و در بخش پایینی جدول (۲) آمده‌اند. بر اساس مقادیر بحرانی و آماره F محاسبه‌شده در بخش بالایی قسمت بالای جدول (۲)، وجود رابطهٔ تعادلی بلندمدت بین متغیرهای مدل، در سطح ۱ درصد تأیید می‌شود؛ زیرا مقدار آمارهٔ F محاسبه‌شده مدل، بزرگ‌تر از کرانه بالایی مقدار بحرانی ارائه‌شده توسط پسران و همکاران در سطح ۱ درصد است.

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

جدول ۲. نتایج آزمون هم‌انباشتگی کرانه‌ها

مدل تخمینی	طول وقفه بهینه مدل	آمارهF
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.

مأخذ: 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 به‌دست‌آمده:

- 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؛ به‌گونه‌ای که با افزایش یک‌درصدی در این متغیر، در بلندمدت و کوتاه‌مدت به‌ترتیب، 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 درنتیجه، این امر موجب عدم تأثیرگذاری قابل‌توجه این متغیر می‌شود.

www.SID.ir

صحت مطالب مقاله بر عهده نویسنده است و بیانگر دیدگاه مجمع تشخیص مصلحت نظام نیست.

Archive of SID

- 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 معنی‌داری لازم برخوردار است؛ به‌گونه‌ای که با افزایش یک‌درصدی در این متغیر، در بلندمدت و کوتاه‌مدت به‌ترتیب، نسبت مخارج دفاعی به کل مخارج عمومی، حدود ۰/۳۸ و ۰/۱۰ درصد کاهش می‌یابد. وارد کردن مخارج غیر دفاعی در مدل، نشان‌دهنده هزینه عمومی اقتصادی مربوط به بخش دفاع است و مطابق انتظار ضریب این متغیر دارای علامت منفی است. چراکه، این متغیر را می‌توان به‌عنوان هزینه فرصت برای مخارج دفاعی در نظر گرفت. این نتیجه با نتایج مطالعات تجربی بسیاری نظیر (دون و نیکلایدو[1]، ۲۰۰۱؛ سلمن[2]، ۲۰۰۵؛ گل‌خندان، ۱۳۹۵ ب) همسوست.

- اثرات بلندمدت و کوتاه‌مدت فساد (cor) بر سهم مخارج دفاعی از کل مخارج عمومی کشور (به‌عنوان موضوع اصلی این تحقیق)، مثبت و در سطح ۵ درصد، از معنی‌داری لازم برخوردار است؛ به‌گونه‌ای که با افزایش یک‌درصدی در این متغیر، در بلندمدت و کوتاه‌مدت به‌ترتیب، نسبت مخارج دفاعی به کل مخارج عمومی، حدود ۰/۱۸ و ۰/۰۴ درصد افزایش می‌یابد. نتیجه به‌دست‌آمده مطابق با مبانی نظری ارائه‌شده 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 درنتیجه جانشینی بین مخارج دفاعی و غیر دفاعی، می‌توان گفت که چون با افزایش فساد، سهم مخارج دفاعی از کل مخارج عمومی افزایش می‌یابد، گسترش فساد (با توجه به محدودیت بودجه دولت) منجر به انتقال مخارج عمومی از سمت بخش غیر دفاعی به بخش دفاعی می‌شود. در این راستا مطالعه (جاکوویچ و دروبیسزووا، ۲۰۱۵) نشان می‌دهد که سطوح بالاتر فساد، مخارج دفاعی و خدمات عمومی دولت را افزایش می‌دهد؛ در حالی‌که مخارج آموزشی، بهداشت، تفریح، فرهنگ و مذهب دولت کاهش خواهد یافت. (هاشم، ۲۰۱۴) نشان داده است که فساد، هزینه‌های آموزشی و بهداشتی را به‌عنوان بخشی از کل هزینه‌های عمومی کاهش می‌دهد. همچنین (دلاوالده، ۲۰۰۶) نشان داده است که فساد، ساختار هزینه‌های دولتی را از طریق کاهش سهم هزینه‌های اجتماعی (آموزش‌وپرورش، بهداشت و درمان و حمایت‌های اجتماعی) و افزایش بخش اختصاص داده‌شده به خدمات عمومی، نظم و امنیت، سوخت و انرژی و دفاع، دگرگون و دچار تغییر می‌سازد.

- اثرات بلندمدت و کوتاه‌مدت متوسط بار دفاعی کشورهای خاورمیانه ($\left(\overline{\frac{\text{def}}{\text{gdp}}}\right)_{\text{ME}}$) بر سهم مخارج دفاعی از کل مخارج عمومی کشور، مثبت و در سطح ۱ درصد، از معنی‌داری لازم برخوردار است؛ به‌گونه‌ای که با افزایش یک‌درصدی در این متغیر، در بلندمدت و کوتاه‌مدت به‌ترتیب، نسبت مخارج دفاعی به کل مخارج عمومی، حدود ۰/۸۸ و ۰/۱۹ درصد افزایش می‌یابد. 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 بزرگ‌تر و قابل توجه‌تر است که نشان‌دهنده این موضوع است که تهدیدات بین‌المللی نقش مهمی در افزایش سهم مخارج دفاعی از کل مخارج عمومی را در ایران دارند. در مطالعاتی نظیر (گل‌خندان،

1. Dunne & Nikolaidou
2. Solomon

www.SID.ir

۱۳۹۶ الف و ب) وجود رقابت تسلیحاتی بین کشورهای منطقه خاورمیانه به اثبات رسیده است و در مطالعات گسترده دیگر نظیر مطالعات (اسکاستاد[1]، ۲۰۱۶؛ یسیلیورت و الهورست[2]، ۲۰۱۷؛ گل‌خندان، ۱۳۹۶ ج) نشان داده شده است که افزایش بار دفاعی کشورهای همسایه به‌عنوان یک تهدید بین‌المللی نقش مهمی در افزایش بار دفاعی یک کشور خواهد داشت.

- اثرات بلندمدت و کوتاه‌مدت سهم درآمدهای نفتی از gdp (oil/gdp) بر سهم مخارج دفاعی از کل مخارج عمومی کشور، مثبت و در سطح ۱ درصد، از معنی‌داری لازم برخوردار است؛ به‌گونه‌ای که با افزایش یک‌درصدی در این متغیر، در بلندمدت و کوتاه‌مدت به‌ترتیب، نسبت مخارج دفاعی به کل مخارج عمومی، حدود ۰/۵۶ و ۰/۱۶ درصد افزایش می‌یابد. نتیجه به‌دست‌آمده مبنی بر تأثیر مثبت درآمدهای نفتی بر هزینه‌های دفاعی، با مطالعات متعددی نظیر (پیرلو-فریمن و بیرانر[3]، ۲۰۱۲؛ علی و عبدالطیف[4] ۲۰۱۳؛ ال‌موالی[5]، ۲۰۱۵) هم‌سویی نزدیک دارد. درآمدهای حاصل از منابع طبیعی می‌تواند از چهار کانال، هزینه‌های نظامی را متأثر کند (پیرلو-فریمن و بیرانر، ۲۰۱۲)؛ کانال نخست اثر دولت رانتیر[6] است که به دولت‌هایی گفته می‌شود که از منابع مالی مستقل (به‌جز مالیات از جامعه) برخوردار بوده و لذا با استقلال بیشتری می‌توانند سیاست‌ها و خواسته‌های دولتی را به اجرا درآورند. بر این اساس، دولت به آسانی می‌تواند درآمدهای حاصل از منابع طبیعی را صرف خرید سلاح و تجهیزات نظامی کند. بر اساس کانال دوم، منابع طبیعی می‌توانند منشأ تنش و درگیری بین‌المللی باشند که سبب افزایش مخارج نظامی می‌شود. علاوه بر این، حتی در کشورهایی که درگیری و تنش وجود ندارد، افزایش هزینه‌های نظامی می‌تواند با هدف حفاظت از منابع طبیعی در مقابل دشمنان داخلی و خارجی فرضی و یا واقعی افزایش یابد. به‌عنوان‌مثال، کشور برزیل هزینه‌های دفاعی خود را به‌منظور 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 اختصاص‌یافته به هزینه‌های نظامی می‌انجامد (ال‌موالی، ۲۰۱۵). بر اساس کانال آخر، رژیم‌های برخوردار از منابع طبیعی، متمایل هستند که درآمدهای حاصل از این منابع را برای کمک به باقی ماندن در قدرت، صرف گسترش هزینه‌های نظامی کنند. در این راستا، مطالعه تجربی (گوئسنت[7]، ۲۰۱۳) نشان‌دهنده آن است که افزایش در هزینه‌های نظامی کشور چاد که به‌وسیله درآمدهای نفتی تأمین مالی شده، مرتبط با استراتژی بقای رژیم بوده است. مطالعه تجربی (گل‌خندان 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) داشته‌اند.

- اثرات بلندمدت و کوتاه‌مدت متغیر مجازی جنگ ($Dummy_{war}$)، بر سهم مخارج دفاعی از کل مخارج عمومی کشور، مثبت و در سطح احتمال ۱ درصد معنادار می‌باشند؛ ضریب متغیر مجازی جنگ،

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

www.SID.ir

صحت مطالب مقاله بر عهده نویسنده است و بیانگر دیدگاه مجمع تشخیص مصلحت نظام نیست.

Archive of SID

در بلندمدت و کوتاه‌مدت به‌ترتیب، حدود ۰/۰۹ و ۰/۰۲ برآورد شده است. وقوع جنگ تحمیلی با عراق، به‌طور طبیعی همه برنامه‌های 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 به‌دست‌آمده نیز این موضوع را تأیید می‌کنند.

- 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 می‌دهد 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 می‌شود؛ بنابراین زمان تعدیل به سمت تعادل بلندمدت چیزی حدود ۵ دوره به طول می‌انجامد.

جدول ۳. نتایج تخمین رابطه‌های تعادلی بلندمدت و کوتاه‌مدت به‌روش ARDL

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

مأخذ: محاسبات تحقیق

*** اعداد داخل پرانتز نشان‌دهنده ارزش احتمال است.**

فصلنامه سیاست‌های راهبردی و کلان

www.SID.ir

گام آخر پس از تخمین مدل به روش ARDL، انجام آزمون‌های آسیب‌شناسی مدل به‌منظور اطمینان از صحت نتایج به‌دست‌آمده، است. این آزمون‌ها عبارت‌اند از: آزمون معناداری کل رگرسیون، آزمون وجود فرم تبعی مناسب مدل، آزمون توزیع نرمال باقیمانده‌ها و آزمون همسانی واریانس باقیمانده‌ها. در قسمت پایینی جدول (۳)، این نتایج، آمده است.

بر این اساس، فرضیه صفر مبنی‌بر عدم معناداری کل رگرسیون (با استفاده از آماره F) را می‌توان رد کرد؛ زیرا سطح احتمال پذیرش فرضیه صفر این آزمون، ۰/۰۰۰ محاسبه شده است. فرضیه‌های صفر مبنی‌بر عدم خودهمبستگی سریالی، وجود فرم تبعی مناسب، توزیع نرمال و همسانی واریانس را نمی‌توان رد کرد؛ که این امر اعتبار نتایج را نشان می‌دهد؛ زیرا سطح احتمال پذیرش فرضیه صفر این آزمون‌ها، بیش‌تر از ۱۰ درصد محاسبه شده است. به‌منظور آزمون ثبات ساختاری الگو نیز از آماره‌های پسماند تجمعی[1] (CUSUM) و مجذور پسماند تجمعی[2] (CUSUMQ) ارائه‌شده توسط (براون و همکاران[3]، ۱۹۷۵) استفاده شده است. بر این اساس، بایستی نمودارهای پسماند تجمعی و مجذور پسماند تجمعی مدل، بین دو خط بحرانی در سطح ۵ درصد قرار گیرند. بر اساس این شکل‌ها (که جهت صرفه‌جویی ارائه نشده‌اند)، نمودارهای پسماند تجمعی و مجذور پسماند تجمعی مدل بین دو خط بحرانی در سطح ۵ درصد قرار گرفته است؛ که این نتیجه بیان‌گر پایداری مدل در بلندمدت است.

٤. نتیجه‌گیری و پیشنهادها

مطالعه حاضر به برآورد تأثیر فساد بر سهم مخارج بخش دفاعی از کل مخارج عمومی در ایران طی دوره‌ی 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 وقفه‌های توزیعی (ARDL)، این مدل برآورد شده است. نتایج برآورد مدل نشان می‌دهد که اثر فساد در بلندمدت و کوتاه‌مدت 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 (به‌عنوان هزینه فرصت مخارج دفاعی) به‌ترتیب اثر ناچیز (با معناداری اندک) و منفی بر سهم مخارج دفاعی از کل مخارج عمومی داشته‌اند. هم‌چنین، 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 نشان‌دهنده یک رقابت تسلیحاتی بین ایران و کشورهای این منطقه است.

با توجه به نتیجه اصلی این تحقیق مبنی‌بر اثر مثبت فساد بر سهم مخارج دفاعی از کل مخارج عمومی و درنتیجه کاهش سهم مخارج غیر دفاعی، اعمال سیاست‌های مناسب به‌منظور کاهش و

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

www.SID.ir

صحت مطالب مقاله بر عهده نویسنده است و بیانگر دیدگاه مجمع تشخیص مصلحت نظام نیست.

Archive of SID

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 به‌جای 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.[1]

ملاحظات اخلاقی

حامی مالی

این مقاله حامی مالی ندارد.

مشارکت نویسندگان

تمام نویسندگان در آماده سازی این مقاله مشارکت داشته اند.

تعارض منافع

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

تعهد کپی رایت

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

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.

www.SID.ir

Archive of SID

Referenec

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)

www.SID.ir

Gol khandan 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, Act Universities Agriculture 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.

www.SID.ir

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.

www.SID.ir