

برآورد تابع تقاضای مخارج دفاعی در ایران

ابوالقاسم گل خندان^۱

چکیده:

مخارج دفاعی در ایران به دلیل قرار گرفتن در محیط بی ثبات خاورمیانه و مواجه با تهدیدات امنیتی بعضی از کشورهای جهان، بخش قابل توجهی از کل مخارج عمومی را تشکیل می‌دهد. از این رو، شناسایی عوامل مؤثر بر تقاضای مخارج دفاعی در ایران به لحاظ توصیه‌های سیاستی از اهمیت ویژه‌ای برخوردار است. بر این اساس، آن‌چه به عنوان سؤال اصلی این تحقیق مطرح می‌شود آنست که عوامل تعیین‌کننده مخارج دفاعی (اقتصادی، اجتماعی و استراتژیک) در ایران، طی سال‌های ۱۳۹۱-۱۳۳۸ کدامند؟ به این منظور یک مدل عمومی مخارج دفاعی برای ایران طراحی و به منظور برآورد آن از روش اقتصادسنجی خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی (ARDL) استفاده شده است. نتایج برآورد مدل نشان می‌دهد که در بین متغیرهای اقتصادی، رشد اقتصادی، مخارج غیردفاعی (به عنوان هزینه فرصت مخارج دفاعی) و تراز تجاری اثر منفی بر بار دفاعی ایران داشته‌اند. جمعیت به عنوان یک متغیر اجتماعی، در سطح معناداری پایین‌تری نسبت به سایر متغیرها، اثر مثبت بر بار دفاعی ایران داشته است که نشان می‌دهد دفاع یک کالای عمومی می‌باشد. در بین متغیرهای راهبردی، متغیرهای مجازی جنگ تحمیلی و اثرات احتمالی هجوم بیگانگان به کشور، مطابق انتظار تأثیر مثبت بر بار دفاعی ایران داشته‌اند. متوسط بار دفاعی کشورهای خاورمیانه نیز بر بار دفاعی ایران اثر مثبت داشته است که حاکی از وجود یک رقابت تسلیحاتی بین ایران و این کشورها می‌باشد. هم‌چنین، متغیر مجازی تفکیک نظام جمهوری اسلامی از نظام شاهنشاهی، اثر منفی بر بار دفاعی کشور ایران داشته است. بر اساس این نتایج می‌توان گفت که عوامل اصلی مخارج دفاعی در ایران، راهبردی هستند.

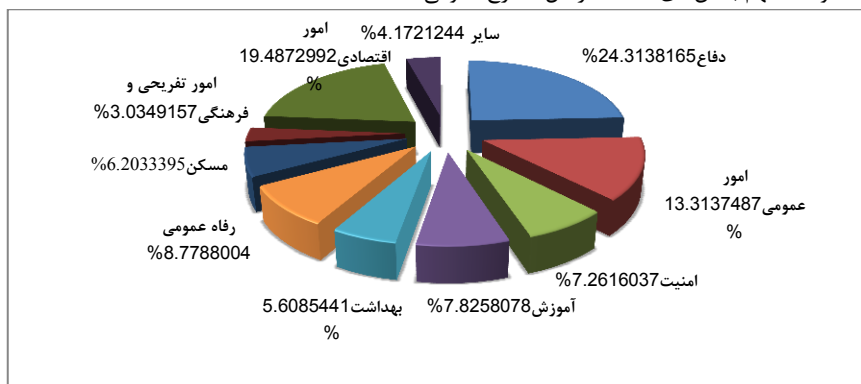
واژه‌های کلیدی

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

مقدمه

پایان جنگ سرد، امیدهایی را برای کاهش بودجه دفاعی (نظامی) در گوشه و کنار دنیا ایجاد کرد. اگرچه آمار کلی، حکایت از گرایش عمومی برای کاهش مخارج دفاعی در سراسر جهان دارد، اما هنوز کشورهایی هستند که هر ساله سهم عمده‌ای از کل مخارج عمومی را به دلیل مسائل امنیتی، برای امور دفاعی صرف می‌کنند (حسینی و عزیزنژاد، ۱۳۸۶: ۱۹۴). ایران نمونه یکی از این کشورهاست. ایران در محیط بی‌ثبات خاورمیانه قرار دارد که طی سال‌های گذشته، با تهدیدات امنیتی گسترده‌ای از طرف کشورهای نظیر: ایالات متحده آمریکا و اسرائیل مواجه بوده است و هشت سال جنگ تحمیلی با کشور عراق را نیز پشت سر گذاشته است. مجموع این عوامل سبب شده است تا همواره به ناچار بخش عمده‌ای از کل مخارج عمومی در ایران، به بخش دفاعی اختصاص یابد. شکل (۱) متوسط سهم بخش‌های مختلف را از کل مخارج عمومی در ایران طی دوره‌ی زمانی ۱۳۹۱-۱۳۳۸ نشان می‌دهد. بر اساس این شکل در بین بخش‌های مختلف، متوسط سهم بخش دفاعی با مقداری بیش از حدود ۲۴ درصد، در قیاس با سایر بخش‌ها، بیش‌ترین مقدار بوده است؛ که این موضوع نشان‌دهنده اهمیت بالای بخش دفاعی در کشور ایران است.

شکل (۱): متوسط سهم بخش‌های مختلف از کل مخارج عمومی (۱۳۳۸-۱۳۹۱)



مأخذ: بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران

نکته مهم آنست که با فرض ثبات میزان بودجه عمومی کشور، افزایش سهم بخش دفاع از کل مخارج عمومی، سبب کاهش سهم سایر بخش‌های محرک رشد اقتصادی، مانند: بخش‌های آموزش، رفاه اجتماعی و بهداشت می‌شود. بنابراین، تعیین سطح بهینه مخارج دفاعی می‌تواند نقش مهمی در مدیریت و تخصیص بهینه امکانات مالی بخش عمومی و در نتیجه رشد اقتصادی کشور داشته باشد. تعیین سطح بهینه مخارج دفاعی نیز بدون شناسایی عوامل و

فاکتورهای تأثیرگذار بر این مخارج، امکان‌پذیر نمی‌باشد. لذا می‌توان با شناسایی عوامل اساسی و مهم تأثیرگذار بر مخارج دفاعی در ایران، امکانات بخش عمومی را به‌صورت بهینه‌تری تخصیص داد.

امنیت ملی

همان‌گونه که قدرت نظامی را در بر می‌گیرد، توان اجتماعی و اقتصادی را نیز شامل می‌شود. یک اقتصاد سالم نقش دوگانه‌ای را بازی می‌کند: از یک سو به‌عنوان یکی از ارزش‌های مورد توجه ملت برای دستیابی به امنیت است و از سوی دیگر، ابزاری است برای کسب قدرت نظامی. به ویژه، بخش نظامی برای تقویت نظامیان و ابزار جنگی مورد نیاز آنان به بخش غیرنظامی اقتصاد وابسته است. بیش‌تر مواقع، نیروهای نظامی منابعی را جذب می‌کنند که پس از آن برای مصرف و سرمایه‌گذاری در دسترس نیستند. در زمان جنگ، با در خطر گرفتن موجودیت کشور، نیازهای نظامی در اولویت قرار می‌گیرد. اما در زمان صلح، این نیازها ممکن است در مقابل خواسته‌های دیگر متوازن شود. مفهوم تحلیلی در این رابطه، نظریه «هزینه فرصت»^۱ است که هزینه فعالیت‌های نظامی با کالاها و خدمات غیرنظامی شامل کالاهای سرمایه‌ای، معین می‌شود که می‌توان با استفاده از همان منابع تولید کرد. در بعضی سطوح، هزینه‌های نظامی به‌جای قدرتمند کردن بیش‌تر، می‌تواند موجب ضعف یک ملت شود؛ زیرا سنگینی هزینه‌های اقتصادی، ارزش هرگونه استفاده‌ای از نیروی نظامی را تحت‌الشعاع قرار می‌دهد (رپی، ۱۳۷۲). بنابراین در مورد به‌کارگیری منابع برای تأمین امنیت ملی، تصمیم‌گیرندگان باید توجه کنند که چه عواملی بر هزینه‌های بخش نظامی مؤثرترند تا بتوانند این منابع را در صورت لزوم، به‌طور بهینه‌تر به این بخش اختصاص دهند.

با توجه به توضیحات فوق آنچه به‌عنوان سؤال اصلی این تحقیق مطرح می‌شود آنست که: «عوامل تعیین‌کننده مخارج دفاعی (شامل: اقتصادی، اجتماعی و راهبردی) به‌صورت نسبی از تولید ناخالص داخلی^۲ (GDP) یا همان بار دفاعی در ایران، طی سال‌های ۱۳۳۸-۱۳۹۱ کدامند؟»

بر اساس مبانی نظری و مطالعات تجربی، به‌طور کلی بین عوامل اقتصادی تعیین‌کننده مخارج دفاعی: درآمد، ثروت، تراز تجاری و سایر کمیت‌های کلان اقتصادی مورد نظر است و در گروه

1. Opportunity Cost

2. Gross Domestic Product

عوامل اجتماعی، بیش‌تر، جمعیت یک کشور مورد نظر می‌باشد. شرایط سیاسی، جنگ، انواع تهدیدها، رقابت‌ها و همکاری‌های اقتصادی، نوع رژیم حاکم و نظائر آن نیز در گروه عوامل راهبردی مورد تأکید قرار می‌گیرد (بیضایی، ۱۳۸۰: ۴۹). بر اساس این توضیحات و با توجه به مسائلی از قبیل: قرار گرفتن کشور ایران در محیط بی‌ثبات خاورمیانه، مواجهه با تهدیدات امنیتی بیگانگان و قرار گرفتن در شرایط خاص جنگ تحمیلی با کشور عراق، فرضیه اصلی این تحقیق به‌صورت زیر تدوین و متصور شده است:

«عوامل اصلی افزایش بار دفاعی در ایران طی دوره زمانی ۱۳۹۱-۱۳۳۸، راهبردی می‌باشند». اهداف این تحقیق نیز به‌صورت زیر می‌باشد:

هدف اصلی تحقیق

- شناسایی عوامل تعیین‌کننده بار دفاعی در ایران، طی سال‌های ۱۳۹۱-۱۳۳۸.

اهداف فرعی تحقیق

- شناسایی نوع اثرگذاری متغیرهای اقتصادی بر بار دفاعی ایران طی دوره زمانی ۱۳۹۱-۱۳۳۸.
- شناسایی نوع اثرگذاری متغیرهای اجتماعی بر بار دفاعی ایران طی دوره زمانی ۱۳۹۱-۱۳۳۸.
- شناسایی نوع اثرگذاری متغیرهای سیاسی و راهبردی بر بار دفاعی ایران طی دوره زمانی ۱۳۹۱-۱۳۳۸.

مبانی نظری

مدل‌های تقاضای مختلفی در خصوص هزینه‌های دفاعی وجود دارد: مدل‌های انتخاب عمومی، رفتار اداری، پیمان‌ها، رقابت‌های تسلیحاتی و یا مدل‌های عمومی مربوط به هزینه‌های عمومی دفاع که می‌توان تمامی موارد بالا را در آن گنجانده (Dunne, 1996). اغلب مطالعات تجربی، روی مدل‌های رقابت تسلیحاتی و مدل‌های کلی هزینه عمومی دفاع متمرکز شده‌اند.

اولین مدل توسط ریچاردسون (Richardson, 1960) معرفی و تکمیل شده است و سپس محققان دیگر عوامل دیگری را به آن افزودند. اینتریلیگاتور (Intriligator, 1975)، لوی (Levy, 1984) و بریتو (Brito, 1990) مدل‌های رقابت تسلیحاتی را با استفاده از نظریه بارنی و معرفی مقیاس‌های توانایی استراتژیک گسترش دادند. محققان، این مدل‌ها را در رویارویی ترک‌ها با یونانیان به‌کار

گرفتند تا در مورد وجود رقابت تسلیحاتی بین دو کشور تحقیق کنند. (حسینی و عزیزنژاد، ۱۳۸۶: ۱۹۷).

گروه دوم مطالعات (مدل‌های عمومی هزینه‌های دفاع) بر پایه اقتصاد نظری یا عوامل سیاسی هزینه دفاعی تمرکز دارند. به عبارتی، تمامی عوامل مؤثر بر هزینه دفاعی (اقتصادی، سیاسی و استراتژیک) را مدنظر قرار داده و سعی بر استفاده از آن‌ها در تحلیل‌های تجربی دارند. بر اساس نظرات سنتی اقتصادی، چهار گروه از عوامل در تعیین مخارج دفاعی کشورها (به‌ویژه کشورهای در حال توسعه)، یا به‌عبارت دیگر مشخص کردن تابع تقاضای مخارج نظامی آن‌ها، موثرند که عبارتند از:

- شاخص‌های توسعه اقتصادی (مانند: درآمد سرانه، شاخص بازبودن اقتصاد، سهم جمعیت شهری، رشد جمعیت شهری)؛
- محدودیت‌های بودجه‌ای (برای دولت) و منابع اقتصادی (برای کل کشورها) (مانند: سهم صادرات معدنی، رشد ذخیره ارز خارجی، نرخ رشد GDP)؛
- عوامل سیاسی و نظامی (مانند: متغیر مجازی جنگ، متغیر مجازی کشور صادرکننده نفت؛ نوع رژیم و استفاده از خشونت، تمرکز در عرضه تسلیحات نظامی)؛
- عوامل ساختاری عمومی (سهم جمعیت زیر ۱۴ سال، سهم FDI در سرمایه‌گذاری، تمرکز سرمایه‌گذاران FDI) (بیضایی، ۱۳۸۰).

در سال ۱۹۷۰ و سال‌های دهه ۸۰ مطالعات متعددی در زمینه تعیین مخارج دفاعی کشورها انجام گرفت. هر چند که محققان این مطالعات بیان کرده‌اند که برای انتخاب متغیرهای تعیین‌کننده مخارج نظامی، کند و کاو و دقت علمی لازم را منظور داشته‌اند و متغیرهای در نظر گرفته شده به‌عنوان رگرسیون حائز رتبه‌ای قابل از نظر منطق ذاتی و آزمون‌های انجام‌گرفته بر روی آن‌ها است، اما نتایج نهایی این تحقیقات نشان داده است که به لحاظ موضوع مورد بررسی قاعد اهمیت لازم می‌باشند. به‌عنوان مثال دگر (Deger, 1986) در مدل خود کل جمعیت کشور را با این استدلال منظور نمود که چون دفاع کالایی عمومی است باید به لحاظ تحلیلی، رابطه‌ای مثبت با اندازه اقتصاد کشوری که باید از آن دفاع شود داشته باشد؛ اما از مدل نتیجه‌ای معنی‌دار در این خصوص به‌دست نیامد. در مثالی دیگر میزلس و نیسانک (Maizels & Nissank, 1987) در مدل خود متغیری به‌عنوان نماینده درجه تمرکز سرمایه‌گذاران خارجی منظور داشتند؛ زیرا عقیده داشتند که این متغیر بر علاقه سرمایه‌گذاران خارجی جهت سرمایه‌گذاری در کشور مورد نظر دلالت دارد و نشان‌دهنده آن است که به نظر سرمایه‌گذاران

خارجی مخارج نظامی کافی در کشور برای حفظ امنیت سرمایه‌های آن‌ها انجام گرفته است، اما نتایج نهایی تحقیقات آن‌ها رابطه‌ای معنی‌داری بین مخارج نظامی و این متغیر را آشکار ساخت. با توجه به مجموع جهات اینطور به نظر می‌رسد که گرچه عوامل سیاسی و نظامی نقش مهمی در تصمیم‌گیری‌های دفاعی دارد، اما متغیرهای مربوط به محدودیت‌های بودجه‌ای، مالی و اقتصادی محوری‌ترین عوامل تعیین‌کننده مخارج نظامی می‌باشند. از میان مطالعات انجام گرفته مطالعه دگر (Deger, 1986) نشان می‌دهد که ارتباطی مثبت و حائز اهمیت بین متغیرهای مخارج دفاعی و درآمد وجود دارد. بر اساس این نتیجه‌گیری می‌توان ادعا کرد که دفاع کالایی است لوکس، که همراه با افزایش درآمد، تقاضای آن نیز افزایش می‌یابد و احتمالاً جوامع نیز مانند خانوارها اعتقاد دارند که اگر ثروتمندتر شوند به سیستم پیچیده‌تر دفاعی نیاز خواهد داشت. با وجود این، زمانی که یک کشور به درجه خاصی از امنیت می‌رسد، همراه با افزایش درآمد و بالتبع رشد اقتصادی، بودجه دفاعی تقریباً ثابت می‌ماند و در نتیجه، این امر موجب کاهش سهم مخارج دفاعی می‌شود (Antonakis, 1997).

در بررسی‌های بعدی که در دهه ۱۹۸۰ و اوائل دهه ۱۹۹۰ انجام گرفته، تلاش شده است با روش نیمه تجربی اثر عواملی چون نظامی‌شدن رژیم، مشروعیت دولت‌ها و عدم ثبات سیاسی و اجتماعی بر میزان یا بار مخارج نظامی کشورها مورد تجزیه و تحلیل قرار گیرد. نتایج حاصل از این نوع تحلیل‌های نیمه تجربی نشان می‌دهد که این احتمال وجود دارد که نظامی‌شدن یک کشور موجب تمایل در جهت مخارج دفاعی بیشتری شود؛ اما این روند می‌تواند از طریق محدودیت‌های اقتصادی تخفیف یافته یا تغییر جهت دهد. حتی رژیم‌های دیکتاتوری نیز نیازمند جلب محبوبیت مردمند و اکثراً دولت‌های محبوب مردم را بر روی کار می‌آورند. بدین جهت برای این‌گونه رژیم‌ها نیز غفلت از ناهنجاری‌های توسعه‌ای امکان‌پذیر نیست و این عوامل محدودکننده روند فزاینده بودجه نظامی و دفاعی کشورها می‌باشند.

در مورد رابطه بین مشروعیت دولت‌ها و مخارج دفاعی موضوعی مورد بررسی به گونه زیر تحلیل می‌شود: اصولاً کشورها در مواقع برخورد با تهدیدهای داخلی، خارجی، یا مختلط داخلی و خارجی تمایل دارند که برای مقابله با آن‌ها مخارج نظامی خود را افزایش دهند. اما میزان این افزایش در کشورهای دارای مشروعیت بالا، متوسط و پائین بسیار متفاوت است. برای مشخص شدن این تفاوت محققان به نام رزستین (Rothstein, 1987) سه گروه کشورها با مشروعیت بالا، متوسط و پایین را با سه وضعیت برخورد با تهدیدهای خارجی، مختلط و داخلی

ترکیب و تقسیم‌بندی نمود و میانگین سهم مخارج نظامی آن‌ها به مخارج دولت را در هر یک از گروه‌های ۹ گانه محاسبه کرد و نتایج را به صورت جدول زیر ارائه نمود:

جدول (۱): سهم مخارج نظامی به مخارج دولت برای گروه‌های مختلف کشورها بر حسب درصد (اواسط دهه ۱۹۸۰)

مشروعیت پائین	مشروعیت متوسط	مشروعیت بالا	
۳۵/۷۷	۳۴/۰۸	۱۹/۳	تهدیدهای خارجی
۲۴/۸۶	۱۶/۹۹	۱۴/۷۳	تهدیدهای مختلط
۱۲/۳۵	۷/۵۸	۶/۳۴	تهدیدهای داخلی

مأخذ: Rothstein (1987)

از جدول شماره (۱) نتیجه می‌شود که هر چه دولت‌ها مشروعیت بیشتری داشته باشند، کم‌تر منابع اقتصادی را صرف امور نظامی می‌کنند و هر چه کشورها بیش‌تر با تهدید خارجی روبه‌رو شوند، سهم مخارجی در دولت بیش‌تر می‌شود.

در خصوص بررسی رابطه بین عدم ثابت سیاسی و اجتماعی و مخارج نظامی، نتایج کمی قابل توجهی در ادبیات مربوطه ارائه نشده است؛ اما سعی شده است با استفاده از تجزیه و تحلیل‌های کمی انجام شده در مورد رابطه بین رشد و توسعه از یک طرف و بی‌ثباتی از طرف دیگر، نتایجی توصیفی در خصوص موضوع مورد بحث استنتاج و ارائه شود (Alesina & Perotti, 1994). به‌طور کلی در این مطالعات به‌منظور کمی کردن متغیر بی‌ثباتی، شاخصی موسوم به شاخص بی‌ثباتی اقتصادی و اجتماعی^۱ (SPI) مرکب از متغیرهای سیاسی (تظاهرات، اعتراض‌ها، استعفاها)، متغیرهای اقتصادی (رکود اقتصادی، تورم)، متغیرهای ساختاری (دولت قدرت‌گرا یا دموکراتیک، سهم دولت در آرای مردم) و متغیرهای اداری (توالی تغییر مدیران اجرایی کشور) محاسبه می‌شود. نتایج ارائه‌شده در مورد ارتباط مخارج نظامی و بی‌ثباتی سیاسی و اجتماعی را می‌توان در جملات زیر خلاصه نمود:

- وخیم شدن ثبات سیاسی و اجتماعی در کشور می‌تواند به افزایش مخارج نظامی منتهی شود. این موضوع موقعی اهمیت می‌یابد که کشور درگیر مسابقه تسلیحاتی بوده و با کشورهای متخاصم هم‌جوار باشد که درصددند از شرایط کشور بهره‌برداری کنند.
- انتقال وضعیت کشور از دموکراتیک به نظامی و برعکس، احتمال به‌وجود آمدن حالت بی‌ثباتی را افزایش می‌دهد. در چنین دوره‌هایی می‌توان تصور کرد که مخارج نظامی شتاب‌زاینده‌ای به‌خود می‌گیرد. در شرایطی که دولت نظامی صحنه را ترک کند، دولت‌های غیرنظامی تمایل دارند که ماشین جنگی کشور را تا حد قابل قبولی به منابع دیگری تبدیل

1. Sociopolitical Instability Index (SPI)

کنند. در هر دو حالت می‌توان گفت که در مراحل انتقالی غالباً افزایش در مخارج نظامی مشاهده می‌شود.

مدل ریاضی تابع تقاضای مخارج نظامی

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

$W = W(S, C, N, ZW)$ (۱) علت منظور شدن جمعیت در تابع رفاه این است که گرچه دفاع، کالایی است عمومی، اما مصرف کالایی خصوصی تلقی می‌شود و از این رو مصرف سرانه در تابع رفاه، متغیری با اهمیت محسوب می‌شود. مسأله به حداکثر رساندن تابع رفاه منوط به در نظر گرفتن محدودیت بودجه و تابع مشخصی برای امنیت است. ساده‌ترین شکل محدودیت بودجه را می‌توان به صورت زیر نشان داد:

قیمت‌های مصارف واقعی P_c و P_m درآمد کل اسمی، Y (۲) در این رابطه $Y = P_c C + P_m M$ است. امنیت را می‌توان به منزله وضعیتی برای کشور (C) و مصرف واقعی خصوصی (M) نظامی که در معرض هیچ نوع خطر و تهدید به حمله نباشد، تعریف کرد. امنیت نیز مانند مطلوبیت و رفاه، متغیری مشاهده نشدنی است و سعی می‌شود در توابع اقتصادسنجی با برخی متغیرهای سنجش‌پذیر مانند تعداد نیروهای نظامی کشور و سایر کشورها و همچنین سایر متغیرهای که تعیین‌کننده تغییر وضعیت در محیط امنیتی است، جانشین شود: ZS راهبردی مربوط به (۳) $S = S(M, M_1, \dots, M_n, ZS)$

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

$$(۴) M = M(P_m/P_c, Y, N, M_1, \dots, M_n, ZW, ZS)$$

بر اساس مدل رابطه (۴) سطح مخارج نظامی به عواملی هم‌چون قیمت کالاهای نظامی، درآمد (به‌عنوان متغیرهای اقتصادی)، جمعیت (به‌عنوان متغیرهای اجتماعی) و مخارج نظامی سایر کشورها و عوامل استراتژیک وابسته است. ذکر چند نکته در مورد این مدل مهم به نظر می‌رسد: اول این که اندازه‌گیری قیمت کالاهای نظامی، بالاخص در کشورهای در حال توسعه بسیار دشوار است و به همین دلیل بسیاری از محققان از وارد کردن این متغیر در مدل صرف نظر کرده‌اند

(Abdelfattah et al., 2013). دوم این که می‌توان با وارد کردن سایر متغیرهای مؤثر بر سطح مخارج نظامی، مدل فوق را بسط و گسترش داد. به‌عنوان مثال محققانی نظیر: دون و نیکلایدو (Dunne & Nikolaidou, 2001) و سلمن (Solomon, 2005)، وقفه متغیر مخارج نظامی (M-1) را نیز برای توجیه اثر هزینه‌های دفاعی گذشته و یا تعهدات مربوط به برنامه‌های دفاعی وارد مدل کرده‌اند. سوم این که، عوامل راهبردی مدل فوق می‌توانند به شیوه‌های مختلفی اندازه‌گیری شوند: به‌طور مثال به پیروی از مرداک و سندلر (Murdoch & Sandler, 2002)، می‌توان با وارد کردن متغیر میزان مخارج نظامی همسایگان در مدل، بسته به علامت ضریب برآوردشده، نوعی رقابت تسلیحاتی یا اتحاد با این کشورها را نتیجه‌گیری کرد. به این صورت که چنانچه ضریب این متغیر تخمینی مثبت و معنادار باشد، یک رقابت تسلیحاتی و مخاصمه نظامی با کشورهای همسایه وجود داشته و چنانچه ضریب تخمینی منفی و معنادار باشد، بین کشور مورد بررسی و کشورهای همسایه نوعی اتحاد نظامی وجود دارد. یا این که به پیروی از دون و پیرلو - فریمن (Dunne & Perlo-Freeman, 2001)، می‌توان با وارد کردن متغیر مجازی جنگ، یک عامل مهم راهبردی را در افزایش مخارج نظامی کشورها اندازه‌گیری کرد. این متغیر طی سال‌های که کشور درگیر جنگ بوده، مقدار یک و برای بقیه سال‌های مورد بررسی مقدار صفر را به خود می‌گیرد. متغیر دیگر برای اندازه‌گیری عوامل راهبردی، درجه دموکراسی است. به‌طور کلی، کشورهای دموکراتیک نسبت به کشورهای غیر دموکراتیک، مخارج نظامی کم‌تری را صرف می‌کنند (Maizels & Nissank, 1987, Rosh, 1988).

مدل تقاضای مخارج نظامی را می‌توان به صورت جامع‌تری مطرح کرد و این امکان را به وجود آورد که امنیت فرضی به حقیقت نزدیک‌تر شود. بدین ترتیب به‌جای این فرض که امنیت را تابع جریان مخارج نظامی سالانه در نظر بگیریم، فرضیه وابستگی امنیت به موجودی (یا ذخیره) نیروهای نظامی کشور در مدل جایگزین می‌شود. ذخیره نیروهای نظامی (شامل تجهیزات و نیروی انسانی) را می‌توان به‌صورت مجموع مخارج نظامی سال‌های گذشته که استهلاک آن کسر شده باشد، تعریف کرد:

$$K_t = (1 - \delta)K_t - 1 + M_t(\delta)$$

که در آن K ذخیره نیروی نظامی و δ نرخ استهلاک می‌باشد. اگر همین روش سنجش امنیت از طریق ذخیره نیروی نظامی را در مورد کشور دشمن نیز به‌کار ببریم، تابع امنیت کشور به‌صورت زیر درخواهد آمد:

$$S_t = K_t - (\beta_0 + \beta_1 K_{1t}) = M_t - M_t^0(\epsilon)$$

در این رابطه، کمیت M_t^0 به صورت رابطه زیر مشخص می شود:

$$M_t^0 = \beta_0 + \beta_1[M_{1t} + (1 - \delta)K_{1t-1}] - (1 - \delta)K_{t-1} \quad (۷)$$

در این حالت نیز تابع تقاضای مخارج نظامی به شکل زیر است:

$$M_t = (1 - \alpha)\left(\frac{Y}{P_m}\right)_t + \alpha M_t^0 \quad (۸)$$

از آن جا که کمیت K_t کمیتی ذخیره ای و معمولاً سنجش ناپذیر است، معادل آن برحسب M_t به صورت زیر در رابطه تقاضای مخارج نظامی جایگزین می شود:

$$K_t = \frac{M_t}{1 - (1 - \delta)L} \quad (۹)$$

با جایگزین کردن روابط فوق و ساده سازی، تابع تقاضای مخارج نظامی نهایتاً به شکل زیر در می آید:

$$(10) M_t = \alpha\beta_0\delta + (1 - \alpha)\left(\frac{Y}{P_m}\right)_t + \alpha\beta_1 M_{1t} + (1 - \alpha)(1 - \delta)[M_{t-1} - \left(\frac{Y}{P_m}\right)_{t-1}]$$

به طوری که ملاحظه می شود در این رابطه، کمیت ذخیره ای سنجش ناپذیر وجود ندارد و نوعی مکانیسم پویا در تابع تقاضا وارد می شود که با استفاده از آن می توان نرخ استهلاک را برآورد کرد (هارتلی و ساندلر، ۱۳۸۳: ۱۱۴).

مطالعات تجربی

تاکنون در زمینه رابطه رشد هزینه های نظامی و متغیرهای کلان اقتصادی بالاخص رشد اقتصادی، چندین مطالعه داخلی انجام شده است (به طور مثال می توان به مطالعه مولایی و گل خندان (۱۳۹۳)، گل خندان (۱۳۹۳)، گل خندان و همکاران (۱۳۹۴)، مولایی و گل خندان (۱۳۹۴) و محمدیان منصور و گل خندان (۱۳۹۴) اشاره کرد). اما، مطالعه خاصی که صرفاً به بررسی و برآورد تابع تقاضای مخارج دفاعی در ایران بپردازد، انجام نشده است. اما از مطالعات تجربی خارجی انجام شده در زمینه موضوع تحقیق می توان به مطالعات زیر اشاره کرد:

مطالعه دون و نیکلایدو

این محققین در تخمین تابع تقاضای مخارج دفاعی کشور یونان، طی دوره زمانی ۱۹۹۶-۱۹۶۰، از فرم تبعی زیر استفاده کرده است:

$$M = M(\text{GDPC}, \text{POP}, \text{NG}, \text{TB}, \text{NATO}, \text{TM}, M(-1), \text{CYP}, \text{POL})$$

در رابطه فوق: M : مخارج دفاعی کشور یونان؛ GDPC : تولید ناخالص داخلی سرانه حقیقی کشور یونان؛ POP : جمعیت کشور یونان؛ NG : سهم مخارج غیردفاعی از GDP کشور یونان؛ TB : سهم تراز تجاری از GDP کشور یونان؛ NATO : سهم مخارج دفاعی از GDP کشورهای عضو ناتو؛ TM : بار دفاعی کشور ترکیه؛ $M(-1)$: وقفه مخارج نظامی کشور یونان؛ CYP : متغیر مجازی درگیری

کشور ترکیه با قبرس (این متغیر در سال ۱۹۷۴، مقدار یک و برای بقیه سالها مقدار صفر را می‌پذیرد)؛ POL: متغیر مجازی دولت نظامی (این متغیر طی سالهای ۱۹۶۷-۱۹۷۴، مقدار یک و برای بقیه سالها مقدار صفر را می‌پذیرد) می‌باشد. (Dunne & Nikolaidou, 2001) نتایج برآورد مدل فوق با استفاده از روش حداقل مربعات معمولی^۱ (OLS) نشان می‌دهد که اثر متغیرهای: بار دفاعی کشور ترکیه، سهم مخارج غیردفاعی از GDP کشورهای عضو ناتو و متغیر مجازی درگیری کشور ترکیه با قبرس بر بار دفاعی کشور یونان مثبت و اثر متغیرهای سهم مخارج غیردفاعی از GDP، تولید ناخالص داخلی سرانه حقیقی و سهم تراز تجاری از GDP کشور یونان بر بار دفاعی این کشور منفی است. همچنین، سایر متغیرها اثر معناداری بر بار دفاعی کشور یونان نداشته‌اند.

مطالعه سزگین و یلدریم

این محققان در تخمین تابع تقاضای مخارج دفاعی کشور ترکیه، طی دوره زمانی ۱۹۹۸-۱۹۴۹، از مدل تجربی زیر استفاده کرده‌اند:

$$m = \alpha_0 + \beta_1 y + \beta_2 n + \beta_3 b + \beta_4 gr + \beta_5 ng + \beta_6 pop + \beta_7 cyp + \beta_8 Trend + \varepsilon_t$$

در رابطه فوق: m: سهم مخارج دفاعی از تولید ناخالص داخلی (GDP) کشور ترکیه؛ y: نرخ رشد GDP کشور ترکیه؛ n: متوسط بار دفاعی کشورهای عضو ناتو؛ b: سهم تراز تجاری از GDP کشور ترکیه؛ gr: بار دفاعی کشور یونان؛ ng: سهم مخارج غیردفاعی دولت از GDP کشور ترکیه؛ pop: جمعیت کشور ترکیه؛ cyp: متغیر مجازی درگیری کشور ترکیه با قبرس (این متغیر در سال ۱۹۷۴، مقدار یک و برای بقیه سالها مقدار صفر را می‌پذیرد)؛ Trend: روند زمانی (۱۹۹۸-۱۹۴۹) می‌باشد. نتایج برآورد مدل فوق با استفاده از روش خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی^۲ (ARDL) نشان می‌دهد که مخارج دفاعی کشور ترکیه در کوتاه‌مدت عمدتاً توسط مخارج دفاعی متحدان (کشورهای ناتو) و دشمنان (کشور یونان) این کشور تعیین می‌شود. (Sezgin & Yildirim, 2002)؛ با این حال، مخارج دفاعی کشور یونان در بلندمدت، بر خلاف مخارج دفاعی کشورهای عضو ناتو، اثر معناداری را بر تقاضای مخارج دفاعی کشور ترکیه ندارد و به‌نظر نمی‌رسد که یک رقابت تسلیحاتی بین کشورهای ترکیه و یونان در بلندمدت وجود داشته باشد. بر اساس سایر نتایج، متغیرهای رشد اقتصادی و تراز تجاری در کوتاه‌مدت و بلندمدت، اثر منفی بر مخارج دفاعی کشور ترکیه داشته و متغیر جمعیت در بلندمدت دارای اثر مثبت بر این

1. Ordinary Least Squares

2. Autoregressive Distributed Lag Model

مخارج می‌باشد. هم‌چنین، تأثیر متغیر مخارج غیردفاعی بر مخارج دفاعی در بلندمدت و کوتاه‌مدت بی‌معنا بوده است.

مطالعه سلمن (Solomon, 2005)

این محقق در تخمین تابع تقاضای مخارج دفاعی کشور کانادا، طی دوره زمانی ۲۰۰۱-۱۹۵۲، از مدل تجربی زیر در قالب داده‌های سری زمانی، استفاده کرده است:

$$ME_t = \beta_0 + \beta_1 ME_{t-1} + \beta_2 GDP + \beta_3 (p_m/p_c) + \beta_4 Q_{(NATO)} + \beta_5 Q_{US} + \beta_6 Z + \epsilon_t$$

در رابطه فوق: ME: مخارج دفاعی کشور کانادا؛ M_{t-1} : وقفه مخارج دفاعی کشور کانادا؛ GDP: GDP حقیقی کشور کانادا؛ p_m/p_c : نسبت قیمت کالاهاى نظامی به غیرنظامی کشور کانادا؛ Q_{NATO} : متوسط مخارج دفاعی کشورهای عضو ناتو؛ Q_{US} : مخارج دفاعی کشور آمریکا؛ Z: مخارج غیردفاعی کشور کانادا می‌باشد. نتایج برآورد مدل فوق با استفاده از روش خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی (ARDL) نشان می‌دهد که متغیرهای وقفه مخارج دفاعی کانادا، GDP حقیقی کانادا، متوسط مخارج دفاعی کشورهای عضو ناتو و مخارج دفاعی کشور آمریکا، اثر مثبت و معنادار و نسبت قیمت کالاهاى نظامی به غیرنظامی و مخارج غیردفاعی کشور کانادا اثر منفی و معناداری را بر مخارج دفاعی کشور کانادا داشته است.

مطالعه نیکلایدو (Nikolaidou, 2008)

این محقق در تخمین تابع تقاضای مخارج نظامی کشورهای اتحادیه اروپا (شامل: انگلیس، یونان، فرانسه، اسپانیا و پرتغال)، طی دوره زمانی ۲۰۰۵-۱۹۶۱، از فرم تبعی زیر استفاده کرده است:

$$M = M(M - 1, Y, P, G, N, TB, Z)$$

در رابطه فوق: M: مخارج نظامی؛ M-1: وقفه مخارج نظامی؛ Y: GDP حقیقی؛ P: جمعیت؛ G: مخارج دولتی شامل مخارج نظامی؛ N: سهم مخارج نظامی از GDP کشورهای اروپایی عضو ناتو؛ TB: سهم تراز تجاری از GDP؛ Z: بردار متغیرهای مجازی شامل تغییرات سیاسی (راهبردی)، بحران‌های اقتصادی و ملاحظات دفاعی می‌باشد. نتایج برآورد مدل فوق با استفاده از روش خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی (ARDL) نشان می‌دهد که شباهت بسیار کمی در عوامل مؤثر بر تقاضای هزینه‌های نظامی این کشورها وجود دارد. به عبارت دیگر، تابع تقاضای مخارج دفاعی هر کشور بسته به شرایط اقتصادی، سیاسی و سایر عوامل دیگر، مختص آن کشور می‌باشد.

مطالعه عبدالفتاح و همکاران (Abdelfattah et al., 2013):

این محققین در تخمین تابع تقاضای هزینه‌های نظامی کشور مصر، طی دوره زمانی ۲۰۰۹-۱۹۶۰، از فرم تبعی زیر استفاده کرده‌اند:

$$MIL = F(Y, \sum_i MIL, POP, Z)$$

در رابطه فوق: MIL: مخارج نظامی (به قیمت‌های ثابت سال ۲۰۰۰ و بر حسب دلار آمریکا)؛ Y: لگاریتم GDP حقیقی کشور مصر؛ $\sum_i MIL$: مخارج نظامی سایر کشورها شامل: اسرائیل، اردن و سوریه؛ POP: لگاریتم جمعیت کشور مصر؛ Z: سایر متغیرهای سیاسی، مجازی و راهبردی شامل: نسبت خالص صادرات به GDP و شیوه حکومت^۱ می‌باشد. نتایج برآورد مدل فوق با استفاده از روش‌های OLS کاملاً اصلاح‌شده^۲ (FMOLS)، OLS پویا^۳ (DOLS) و رگرسیون هم‌انباشتگی کانونی^۴ (CCR)، نشان می‌دهد که عوامل اقتصادی و راهبردی در تعیین بار نظامی کشور مصر اثر معناداری دارند. به این صورت که تولید ناخالص داخلی و خالص صادرات، اثر منفی و وقفه مخارج نظامی و بار نظامی کشور اسرائیل، اثر مثبتی بر مخارج نظامی این کشور داشته‌اند. هم‌چنین، اثر متغیرهای جمعیت، نوع حکومت و بار نظامی کشورهای اردن و سوریه بر بار نظامی کشور مصر بی‌معنا بوده است.

مطالعه داچ و سلمن

این محققان در تخمین تابع تقاضای مخارج نظامی کشورهای دارای قدرت نظامی متوسط در جهان (شامل: استرالیا، بلژیک، کانادا، دانمارک، فنلاند، ایتالیا، هلند، نروژ و سوئد)، طی دوره زمانی ۲۰۰۷-۱۹۹۵، از مدل تجربی زیر در قالب داده‌های ترکیبی، استفاده کرده‌اند:

$$ME_{it} = \beta_0 + \beta_1 I_{it} + \beta_2 ND_{it} + \beta_3 OD_{it} + \beta_4 Th_t + \beta_5 Sp_t + \varepsilon_{it}$$

در رابطه فوق: ME: لگاریتم مخارج نظامی؛ I: لگاریتم GDP به‌عنوان پروکسی درآمد؛ ND: لگاریتم مخارج غیرنظامی؛ OD: لگاریتم کمک‌های خارجی توسعه؛ Th: متغیر تهدید که به‌وسیله شاخص‌های مانند: موشک‌های بین‌قاره‌ای اتمی، کل مهمات اتمی، انفجار هسته‌ای و نسبت مهمات اتمی شوروی به آمریکا، اندازه‌گیری شده است؛ Sp: لگاریتم مخارج نظامی آمریکا به‌عنوان پروکسی متحد قدرتمند نظامی؛ i: تعداد مقاطع (کشورها)؛ نتایج برآورد مدل

1. Polity

2. Fully Modified OLS

3. Dynamic OLS

4. Canonical Co-integrating Regression

فوق با استفاده از روش اثرات ثابت^۱ (FE) نشان می‌دهد که شاخص‌های اندازه‌گیری متغیر تهدید، درآمد، متحد قدرت‌مند نظامی و کمک‌های خارجی اثر مثبت و معنادار و مخارج غیرنظامی، اثر منفی و معناداری را بر مخارج نظامی کشورهای مورد مطالعه داشته است. (Duuch & Solomon, 2014)

معرفی مدل، متغیرها و روش تحقیق

در این مقاله، به‌منظور برآورد تقاضای مخارج دفاعی در ایران، به‌پیروی از مبانی نظری و مطالعات تجربی نظیر: مطالعه سزگین و یل‌دیریم (Sezgin & Yildirim, 2002) و با توجه به ساختار اقتصادی و سیاسی کشور ایران، از یک مدل عمومی مخارج دفاعی به‌صورت زیر استفاده شده است:

$$DE_t = \beta_0 + \beta_1(Growth)_t + \beta_2(Non - DE)_t + \beta_3(TB)_t + \beta_4(POP)_t + \beta_5(DE_{ME})_t + \beta_6(DT)_t + \beta_7(DW)_t + \beta_8(DR)_t + \varepsilon_t \quad (11)$$

در رابطه فوق متغیرها به‌صورت زیر تعریف شده‌اند:

DE: سهم مخارج دفاعی از تولید ناخالص داخلی (GDP) به‌عنوان شاخص بار دفاعی (بر حسب درصد)؛

Growth: نرخ رشد GDP به‌عنوان شاخص رشد اقتصادی (بر حسب درصد)؛

Non-DE: سهم مخارج غیردفاعی دولت از GDP (بر حسب درصد)؛

TB: سهم تراز تجاری از GDP کشور (بر حسب درصد)؛

POP: جمعیت کشور (بر حسب میلیون نفر)؛

DE_{ME}: متوسط بار دفاعی کشورهای منطقه خاورمیانه (بر حسب درصد)؛

DT: متغیر مجازی برای نشان‌دادن اثرات احتمالی هجوم بیگانگان به کشور (این متغیر در سال‌های احتمال هجوم بیگانگان به کشور، مقدار یک و برای بقیه سال‌ها مقدار صفر را می‌پذیرد)؛

DR: متغیر مجازی برای تفکیک نظام جمهوری اسلامی از نظام شاهنشاهی (این متغیر در سال‌های نظام جمهوری اسلامی، مقدار یک و برای سال‌های نظام شاهنشاهی، مقدار صفر را می‌پذیرد)؛

DW: متغیر مجازی برای نشان‌دادن اثرات جنگ (این متغیر در سال‌های جنگ، مقدار یک و برای بقیه سال‌ها مقدار صفر را می‌پذیرد)؛

¹. Fixed Effect

t: دوره زمانی مورد بررسی (۱۳۹۱-۱۳۳۸)؛

ε_t : جزء خطا تصادفی؛

اطلاعات مربوط به داده‌های آماری متغیرها از بانک مرکزی ج.ا.ا و مؤسسه بین‌المللی تحقیقات صلح استکهلم^۱ (SIPRI) جمع‌آوری شده است. به منظور تجزیه و تحلیل‌های آماری و اقتصادسنجی نیز از نرم‌افزارهای Eviews و Microfit استفاده است. پیش از تخمین مدل بر اساس مبانی نظری و مطالعات تجربی در مورد علامت ضرایب β_1 و β_3 نمی‌توان قضاوت قطعی داشت. اما در مورد علامت سایر ضرایب می‌توان انتظار داشت که:

$$\beta_2 < 0, \beta_4 > 0, \beta_5 > 0, \beta_6 > 0, \beta_7 > 0, \beta_8 < 0$$

رویکرد مورد استفاده در این مطالعه به منظور برآورد ضرایب، مدل خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی (ARDL) معرفی شده توسط پسران و همکاران (Pesaran et al., 2001)، برای بررسی هم‌انباشتگی و همچنین تخمین روابط کوتاه‌مدت و بلندمدت است. این روش، در بسیاری از مطالعات تجربی، به منظور برآورد تابع تقاضای مخارج دفاعی، نظیر: سزگین و یلدیریم (Sezgin & Yildirim, 2002) برای کشور ترکیه، سلمن (Solomon, 2005) برای کشور کانادا و نیکلایدو (Nikolaidou, 2008) برای کشورهای اتحادیه اروپا به کار برده شده است.

روش ARDL نسبت به سایر روش‌های آزمون هم‌انباشتگی مزیت‌هایی دارد. اول این که می‌توان این آزمون را، صرف‌نظر از این که متغیرهای مدل کاملاً $I(0)$ یا ترکیبی از هر دو باشند، به کار برد. دوم این که، این روش پویایی‌های کوتاه‌مدت را در بخش تصحیح خطا وارد نمی‌کند (Banerji et al., 1993). سومین مزیت آن است که این روش را می‌توان با تعداد مشاهدات اندک نیز به کار برد (Narayan & Narayan, 2004: 102) و در نهایت این که استفاده از این روش حتی زمانی که متغیرهای توضیحی درون‌زا هستند، ممکن می‌باشد (Alam & Quazy, 2003: 93). به منظور تحلیل هم‌انباشتگی کرانه‌های پسران و همکاران، نیازمند تخمین مدل تصحیح خطای نامقید^۲ (UECM) به صورت زیر هستیم:

(۱۲)

$$\begin{aligned} \Delta(DE)_t = & \alpha_0 + \sum_{i=1}^p b_i \Delta(DE)_{t-i} + \sum_{i=1}^{q_1} c_i \Delta(\text{Growth})_{t-i} + \sum_{i=1}^{q_2} d_i \Delta(\text{Non - DEF})_{t-i} \\ & + \sum_{i=1}^{q_3} e_i \Delta(\text{TB})_{t-i} + \sum_{i=1}^{q_4} f_i \Delta(\text{POP})_{t-i} + \sum_{i=1}^{q_5} g_i \Delta(\text{DE}_{ME})_{t-i} \\ & + \delta_1 (DE)_{t-1} + \delta_2 (\text{Growth})_{t-1} + \delta_3 (\text{Non - DE})_{t-1} + \delta_4 (\text{TB})_{t-1} \\ & + \delta_5 (\text{POP})_{t-1} + \delta_6 (\text{DE}_{ME})_{t-1} + \theta W_t + \mu_t \end{aligned}$$

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 ضوابطی مانند: آکائیک (AIC)، شوارتز - بیزین (SBC)، حنان - کوئین (HQC) یا \bar{R}^2 تعیین می‌شود. مقادیر با وقفه متغیر وابسته و مقادیر با وقفه و جاری متغیرهای مستقل نیز، پویایی‌های کوتاه‌مدت را نشان می‌دهند. فرآیند آزمون باند برای عدم وجود ارتباط سطحی بین متغیر مستقل و متغیرهای وابسته از طریق صفر قرار دادن ضرایب سطوح با وقفه متغیرهای مذکور در معادله فوق به دست می‌آید. بنابراین فرض صفر مبنی بر عدم وجود همگرایی به صورت زیر تعریف می‌شوند:

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

در این روش، دو حد بحرانی ارائه شده است؛ حد بالایی برای سری‌های زمانی $I(1)$ و حد پایینی برای سری‌های $I(0)$. چنانچه مقدار آماره F محاسبه شده از مقدار حد بالایی بیشتر باشد، فرض صفر عدم همگرایی رد می‌شود؛ و چنانچه مقدار F کمتر از حد پایینی باشد، فرض صفر رد نمی‌شود و در صورتی که آماره F درون محدوده‌ها قرار گیرد، نمی‌توان نتیجه‌ای گرفت مگر اینکه، درجه انباشتگی متغیرها را بدانیم (Pesaran et al., 2001: 209). وقتی که وجود روابط تعادلی بلندمدت اثبات گردید در مرحله دوم، ضرایب بلندمدت و ECM متناظر با آن به کمک روش ARDL برآورد می‌شود (Narayan & Narayan, 2004: 103).

یک مدل ARDL تعمیم‌یافته را می‌توان به صورت زیر نمایش داد:

(۱۳)

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

Where:

$$\varphi(L, P) = 1 - \varphi_1 L - \varphi_2 L^2 - \dots - \varphi_p L^p$$

$$\beta_i(L, q_i) = \beta_{i0} L + \beta_{i1} L^2 + \dots + \beta_{iq} L^{q_i}$$

که در آن α_0 عرض از مبدأ و y_t متغیر وابسته و L عامل وقفه می‌باشد که به صورت $L^p = y_{t-p}$ تعریف می‌شود. این معادله با استفاده از روش حداقل مربعات معمولی برای تمامی مقادیر به تعداد $(d+1)^{k+1}$ مدل مختلف ARDL تخمین زده می‌شود. که در آن d حداکثر وقفه تعیین شده از سوی پژوهشگر و k تعداد متغیرهای توضیحی به کار رفته شده در مدل است. در مرحله بعد با یکی از معیارهای اطلاعات^۱ و یا ضریب تعدیل شده (\bar{R}^2) وقفه‌های بهینه تعیین می‌شود. سپس یک رابطه تعادلی بلندمدت بین متغیرهای مورد بررسی تخمین زده می‌شود. به

¹. Information Criteria

باور انگل و گرانجر هر رابطه بلندمدت، یک ECM کوتاه‌مدت دارد که دستیابی به آن تعادل را تضمین می‌کند و برعکس (Enders, 2004). 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 این امکان وجود دارد که وقتی الگوی تعادلی بلندمدت مرتبط با الگوی ARDL استخراج شد، الگوی تصحیح خطای مرتبط با آن را نیز ارائه نماید. فرم کلی معادله تصحیح خطای ARDL به‌صورت زیر می‌باشد:

(۱۴)

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

که در آن:

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

و Δ عملگر تفاضلی مرتبه اول می‌باشد. همچنین، $\varphi(1, p)$ سرعت تعدیل را نشان می‌دهد. به‌منظور بررسی وجود مرتبه همگرایی یکسان بین متغیرها، منفی و معنادار بودن ضریب ECM_{t-1} در تخمین ضرایب کوتاه‌مدت، بیانگر وجود رابطه بلندمدت بین متغیرها خواهد بود (تشکینی، ۱۳۸۴).

تجزیه و تحلیل آماری و اقتصادسنجی

آزمون مانایی

قبل از انجام آزمون هم‌انباشتگی، باید مطمئن شویم که متغیرهای مورد بررسی، دارای درجه انباشتگی بیش‌تر از $I(1)$ نیستند. در حالی‌که متغیرها انباشته از درجه دو، یعنی: $I(2)$ یا بیش‌تر باشند، مقدار آماره F محاسبه‌شده توسط پسران و همکاران (Pesaran et al., 2001)، قابل‌اعتماد نیست (Ang, 2007: 4775). بنابراین باید پیش از ذکر نتایج این آزمون، درجه مانایی متغیرها تعیین شود. در این مقاله به‌منظور تعیین درجه مانایی متغیرها، از آزمون دیکی - فولر تعمیم‌یافته (ADF)^۱، در حالی‌که در آن مدل دارای عرض از مبدأ و متغیر روند زمانی می‌باشد، استفاده شده است. در این آزمون، فرضیه صفر نشان‌دهنده نامانایی متغیر (وجود ریشه واحد) و فرضیه مقابل نشان‌دهنده مانایی متغیر (عدم وجود ریشه واحد) است. نتایج این آزمون در جدول (۲) آمده است. بر اساس نتایج این جدول و سطوح احتمال محاسبه‌شده، کلیه متغیرها

1. Augmented Dicky Fuller

به جز رشد اقتصادی در سطح ۵ درصد نامانا بوده، اما پس از یکبار تفاضل گیری به صورت مانا درآمده‌اند. لذا کلیه متغیرها، مانا (هم‌انباشته) از مرتبه $I(0)$ و $I(1)$ هستند.

جدول (۲): نتایج آزمون ریشه واحد دیکی فولر تعمیم یافته

ADF: $\Delta y_t = \alpha + \beta t + \gamma_t \delta + \sum_{i=1}^p \theta_i \Delta y_{t-1} + u_t$				
متغیر	ADF(Prob)	متغیر	ADF(Prob)	درجه مانایی
DE	۰/۶۸۳	$\Delta(DE)$	۰/۰۰۰	I(1)
Growth	۰/۰۰۵	$\Delta(\text{Growth})$	-	I(0)
Non-DE	۰/۶۸۲	$\Delta(\text{Non-DE})$	۰/۰۰۰	I(1)
TB	۰/۷۸۳	$\Delta(\text{TB})$	۰/۰۰۰	I(1)
POP	۰/۲۱۱	$\Delta(\text{POP})$	۰/۰۰۰	I(1)
DEME	۰/۸۸۱	$\Delta(\text{DEME})$	۰/۰۰۱	I(1)

* وقفه

انتخابی برای آماره ADF توسط معیار شوارتز انتخاب شده است و علامت Δ ، به تفاضل اشاره دارد. مأخذ: محاسبات تحقیق با استفاده از نرم افزار Eviews.

آزمون هم‌انباشتگی

حال با استفاده از آزمون هم‌انباشتگی کرانه‌های پسران و همکاران (Pesaran et al., 2001) 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 (۳) آمده‌اند. بر اساس مقادیر بحرانی و آماره F محاسبه شده در بخش بالایی قسمت بالای جدول (۳)، وجود رابطه تعادلی بلندمدت بین متغیرهای مدل، در سطح ۵ درصد تأیید می‌شود؛ زیرا مقدار آماره F محاسبه شده مدل، بزرگ‌تر از حد بالایی مقدار بحرانی ارائه شده توسط پسران و همکاران در سطح ۵ درصد است.

جدول (۳): نتایج آزمون هم‌انباشتگی کرانه‌های پسران و همکاران (۲۰۰۱)

مدل تخمینی	طول وقفه بهینه مدل	آماره F
مدل رابطه (۱۲)	(1,0,0,1,0,0)	۴/۹۲***
مقادیر بحرانی آزمون پسران و همکاران (۲۰۰۱)		
سطح معناداری	کرانه پایین $I(0)$	کرانه بالا $I(1)$
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 (Pesaran et al., 2001: 300) و سایر نتایج بر اساس محاسبات تحقیق با استفاده از نرم‌افزار Microfit.

برآورد مدل و تحلیل نتایج

پس از تأیید وجود رابطه بلندمدت بین متغیرهای مدل، نوبت به برآورد این رابطه می‌رسد. در جدول (۴) 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 رشد اقتصادی (Growth) بر بار دفاعی کشور، منفی و در سطح ۱ درصد، از معنی‌داری بالایی برخوردار است؛ به‌گونه‌ای که با افزایش یک‌درصدی در این متغیر، در بلندمدت و کوتاه‌مدت به ترتیب، نسبت مخارج دفاعی به تولید ناخالص داخلی، حدود ۰/۰۵ و ۰/۰۱ درصد کاهش می‌یابد. همان‌طور که در بخش مبانی نظری بیان شد، مخارج دفاعی به‌عنوان کالای عمومی محسوب می‌شوند و بر اساس نظریه‌های مربوط به مالیه عمومی، سطوح مخارج دفاعی کاملاً با درآمد ملی و رشد اقتصادی در ارتباط می‌باشند. این مسأله به‌وسیله ضریب مثبت رشد اقتصادی قابل تحلیل است. با وجود این، زمانی که یک کشور به درجه خاصی از امنیت می‌رسد، همراه با افزایش درآمد و بالتبع رشد اقتصادی، بودجه دفاعی تقریباً ثابت می‌ماند و در نتیجه، این امر موجب کاهش سهم مخارج دفاعی می‌شود. در مورد ایران نیز انتظار می‌رود که ضریب رشد اقتصادی به‌صورت منفی با سهم مخارج دفاعی ارتباط داشته باشد. بنابراین نتیجه به‌دست‌آمده قابل توجیه و مطابق با انتظار است. نتیجه به‌دست‌آمده مبنی بر تأثیر منفی رشد اقتصادی بر بار دفاعی با نتایج مطالعات تجربی متعددی نظیر: سزگین و یلدریم (Sezgin & Yildirim, 2002) برای کشور ترکیه و عبدالفتاح و همکاران (Abdelfattah et al., 2013) برای کشور مصر همسویی نزدیکی دارد.

- اثرات بلندمدت و کوتاه‌مدت سهم مخارج غیردفاعی دولت از GDP (Non-DE) بر بار دفاعی کشور، منفی و در سطح ۱۰ درصد، از معنی‌داری لازم برخوردار است؛ به‌گونه‌ای که با افزایش یک‌درصدی در این متغیر، در بلندمدت و کوتاه‌مدت به ترتیب، نسبت مخارج دفاعی به تولید ناخالص داخلی، حدود ۳/۱۲ و ۰/۹۶ درصد کاهش می‌یابد. وارد کردن مخارج غیردفاعی دولت در مدل، نشان‌دهنده هزینه عمومی اقتصادی مربوط به دفاع است و انتظار نیز بر آن بوده است، که ضریب این متغیر دارای علامت منفی باشد. چراکه، این متغیر را می‌توان به‌عنوان هزینه

فرصت برای هزینه‌های دفاعی در نظر گرفت. این نتیجه با نتایج مطالعات تجربی بسیاری: دون و نیکلایدو (Dunne & Nikolaidou, 2001) برای کشور یونان و سلمن (Solomon, 2005) برای کشور کانادا همسوست.

- اثرات بلندمدت و کوتاه‌مدت سهم تراز تجاری از GDP (TB) بر بار دفاعی کشور، منفی و در سطح ۵ درصد، از معنی‌داری لازم برخوردار است؛ به‌گونه‌ای که با افزایش یک‌درصدی در این متغیر، در بلندمدت و کوتاه‌مدت به ترتیب، نسبت مخارج دفاعی به تولید ناخالص داخلی، حدود ۰/۰۹ و ۰/۰۳ درصد کاهش می‌یابد. سهم تراز تجاری از GDP، بازبودن اقتصاد را منعکس می‌کند و علامت آن از لحاظ نظری مبهم و نامعلوم است. برای کشوری مثل ایران که تقریباً واردکننده تجهیزات دفاعی محسوب می‌شود و دارای صنایع دفاعی در حال توسعه است، اثر منفی تراز تجاری بر مخارج دفاعی، منطقی به نظر می‌رسد. نتیجه به‌دست‌آمده مبنی بر تأثیر منفی تراز تجاری بر بار دفاعی با نتایج مطالعات تجربی متعددی نظیر: سزگین و یلدریم (Sezgin & Yildirim, 2002) برای کشور ترکیه و عبدالفتاح و همکاران (Abdelfattah et al., 2013) برای کشور مصر همسویی نزدیکی دارد.

- اثرات بلندمدت و کوتاه‌مدت جمعیت (POP) بر بار دفاعی کشور، مثبت و از سطح معنی‌داری پایین‌تری نسبت به سایر متغیرها برخوردار است؛ ضرایب این متغیر، در بلندمدت و کوتاه‌مدت به ترتیب، حدود ۰/۵۵ و ۰/۱۶ برآورد شده است. از لحاظ نظری و مطابق با مطالعات تجربی نظیر: دگر (Deger, 1986)، چون دفاع کالایی عمومی است، باید به لحاظ تحلیلی، رابطه‌ای مثبت با اندازه اقتصاد کشوری که باید از آن دفاع شود، داشته باشد.

- اثرات بلندمدت و کوتاه‌مدت متوسط بار دفاعی کشورهای خاورمیانه (DE_{ME}) بر بار دفاعی کشور، مثبت و در سطح ۵ درصد، از معنی‌داری لازم برخوردار است؛ به‌گونه‌ای که با افزایش یک‌درصدی در این متغیر، در بلندمدت و کوتاه‌مدت به ترتیب، نسبت مخارج دفاعی به تولید ناخالص داخلی، حدود ۰/۳۶ و ۰/۱۳ درصد افزایش می‌یابد. این نتیجه گویای آنست که بین ایران و کشورهای خاورمیانه یک رقابت تسلیحاتی وجود داشته و به‌پیروی از کشورهای خاورمیانه (همگام با افزایش متوسط مخارج دفاعی در این کشورها)، مخارج دفاعی در ایران نیز افزایش یافته است. نتیجه به‌دست‌آمده، با توجه به حساسیت منطقه خاورمیانه و وجود مناقشات همیشگی در آن مطابق با انتظار بوده است. در این راستا نتایج مطالعات سزگین و یلدریم (Sezgin & Yildirim, 2002) برای کشور ترکیه و سلمن (Solomon, 2005) برای کشور

کانادا نشان می‌دهد که متوسط بار دفاعی کشورهای ناتو تأثیر مثبتی بر بار دفاعی کشورهای مورد مطالعه داشته است.

- اثرات بلندمدت و کوتاهمدت متغیرهای مجازی اثرات احتمالی هجوم بیگانگان به کشور (DR) و جنگ (DW)، بر بار دفاعی کشور، مثبت و به ترتیب در سطوح احتمال ۵ و ۱ درصد معنادار می‌باشند؛ ضرایب متغیر مجازی اثرات احتمالی هجوم بیگانگان به کشور، در بلندمدت و کوتاهمدت به ترتیب، حدود ۰/۲۸ و ۰/۰۹ و ضرایب متغیر مجازی جنگ، در بلندمدت و کوتاهمدت به ترتیب، حدود ۰/۱ و ۰/۰۴ برآورد شده است. این نتایج گویای آنست که تهدیدهای کشورهای بیگانه و احتمال بروز جنگ ناشی از آن، یکی از عوامل مهم و تعیین کننده مسأله دفاع و میزان بودجه‌ای است که از سوی دولت به آن اختصاص داده می‌شود. همچنین وقوع جنگ تحمیلی با عراق، به‌طور طبیعی همه برنامه‌های اقتصادی کشور را به این موضوع معطوف کرد و باعث شد تا بار مخارج دفاعی در ایران افزایش یابد که نتایج تجربی به‌دست‌آمده نیز این موضوع را تأیید می‌کنند.

- اثرات بلندمدت و کوتاهمدت متغیر مجازی تفکیک نظام جمهوری اسلامی از نظام شاهنشاهی (DR) بر بار دفاعی کشور، منفی و از سطح معنی‌داری بالایی برخوردار است؛ ضرایب این متغیر، در بلندمدت و کوتاهمدت به ترتیب، حدود ۰/۱۴- و ۰/۰۴- برآورد شده است. این نتیجه گویای آنست که تغییر نظام حکومتی ایران از حالت سلطنتی به نظامی مردمی، باعث شده است که سهم مخارج نظامی از تولید ناخالص داخلی، کاهش یابد. در توجیه این نتیجه بایستی گفت که یکی از دلایل پائین‌بودن مخارج دفاعی در کشورهای دارای مشروعیت و متکی بر رأی مردم، اطمینان از این موضوع است که دولت می‌تواند در صورت لزوم از کمک‌های مردمی استفاده کند و نیاز ندارد که همیشه مخارج دفاعی خود را در حدی که در شرایط بحرانی جنگی ضروری است، تأمین نماید. نتیجه به‌دست‌آمده مؤید نتایج حاصله از مطالعه روزستین (Rothstein, 1987) مندرج در جدول (۱)، در مورد رابطه مثبت بین رژیم‌های قدرت‌گرا و دارای مشروعیت پایین مردمی حاکم بر کشورها و بار دفاعی آن کشورها می‌باشد.

- ضریب جمله تصحیح خطا (ECT) در مدل، مطابق انتظار منفی و در سطح بالایی معنادار است. این ضریب تخمینی برابر با مقداری حدود ۰/۲۸- است؛ که نشان می‌دهد در هر دوره (سال) ۰/۲۸ درصد از عدم تعادل یک دوره (یک سال) در بار دفاعی در دوره بعد تعدیل می‌شود. بنابراین زمان تعدیل به سمت تعادل بلندمدت چیزی حدود ۴ دوره به طول می‌انجامد.

جدول (۴): نتایج تخمین رابطه‌های تعادلی بلندمدت و کوتاه‌مدت به روش ARDL

متغیر	ضرایب تخمینی
بلندمدت	
Growth	-۰/۰۴۵۱ (۰/۰۰۰)
Non-DE	-۳/۱۱۸۲ (۰/۰۵۱)
TB	-۰/۰۸۶۱ (۰/۰۱۲)
POP	۰/۵۵۲۳ (۰/۱۱۲)
DE _{ME}	۰/۳۵۸۱ (۰/۰۰۰)
DT	۰/۲۸۲۸ (۰/۰۲۹)
DW	۰/۱۰۴۱ (۰/۰۰۰)
DR	-۰/۱۴۱۱ (۰/۰۰۵)
Constant	۰/۶۱۴۱ (۰/۲۲۶)
کوتاه‌مدت	
ΔGrowth	-۰/۰۱۲۲ (۰/۰۰۰)
ΔNon-DE	-۰/۹۵۸۱ (۰/۰۸۸)
ΔTB	-۰/۰۲۹۲ (۰/۰۲۶)
ΔPOP	۰/۱۶۲۴ (۰/۱۴۴)
ΔDE _{ME}	۰/۱۲۸۸ (۰/۰۱۸)
ΔDT	۰/۰۹۱۸ (۰/۰۴۸)
ΔDW	۰/۰۳۵۱ (۰/۰۰۰)
ΔDR	-۰/۰۴۰۸ (۰/۰۰۰)
ΔConstant	۰/۱۸۸۴ (۰/۱۳۱)
ECM(-1)	-۰/۲۸۱۵ (۰/۰۰۰)
آزمون‌های تشخیصی	
نوع آزمون	مقدار آماره
R-bar-square	۰/۹۰۸۵
F-statistic	۱۲۲/۲۶ (۰/۰۰۰)
Serial correlation (chi-square)	۱/۷۱۴۵ (۰/۱۹۲)
Function Form (chi-square)	۰/۷۹۰۱ (۰/۳۷۴)
Normality (chi-square)	۰/۹۲۵۵ (۰/۶۳۱)
Heteroscedasticity (chi-square)	۱/۴۱۰۱ (۰/۲۳۸)

* اعداد داخل پرانتز نشان‌دهنده ارزش احتمال است.

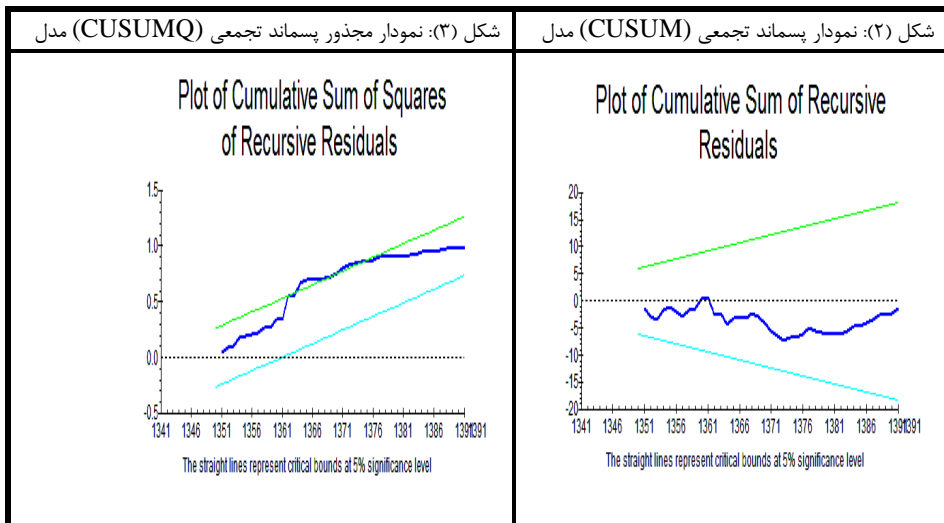
مأخذ: محاسبات تحقیق با استفاده از نرم‌افزار Microfit.

آزمون‌های آسیب‌شناسی مدل

گام آخر پس از تخمین مدل به روش ARDL، انجام آزمون‌های آسیب‌شناسی مدل به منظور 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 (۴)، این نتایج، آمده است.

بر این اساس، فرضیه صفر مبنی بر عدم معناداری کل رگرسیون (با استفاده از آماره F) را می‌توان رد کرد؛ زیرا سطح احتمال پذیرش فرضیه صفر این آزمون، $0/000$ محاسبه شده است. فرضیه‌های صفر مبنی بر 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 10 درصد محاسبه شده است. هم‌چنین، بر اساس ضریب تعیین تعدیل‌شده که مقدار آن حدود 91 درصد محاسبه شده است، قدرت توضیح‌دهندگی مدل تخمینی در سطح قابل قبولی است. به‌منظور آزمون ثبات ساختاری الگو نیز از آماره‌های پسماند تجمعی^۱ (CUSUM) و مجذور پسماند تجمعی^۲ (CUSUMQ) ارائه‌شده توسط براون و همکاران (Brown et al. 1975) 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؛ که این نتیجه بیان‌گر پایداری مدل در بلندمدت است. شکل‌های مربوط به این آزمون‌ها، در ادامه نشان داده شده است. بر اساس این شکل‌ها (شکل (۱) و شکل (۲))، نمودارهای پسماند تجمعی و مجذور پسماند تجمعی مدل بین دو خط بحرانی در سطح 5 درصد قرار گرفته است؛ که این نتیجه بیان‌گر پایداری مدل در بلندمدت است.



مأخذ: خروجی نرم‌افزار Microfit

^۱ Cumulative Sum

^۲ Cumulative Sum of Square

نتیجه‌گیری

مطالعه حاضر با توجه به بالا بودن سهم مخارج دفاعی از کل مخارج عمومی در ایران و هم‌چنین، قرار گرفتن این کشور در محیط بی‌ثبات خاورمیانه و مواجهه با تهدیدات امنیتی برخی از کشورهای دنیا و به‌طور کلی اهمیت مخارج دفاعی در ایران، به برآورد تابع تقاضای مخارج دفاعی برای این کشور طی دوره‌ی زمانی ۱۳۹۱-۱۳۳۸ 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، سیاسی و استراتژیک) برای ایران طراحی و به‌منظور برآورد آن از روش اقتصادسنجی خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی (ARDL) استفاده شده است. نتایج برآورد مدل نشان می‌دهد که در بین متغیرهای اقتصادی: رشد اقتصادی، مخارج غیردفاعی (به‌عنوان هزینه فرصت مخارج دفاعی) و تراز تجاری اثر منفی بر بار دفاعی ایران داشته‌اند. جمعیت به‌عنوان یک متغیر اجتماعی، در سطح معناداری پایین‌تری نسبت به سایر متغیرها، اثر مثبت بر بار دفاعی ایران داشته است که نشان می‌دهد دفاع یک کالای عمومی می‌باشد. در بین متغیرهای سیاسی، متغیرهای مجازی جنگ تحمیلی و اثرات احتمالی هجوم بیگانگان به کشور، مطابق انتظار تأثیر مثبت بر بار دفاعی ایران داشته‌اند. متوسط بار دفاعی کشورهای خاورمیانه نیز بر بار دفاعی ایران اثر مثبت داشته است که حاکی از وجود یک رقابت تسلیحاتی بین ایران و این کشورها می‌باشد. هم‌چنین، متغیر مجازی تفکیک نظام جمهوری اسلامی از نظام شاهنشاهی، اثر منفی بر بار دفاعی کشور داشته است. بر اساس این نتایج می‌توان گفت که عوامل اصلی مخارج دفاعی در ایران، راهبردی (تهدیدات جنگی) هستند.

پیشنهادها

- با توجه به این‌که طبق نتایج تحقیق حاضر مهم‌ترین عامل مخارج دفاعی کشور، متغیرهای استراتژیک (تهدیدات جنگی) هستند و با توجه به موقعیت کشور ایران و تهدیدات همیشگی بیگانگان، امکان کاهش در مخارج دفاعی کشور که عمدتاً صرف امنیت می‌شود، تا حدود زیادی ممکن نیست. به همین دلیل، توصیه می‌شود سیاست‌مداران و برنامه‌ریزان کشور، هزینه‌های دفاعی خرج شده را صرف گسترش صنایع دفاعی پیشرفته کنند و با تجدیدنظر در روش‌های جاری تأمین نیروی انسانی و تدارکات بخش دفاعی، زمینه ارتقای کارایی در این بخش را فراهم نمایند. تحت چنین شرایطی می‌توان با تولید اسلحه و ادوات نظامی در داخل کشور، به‌جای خرید از خارج، ضمن کاهش وابستگی دفاعی کشور به قدرت‌های نظامی جهان با ایجاد اشتغال،

رونق اقتصادی و صادرات اسلحه به کشورهای مختلف جهان و بهبود تراز تجاری، با آثار تراوشی مثبت حاصله از بخش دفاعی، آثار منفی آن را جبران و رشد اقتصادی را فراهم کرد.

- با توجه به نتایج این تحقیق مبنی بر اثر منفی مخارج غیردفاعی بر مخارج دفاعی، به عنوان هزینه فرصت مخارج دفاعی، پیشنهاد می‌شود که 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 غیردفاعی کشور مانند: بهداشت و آموزش که محرک رشد اقتصادی هستند، انتقال داده شود.

- از آنجا که شمار مطالعات داخلی انجام شده در زمینه برآورد و بررسی عوامل مؤثر بر مخارج دفاعی اندک می‌باشد، پیشنهاد می‌شود که با توجه به اهمیت موضوع، در جهت پیش‌برد و ادامه مطالعه حاضر، در آینده تحقیقات بیش‌تری، آن هم با استفاده از مدل‌های مختلف و ابزارهای اقتصادسنجی نوین انجام گیرد.

منابع

- بیضایی، ابراهیم (۱۳۸۰)، "رابطه‌ی بین مخارج نظامی و برخی متغیرهای اقتصادی در ایران (۱۳۷۶-۱۳۵۱)"، *فصلنامه علوم انسانی دانشگاه الزهراء*، شماره (۳۷ و ۳۸).
- تشکینی، احمد (۱۳۸۴)، *اقتصادسنجی کاربردی* به کمک Microfit.
- حسنی، محمدحسین و عزیزنژاد، صمد (۱۳۸۶)، "هزینه‌های دفاعی و تأثیر آن بر رشد اقتصادی (مدل عرضه و تقاضای کل برای ایران)"، *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران*، سال نهم، شماره (۳۰)، صص ۲۱۲-۱۹۳.
- رپی، جودیس (۱۳۷۲)، "اقتصاد امنیت ملی"، ترجمه گروه امنیت ملی، *مجله سیاست دفاعی*.
- گل‌خندان، ابوالقاسم (۱۳۹۳)، "بررسی و مقایسه تطبیقی تأثیر هزینه‌های نظامی بر رشد اقتصادی کشورهای در حال توسعه و توسعه‌یافته منتخب"، *فصلنامه تحقیقات توسعه اقتصادی*، شماره (۱۵).
- گل‌خندان، ابوالقاسم؛ خوانساری، مجتبی و گل‌خندان، داود (۱۳۹۴)، "نظامی‌گری و رشد اقتصادی: شواهدی تجربی از کشورهای منطقه منا در قالب الگوی پانل پویا"، *فصلنامه رشد و توسعه اقتصادی*، شماره (۱۸)، صص ۵۰-۳۱.
- محمدیان منصور، صاحب و گل‌خندان، ابوالقاسم (۱۳۹۴)، "اثر هزینه‌های نظامی بر بدهی‌های خارجی ایران"، *فصلنامه اقتصاد مالی و توسعه*، شماره (۳۲)، صص ۱۶۸-۱۳۹.
- مولایی، محمد و گل‌خندان، ابوالقاسم (۱۳۹۴)، "هزینه‌های نظامی و رشد اقتصادی در کشورهای منتخب اوپک: رهیافت آزمون علیت گرنجری در پانل‌های مختلط نا متجانس"، *فصلنامه تحقیقات اقتصادی*، شماره (۲).

- هارتلی، کیت و ساندلر، تاد (۱۳۸۳)، *منتخبی از موضوعات در کتاب اقتصاد دفاع*، ترجمه ابراهیم بیضایی، تهران، انتشارات سمت.
- Abdelfattah, Y.M., Abu-Qarn, A. & Dunne, P. (2013), "The Demand for Military Spending in Egypt", *Defense and Peace Economics*.
- Alam, M.I. & Quazy, R.M. (2003), "Determinant of Capital Flight: An Econometric Case Study of Bangladesh", *Review of Applied Economics*, 17, 85-103.
- Alesina, A. & Perotti, P. (1993), "Political Instability, Income Distribution and Investment," unpublished.
- Ang, J.B. (2007), "CO₂ Emissions, Energy Consumption, and Output in France", *Energy Policy*, 35, 4772-4778.
- Antonakis, N. (1997), "Military Expenditure and Economic Growth in Greece, 1960-90", *Journal of Peace Research*, 34(1), 89-100.
- Banerji, A., Dolado, J., Galbraith, J.W. & Hendry, D.F. (1993), "Co-integration, Error Correction, and the Econometric Analysis of Non-Stationary Data", Oxford University Press.
- 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.
- Degger, S. (1986), "Economic Development and defense Expenditure", *Economic Development and Cultural Change*, 179-196.
- Douch, M. & Solomon, B. (2013), "Middle Powers and the Demand for Military Expenditures", *Defense and Peace Economics*, 25(6), 605-618.
- Dunne, P. (1996), "Economic Effects of Military Expenditure in Development Countries: A Survey", *the Peace of Dividend*, Ch. 23, 439-464.
- Dunne, P. & Nikolaidou, E. (2001), "Military Expenditure and Economic Growth: A Demand and Supply Model for Greece, 1960-1996", *Defense and Peace Economics*, 12(1), 4768.
- Dunne, J.P. & Perlo-Freeman, S. (2003), "The Demand for Military Spending in Developing Countries", *International Review of Applied Economics*, 17(1), 23-48.
- Enders, W. (2003), *Applied Econometric Time Series*, John Wiley and Sons, Second Edition, 69-76.
- Maizels, A. & Nissanke, M. (1986), "The Determinants of Military Expenditure in Developing Countries", *World Development*, 14(9), 1125-1140.
- Murdoch, J.C. & Sandler, T. (2002), "Economic Growth, Civil Wars, and Spatial Spillovers", *Journal of Conflict Resolution*, 46, 91-110.

- 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.
- Nikolaidou, E. (2008), "The Demand for Military Spending: Evidence from the EU15 (1961-2005)", *Defense and Peace Economics*, 19(4), 273-292.
- 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.
- Rosh, R.M. (1988), "Third World Militarization: Security Webs and the States They Ensnare", *Journal of Conflict Resolution*, 32(4), 671-698.
- Rothstein, R.L. (1987), "National Security, Domestic Resource Constraints Elite Choices in the Third World", in: S: Deger and West, eds *Defense, Security and Development* (France Pinter, London), 142-158
- Sezgin, S. & Yildirim, J. (2002), "Democracy and Military Expenditure: Cross Country Evidence", Paper presented at the Sixth Annual Middlesex Conference on Economics and Security, Middlesex University Business School, London, 21-22 June 2002.
- Solomon, B. (2005), "The Demand for Military Expenditures in Canada", *Defense and Peace Economics*, 16(3), 171-189.
- Stockholm International Peace Research Institute (various years) *SIPRI Yearbook*. Oxford: Oxford University Press.