

ابوالقاسم گل خندان*

تاریخ دریافت: ۱۳۹۵/۳/۱۸

تاریخ پذیرش: ۱۳۹۵/۱۲/۲۰

چکیده

هدف اصلی این مقاله، سنجش و تحلیل تجربی وابستگی متقابل دفاع بین کشورهای منطقه خاورمیانه و تعیین نوع این وابستگی طی دوره‌ی زمانی ۲۰۱۴ - ۱۹۹۵ می‌باشد. به این منظور یک مدل عمومی مخارج دفاعی شامل، متغیرهای اقتصادی، اجتماعی، استراتژیک، سیاسی و نظامی، برای کشورهای منطقه خاورمیانه طراحی و به‌منظور برآورد آن از روش گشتاورهای تعمیم‌یافته سیستمی (SGMM) در قالب داده‌های ترکیبی پویا استفاده شده است. نتایج برآورد مدل نشان می‌دهد که در بلندمدت، متوسط بار دفاعی کشورهای خاورمیانه بر بار دفاعی هر یک از کشورهای این منطقه، اثر مثبت و معناداری داشته است که حاکی از وجود یک رقابت تسلیحاتی بین کشورهای منطقه خاورمیانه می‌باشد. بر این اساس، با افزایش یک درصدی در متوسط بار دفاعی کشورهای خاورمیانه، در بلندمدت بار دفاعی هر یک از کشورهای این منطقه حدود ۰/۳۵ درصد افزایش یافته است.

طبقه‌بندی JEL: C23, D74, H56

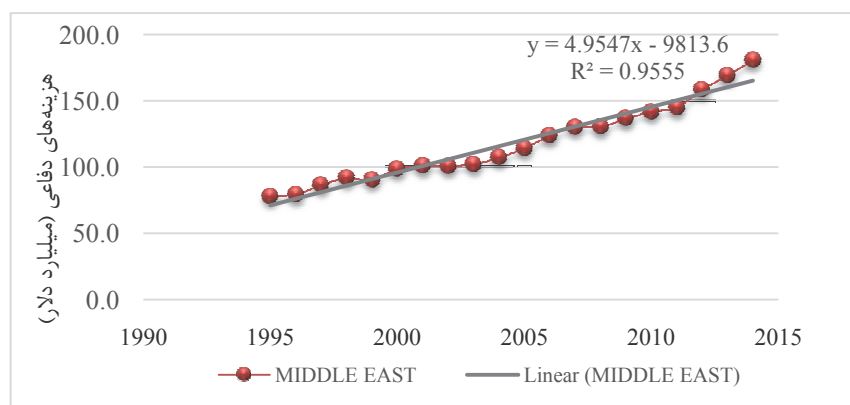
واژگان کلیدی: بار دفاعی، رقابت تسلیحاتی، کشورهای خاورمیانه، گشتاورهای تعمیم‌یافته سیستمی (SGMM).

* دانشجوی دکتری اقتصاد، دانشکده علوم اقتصادی و اداری، دانشگاه لرستان، لرستان، ایران
 golkhandana@gmail.com
 فصلنامه مطالعات خاورمیانه، سال بیست و چهارم، شماره اول، بهار ۱۳۹۶، صص ۱۱۳ - ۸۵.

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 هرساله سهم عمده‌ای از کل مخارج عمومی را به دلیل مسایل امنیتی، برای امور دفاعی صرف می‌کنند (حسنی و عزیزنژاد، ۱۳۸۶: ۱۹۴).

کشورهای منطقه خاورمیانه، نمونه‌ای از این ادعاست. شکل (۱) روند کل مخارج دفاعی صرف شده منطقه خاورمیانه را طی سال‌های ۲۰۱۴ - ۱۹۹۵ نشان می‌دهد. همان‌طور که از شکل (۱) مشخص است، می‌توان گفت که به‌طور کلی روند مخارج دفاعی کشورهای منطقه خاورمیانه طی دوره مورد بررسی، صعودی (افزایشی) بوده است. بر این اساس، کل مخارج دفاعی صرف شده در کشورهای منطقه خاورمیانه طی دوره‌ی مورد مطالعه با نرخ رشد متوسط سالیانه حدود ۷ درصد، از رقمی معادل، ۷۷/۷ میلیارد دلار در سال ۱۹۹۵ به رقمی معادل ۱۸۰/۷ سال در سال ۲۰۱۴ (حدود ۲/۳ برابر) رسیده است که این نشان‌دهنده رشد چشم‌گیر، مخارج دفاعی در کشورهای منطقه خاورمیانه طی سال‌های گذشته می‌باشد.



شکل (۱): مخارج دفاعی خاورمیانه طی سال‌های ۲۰۱۴ - ۱۹۹۵

مأخذ: محاسبات تحقیق با استفاده از داده‌های مؤسسه بین‌المللی تحقیقات صلح استکهلم^۱ (SIPRI)

^۱. Stockholm International Peace Research Institute

در جدول (۱)، متوسط سهم مخارج دفاعی از تولید ناخالص داخلی یا همان بار دفاعی^۱ (DB) مناطق مختلف جهان طی سال‌های ۲۰۱۴ - ۱۹۹۵ نشان داده شده است. بر اساس این جدول، مقدار شاخص یادشده برای کشورهای منطقه خاورمیانه با چیزی حدود ۵/۲ درصد بالاترین مقدار بوده که نشان‌دهنده اهمیت مخارج دفاعی در این منطقه است. بعد از این منطقه نیز، صحرای آفریقا و آفریقای شمالی به ترتیب با ۴/۹ و ۲/۹ درصد بیش‌ترین بار دفاعی را داشته‌اند. این سهم برای سه منطقه یادشده و مناطق اروپای شرقی و آمریکای شمالی، بالاتر از متوسط جهان بوده است.

جدول (۱): متوسط سهم مخارج دفاعی از تولید ناخالص داخلی مناطق مختلف جهان طی سال‌های (۲۰۱۴ - ۱۹۹۵)

منطقه	DB	منطقه	DB	منطقه	DB
آفریقای شمالی	۰/۰۲۹	صحرای آفریقا	۰/۰۴۹	اروپای مرکزی	۰/۰۱۸
آمریکای مرکزی و کارائیب	۰/۰۰۷	آمریکای شمالی	۰/۰۲۵	اروپای شرقی	۰/۰۲۶
آمریکا جنوبی	۰/۰۱۹	آسیای مرکزی	۰/۰۱۹	اروپای غربی	۰/۰۱۵
آسیای شرقی	۰/۰۱۹	جنوب شرقی آسیا	۰/۰۲۱	خاورمیانه	۰/۰۵۲
		جهان	۰/۰۲۳		

مأخذ: محاسبات تحقیق با استفاده از داده‌های مؤسسه بین‌المللی تحقیقات صلح استکهلم (SIPRI)

از جنگ جهانی دوم و با تأسیس اسرائیل، کشورهای خاورمیانه از مهم‌ترین خریداران تسلیحات، به دو دلیل تهدیدات اسرائیل و درآمدهای نفتی بوده‌اند. بعد از انقلاب ج.ا. ایران نیز موج جدیدی از میلیتاریسم (نظامی‌گری) در خاورمیانه به راه افتاد. بعد از آن، جنگ ایران با عراق، بر وخامت اوضاع در این منطقه افزود و کشورهای عربی توجه ویژه‌ای به خرید اسلحه کردند. آنچه اکنون مطرح است و مسئله هسته‌ای ایران و آنچه در بعد از آن مطرح است (احتمال اتمی شدن و دارای بمب اتمی شدن ایران) باعث عقد قراردادهای زیاد و احداث پایگاه‌های جدید از طرف کشورهای غربی در کشورهای منطقه شد. در این میان، اکنون آمریکایی‌ها در کشورهای خاورمیانه پایگاه‌های مهم موشکی ایجاد کرده‌اند. البته نگرانی کشورهای منطقه از برنامه اتمی ایران با توجه به سوابق انقلابی و شعارهای حمایتی تا حدی عادی به نظر می‌رسد، ولی باعث

^۱. Defense Burden

توجه بیش‌تر این کشورها به سمت غرب و به‌دست آوردن تسلیحات مختلف نظامی شده است. بر اساس آخرین گزارش SIPRI، درخواست سلاح در منطقه خاورمیانه، در فاصله زمانی ۲۰۱۱ تا ۲۰۱۵ به‌شدت افزایش داشته و نسبت به سال‌های ۲۰۰۶ تا ۲۰۱۰ حدود دوسوم بیشتر شده است.

با توجه به توضیحات فوق، آنچه به‌عنوان سؤال اساسی این تحقیق مطرح می‌شود آن است که وابستگی متقابل دفاع بین کشورهای منطقه خاورمیانه چگونه است؟ به این معنا که افزایش مخارج دفاعی در کشورهای منطقه خاورمیانه چه تاثیری بر روی مخارج دفاعی سایر کشورهای این منطقه دارد؟

در این راستا می‌توان سه حالت کلی را در نظر گرفت: اول، عدم وابستگی دفاعی بین کشورهای یک منطقه؛ دوم، وجود رقابت تسلیحاتی^۱ بین کشورهای یک منطقه. در این حالت، افزایش مخارج دفاعی کشورهای یک منطقه سبب افزایش مخارج دفاعی سایر کشورهای آن منطقه می‌شود. سوم، وجود اتحاد نظامی بین کشورهای یک منطقه. در این حالت، افزایش مخارج دفاعی کشورهای یک منطقه سبب کاهش مخارج دفاعی سایر کشورهای آن منطقه می‌شود و بحث سواری مجانی^۲ پیش می‌آید (آندو^۳، ۲۰۱۳). با توجه به این توضیحات و حساسیت منطقه خاورمیانه و وجود مناقشات همیشگی بین کشورهای آن، فرضیه اساسی تحقیق حاضر به‌صورت زیر تدوین شده است: «وابستگی دفاعی بین کشورهای منطقه خاورمیانه از نوع رقابت تسلیحاتی می‌باشد». بر این اساس، در مقاله حاضر فرضیه فوق طی دوره‌ی زمانی ۲۰۱۴ - ۱۹۹۵، با استفاده از یک مدل عمومی مخارج دفاعی (شامل: متغیرهای اقتصادی، اجتماعی، استراتژیک، سیاسی و نظامی) و در قالب داده‌های ترکیبی پویا^۴ در بوته آزمون تجربی قرار داده شده است.

یک. ادبیات موضوع

۱-۱. مبانی نظری

مدل‌های تقاضای مختلفی در خصوص هزینه‌های دفاعی وجود دارد: مدل‌های انتخاب عمومی،

1. Arms Race

2. Free-Riding

3. Ando

4. Dynamic Panel Data

رفتار اداری، پیمان‌ها، رقابت‌های تسلیحاتی و یا مدل‌های عمومی مربوط به هزینه‌های عمومی دفاع که می‌توان تمامی موارد بالا را در آن گنجانده (دان^۱، ۱۹۹۶). اغلب مطالعات تجربی، روی مدل‌های رقابت تسلیحاتی و مدل‌های کلی هزینه عمومی دفاع متمرکز شده‌اند. اولین مدل توسط ریچاردسون^۲ (۱۹۶۰) معرفی و تکمیل شده است و سپس محققان دیگر، عوامل دیگری را به آن افزودند. اینتریلیگیتور^۳ (۱۹۷۵)، لوی^۴ (۱۹۸۴) و بریتو^۵ (۱۹۹۰) 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 به کار 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. آنتوناکیس و کاراویداس^۶ (۱۹۹۰)، کاپاپولوس و لازارتوی (۱۹۹۳)، کلیاس (۱۹۹۴ و ۱۹۹۶)، آنتوناکیس (۱۹۹۵) و آورامیدس^۷ (۱۹۹۷) همگی تقاضا برای هزینه‌های دفاعی یونان را با استفاده از مدل‌های عمومی هزینه‌های دفاع تجزیه و تحلیل کرده‌اند (حسینی و عزیزنژاد، ۱۳۸۶: ۱۹۷).

در الگوی استاندارد نوکلاسیک 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:

$$W = W(S, C, N, ZW) \quad (۱)$$

^۱. Dunne

^۲. Richardson

^۳. Intriligator

^۴. Levy

^۵. Brito

^۶. Antonakis & Karavidas

^۷. Avramides

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 بااهمیت محسوب می‌شود. مسئله 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:

$$(۲) Y = P_c C + P_m M$$

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

$$(۳) S = S(M, M_1, \dots, M_n, ZS)$$

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 و از رابطه زیر به دست آورد:

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

بر اساس مدل رابطه (۴)، سطح مخارج نظامی به عواملی همچون قیمت کالاهای نظامی، درآمد (به عنوان متغیرهای اقتصادی)، جمعیت (به عنوان متغیرهای اجتماعی) و مخارج نظامی سایر کشورها و عوامل استراتژیک وابسته است. ذکر چند نکته در مورد این مدل مهم به نظر می‌رسد: اول این که اندازه گیری قیمت کالاهای نظامی، بالأخص در کشورهای در حال توسعه بسیار دشوار است و به همین دلیل بسیاری از محققان از وارد کردن این متغیر در مدل صرف نظر کرده اند (عبدالفتاح و همکاران^۱، ۲۰۱۳).

^۱. Abdelfattah et al.

دوم این که می توان با وارد کردن سایر متغیرهای مؤثر بر سطح مخارج نظامی، مدل فوق را بسط و گسترش داد. به عنوان مثال، محققانی نظیر دون و نیکلایدو^۱ (۲۰۰۱) و سلمن^۲ (۲۰۰۵)، وقفه متغیر مخارج نظامی (M_1) را نیز برای توجیه اثر هزینه های دفاعی گذشته و یا تعهدات مربوط به برنامه های دفاعی وارد مدل کرده اند. یا این که بسیاری از محققان نظیر دون و نیکلایدو^۳ (۲۰۰۱) و داچ و سلمن (۲۰۱۴)، مخارج غیردفاعی را به عنوان هزینه فرصت مخارج دفاعی که دارای اثر انتظاری منفی بر مخارج دفاعی می باشد، وارد مدل کرده اند. در مثالی دیگر میزلس و نیسانک^۴ (۱۹۸۷) در مدل خود متغیری به عنوان نماینده درجه تمرکز سرمایه گذاران خارجی منظور داشتند؛ زیرا عقیده داشتند که این متغیر بر علاقه سرمایه گذاران خارجی جهت سرمایه گذاری در کشور موردنظر دلالت دارد و نشان دهنده آن است که به نظر سرمایه گذاران خارجی مخارج نظامی کافی در کشور برای حفظ امنیت سرمایه های آن ها انجام گرفته است، اما نتایج نهایی تحقیقات آن ها رابطه ی معنی داری بین مخارج نظامی و این متغیر را آشکار نداشت.

سوم این که عوامل استراتژیک مدل فوق می توانند به شیوه های مختلفی اندازه گیری شوند: به طور مثال، به پیروی از مرداک و سندلر^۵ (۲۰۰۲)، می توان با وارد کردن متغیر میزان مخارج نظامی همسایگان در مدل، بسته به علامت ضریب برآورد شده، نوعی رقابت تسلیحاتی یا اتحاد با این کشورها را نتیجه گیری کرد. بحثی که موضوع اصلی این مقاله است. 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 این ضریب تخمینی منفی و معنادار باشد، بین کشور مورد بررسی و کشورهای همسایه نوعی اتحاد نظامی وجود دارد. در صورت عدم معناداری ضریب تخمینی نیز، بین کشور مورد بررسی و کشورهای همسایه ارتباط نظامی وجود ندارد. یا این که به پیروی از دون و پیرلو - فریمن (۲۰۰۳)، می توان با وارد کردن متغیر مجازی جنگ، یک عامل مهم استراتژیک را در افزایش مخارج نظامی کشورها اندازه گیری

^۱. Dunne & Nikolaidou

^۲. Solomon

^۳. Dunne & Nikolaidou

^۴. Maizels & Nissank

^۵. Murdoch & Sandler

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 استراتژیک، درجه دموکراسی است. به‌طور کلی، کشورهای دموکراتیک نسبت به کشورهای غیر دموکراتیک، مخارج نظامی کمتری را صرف می‌کنند (رش^۱، ۱۹۸۸). در بررسی‌های که در دهه ۱۹۸۰ و اوایل دهه ۱۹۹۰ انجام گرفت، تلاش شده است با روش نیمه‌تجربی، اثر عواملی چون نظامی شدن 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 نیمه‌تجربی نشان می‌دهد که این احتمال وجود دارد که نظامی شدن 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 مردم‌اند و اکثراً دولت‌های محبوب مردم را بر روی کار می‌آورند. بدین‌جهت برای این‌گونه رژیم‌ها نیز غفلت از ناهنجاری‌های توسعه‌ای امکان‌پذیر نیست و این عوامل، محدودکننده روند فزاینده بودجه نظامی 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 پایین بسیار متفاوت است. برای مشخص شدن این تفاوت رزستین^۲ (۱۹۸۷) سه گروه کشورها: با مشروعیت بالا، متوسط و پایین را با سه وضعیت: برخورد با تهدیدهای خارجی، مختلط و داخلی ترکیب نمود و میانگین سهم مخارج نظامی آن‌ها به مخارج دولت را در هر یک از گروه‌های ۹ گانه محاسبه کرد و نتایج را به‌صورت جدول زیر آریه نمود:

^۱. Rosh

^۲. Rothstein

جدول (۲): سهم مخارج نظامی از 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: رزستین (۱۹۸۷)

از جدول (۲) 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.

مدل تقاضای مخارج نظامی را می‌توان به‌صورت 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 (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:

$$(۵) K_t = (1 - \delta)K_{t-1} + M_t$$

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:

$$(۶) S_t = K_t - (\beta_0 + \beta_1 K_{1t}) = M_t - M_t^0$$

در این رابطه، M_t^0 به‌صورت رابطه زیر مشخص می‌شود:

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

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

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

از آنجاکه کمیت K_t کمیتی ذخیره‌ای و معمولاً سنجش‌ناپذیر است، معادل آن برحسب M_t به صورت زیر در رابطه تقاضای مخارج نظامی جایگزین می‌شود:

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

با جایگزین کردن روابط فوق و ساده‌سازی، تابع تقاضای مخارج نظامی نهایتاً به شکل زیر درمی‌آید:

$$(۱۰) M_t = \alpha\beta_0\delta + (1 - \alpha) \left(\frac{Y}{P_m}\right)_t + \alpha\beta_1 M_{1t} + (1 - \alpha)(1 - \delta) [M_{t-1} - \left(\frac{Y}{P_m}\right)_{t-1}]$$

به طوری که ملاحظه می‌شود در این رابطه، کمیت ذخیره‌ای سنجش‌ناپذیر وجود ندارد و نوعی مکانیسم پویا در تابع تقاضا وارد می‌شود که با استفاده از آن می‌توان نرخ استهلاک را برآورد کرد (هارتلی و ساندلر، ۱۳۸۳: ۱۱۴).

۱-۲. مطالعات تجربی

تاکنون مطالعات داخلی معدودی به بررسی عوامل مؤثر بر مخارج دفاعی پرداخته‌اند. یکی از این معدود مطالعات، مطالعه بیضایی (۱۳۸۰) می‌باشد. وی در مطالعه خود با استفاده از روش حداقل مربعات معمولی^۱ (OLS) نشان داده است که رابطه‌ای مثبت و معنی‌دار بین متغیر بار نظامی با متغیرهای مجازی نظام شاهنشاهی و جنگ و متغیر میزان صادرات نفتی، در ایران طی دوره‌ی زمانی ۱۳۷۶ - ۱۳۵۱ وجود داشته است؛ اما از مطالعات تجربی خارجی انجام‌شده در زمینه‌ی موضوع تحقیق می‌توان به مطالعات زیر اشاره کرد:

سزگین و یلدریم^۲ (۲۰۰۲)؛ در تخمین تابع تقاضای مخارج دفاعی کشور ترکیه، طی دوره‌ی زمانی ۱۹۹۸ - ۱۹۴۹، از مدل تجربی زیر استفاده کرده‌اند:

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

^۱. Ordinary Least Squares

^۲. Sezgin & Yildirim

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^۱ (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. با این حال، مخارج دفاعی کشور یونان در بلندمدت، برخلاف مخارج دفاعی کشورهای عضو ناتو، اثر معناداری را بر تقاضای مخارج دفاعی کشور ترکیه ندارد و به نظر 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 مخارج می‌باشد. همچنین، تاثیر متغیر مخارج غیردفاعی بر مخارج دفاعی در بلندمدت و کوتاهمدت بی‌معنا بوده است.

سلمن (۲۰۰۵)؛ در تخمین تابع تقاضای مخارج دفاعی کشور کانادا، طی دوره‌ی زمانی ۲۰۰۱ - ۱۹۵۲، از مدل تجربی زیر در قالب داده‌های سری زمانی، استفاده کرده است:

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

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 کالاهای 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 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 کالاهای

^۱. Autoregressive Distributed Lag Model

نظامی به غیرنظامی و مخارج غیردفاعی کشور کانادا اثر منفی و معناداری را بر مخارج دفاعی کشور کانادا داشته است.

نیکلایدو^۱ (۲۰۰۸)؛ در تخمین تابع تقاضای مخارج نظامی کشورهای اتحادیه اروپا (شامل: انگلیس، یونان، فرانسه، اسپانیا و پرتغال)، طی دوره‌ی 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؛ GDP : Y : 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 (استراتژیک)، بحران‌های اقتصادی و ملاحظات دفاعی می‌باشد. نتایج برآورد مدل فوق با استفاده از روش $ARDL$ 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.

فونفریا و مارین^۲ (۲۰۱۲)؛ تابع تقاضا برای مخارج دفاعی کشورهای عضو ناتو را طی دوره‌ی زمانی ۲۰۰۶ - ۱۹۹۶ مورد بررسی قرار داده‌اند. به این منظور، از یک مدل، شامل سه دسته از: متغیرهای اقتصادی، متغیرهای استراتژیک و نظامی و متغیرهای سیاسی استفاده شده است. نتایج این تحقیق با استفاده از رویکرد گشتاورهای تعمیم‌یافته^۳ (GMM) حاکی از آن است که متغیرهای: درآمد سرانه، نیروهای مسلح و وقفه مخارج دفاعی، اثر مثبت و معنادار و متغیرهای: قیمت کالاهای نظامی، کل مخارج دفاعی کشورهای عضو ناتو و دموکراسی، اثر منفی و معنادار بر مخارج دفاعی کشورهای مورد مطالعه داشته‌اند.

عبدالفتاح و همکاران (۲۰۱۳)؛ در تخمین تابع تقاضای هزینه‌های نظامی کشور مصر، طی دوره‌ی زمانی ۲۰۰۹ - ۱۹۶۰، از فرم تبعی زیر استفاده کرده‌اند:

^۱. Nikolaidou

^۲. Fonfria & Marin

^۳. Generalized Method of Moments

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

در رابطه فوق: MIL: مخارج نظامی (به قیمت‌های ثابت سال ۲۰۰۰ و برحسب 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 استراتژیک 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 استاندارد^۴ (CCR)، نشان می‌دهد که عوامل اقتصادی و استراتژیک 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.

آندو (۲۰۱۳)؛ در مطالعه‌ای به بررسی و تحلیل وابستگی دفاعی بین کشورهای ژاپن و ایالات متحده آمریکا طی دوره‌ی زمانی ۲۰۰۹ - ۱۹۷۵ پرداخته است. نتایج این تحقیق با استفاده از روش ARDL نشان می‌دهد که در بلندمدت، مخارج دفاعی کشور ایالات متحده آمریکا تاثیر مثبت و معناداری را بر مخارج دفاعی کشور ژاپن طی دوره‌ی ورد مطالعه داشته است.

داچ و سلمن (۲۰۱۴)؛ 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 دوره‌ی 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

^۱. Polity

^۲. Fully Modified OLS

^۳. Dynamic OLS

^۴. Canonical Cointegrating Regression

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؛ λ : تعداد مقاطع (کشورها)؛ نتایج برآورد مدل 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.

دو. معرفی مدل و روش تحقیق

۲-۱. مدل تحقیق

در این مقاله، به‌منظور برآورد تابع تقاضای مخارج دفاعی کشورهای خاورمیانه، به پیروی از مبانی نظری، مطالعات تجربی و ساختار کشورهای این منطقه، از یک مدل عمومی مخارج دفاعی (شامل: متغیرهای اقتصادی، اجتماعی، استراتژیک، سیاسی و نظامی) به‌صورت نیمه لگاریتمی، در قالب داده‌های ترکیبی پویا استفاده شده است:

$$(DB)_{it} = \mu_i + \beta_1 (\ln(GDP_{pc}))_{it} + \beta_2 (Non - DE)_{it} + \beta_3 (TOB)_{it} + \beta_4 (\ln(POP))_{it} + \beta_5 (DB_{ME})_{it, I \neq i} + \beta_6 (DEM_{NET})_{it} + \beta_7 (AF)_{it} + \beta_8 (DB)_{it-1} + \beta_9 (DUM_{OIL})_{it} + \eta_t + \varepsilon_{it} \quad i = 1, \dots, 14, t = 1995, \dots, 2014$$

در رابطه فوق، i نشان‌دهنده کشورهای خاورمیانه^۲ ($i=1, \dots, 14$)، t نشان‌دهنده بازه‌ی زمانی (۲۰۱۴ - ۱۹۹۵)، μ_i اثر ثابت کشورها، η_t اثر ثابت زمان و ε_{it} جزء خطا تصادفی است. سایر متغیرها به‌صورت زیر تعریف شده‌اند:

DB : سهم مخارج دفاعی از تولید ناخالص داخلی (GDP)، به‌عنوان شاخص بار دفاعی (برحسب درصد)؛

^۱. Fixed Effect

^۲. کشورهای مورد مطالعه این منطقه در مقاله حاضر، با توجه به در دسترس بودن داده‌ها عبارتند از: بحرین، مصر، ایران، اردن، کویت، لبنان، عمان، اسرائیل، ترکیه، قطر، عربستان، سوریه، امارات و یمن.

$\ln(\text{GDPpc})$: لگاریتم طبیعی GDP سرانه، به عنوان شاخص درآمد (به قیمت های ثابت سال ۲۰۰۵ و برحسب دلار آمریکا)؛
 $\text{DE} - \text{Non}$: سهم مخارج بهداشتی دولت از GDP، به عنوان شاخص مخارج غیردفاعی و هزینه فرصت مخارج دفاعی (برحسب درصد)؛
 TOB : سهم تراز تجاری از GDP (برحسب درصد)؛
 $\ln(\text{POP})$: لگاریتم طبیعی جمعیت کشور (برحسب نفر)؛
 $\text{DE}_{\text{ME}}_{\text{It, Ii}}$: متوسط بار دفاعی کل کشورهای منطقه خاورمیانه به جز کشور i ام (برحسب درصد)؛

DEM_{NET} : درجه خالص دموکراسی یا همان شاخص Polity؛ این شاخص، برای سنجش درجه مشارکت مردم در دولت به کار می رود و از طریق تفریق شاخص استبداد از شاخص دموکراسی به دست می آید. محدوده و مقدار این شاخص بین دو عدد ۱۰+ و ۱۰- تغییر می کند که عدد ۱۰- به مفهوم استبداد مطلق و عدد ۱۰+ به معنای دموکراسی کامل است.
 AF : سهم پرسنل نیروهای مسلح^۱ از کل نیروی کار (برحسب درصد)؛

DUM_{OIL} : متغیر مجازی (موهومی) کشورهای نفتی (این متغیر برای کشورهای نفتی منطقه خاورمیانه، مقدار عددی یک و برای کشورهای غیرنفتی مقدار عددی صفر را می پذیرد)؛^۲ اطلاعات مربوط به داده های آماری متغیرها از مؤسسه بین المللی تحقیقات صلح استکهلم (SIPRI)، شاخص های توسعه جهانی (WDI)^۳ متعلق به بانک جهانی و مرکز مطالعات Polity IV وابسته به دانشگاه مریلند^۴ جمع آوری شده است. به منظور تجزیه و تحلیل های آماری و اقتصادسنجی نیز از نرم افزارهای Eviews7.0 و Stata10.0 استفاده است. پیش از تخمین مدل، بر اساس مبانی

^۱. Armed forces personnel

^۲. معیار این تقسیم بندی گزارش سالانه ی کنفرانس تجارت و توسعه سازمان ملل متحد (UNCTAD Hand Book of

Statistics) است. بر این اساس، کشورهای نفتی کشورهایی هستند که نسبت صادرات نفت خام به کل صادراتشان حداقل ۵۰ درصد باشد. بر این اساس کشورهای بحرین، ایران، کویت، عمان، قطر، عربستان، سوریه، امارات و یمن کشورهای نفتی و کشورهای مصر، اردن، لبنان، اسرائیل و ترکیه کشورهای غیرنفتی محسوب می شوند.

^۳. World Development Indicators

^۴. Maryland

نظری و مطالعات تجربی در مورد علامت ضرایب تخمینی می‌توان انتظار داشت که:

$$\beta_1 > 0, \beta_2 < 0, \beta_3 < 0, \beta_4 > 0, \beta_5 > 0, \beta_6 < 0, \beta_7 > 0, \beta_8 > 0, \beta_9 > 0$$

۲-۲. روش تحقیق

از آنجاکه در مدل تحقیق (معادله رابطه ۱۱)، متغیر وابسته به‌صورت با وقفه در سمت راست معادله ظاهر شده است، با یک الگوی داده‌های پانل پویا مواجه هستیم. آنچه در این مدل‌ها مهم می‌باشد، این است که حتی اگر ضریب وقفه متغیر وابسته چندان مورد نظر و مهم نباشد، حضور این متغیر باعث خواهد شد که ضرایب سایر متغیرها به‌درستی برآورد شوند (بالتاجی^۱، ۲۰۰۵: ۱۲۹). فرم کلی یک الگوی پویا در داده‌های پانل به‌صورت زیر است:

$$(12) Y_{it} = \alpha Y_{it-1} + \beta X_{it} + \mu_i + \varepsilon_{it}$$

که در آن: $Y_{i,t}$ متغیر وابسته، $X_{i,t}$ بردار متغیرهای مستقل که تحت عنوان متغیرهای ابزاری نیز به کار می‌روند، μ_i عامل خطای مربوط به مقاطع و ε_{it} عامل خطای مقطع t ام در زمان t است. هنگامی که در مدل داده‌های ترکیبی، متغیر وابسته به‌صورت با وقفه در طرف راست ظاهر می‌شود، دیگر برآوردهای OLS سازگار نیست (آرلانو و باند^۲، ۱۹۹۱) و باید به روش‌های برآورد حداقل مربعات دومرحله‌ای^۳ (2SLS) اندرسون و هسیائو^۴ (۱۹۸۱) یا گشتاورهای تعمیم‌یافته (GMM) آرلانو و باند (۱۹۹۱) متوسل شد. برآورد کننده 2SLS ممکن است به دلیل مشکل در انتخاب ابزارها، واریانس‌های بزرگ برای ضرایب به‌دست دهد و برآوردها از لحاظ آماری معنی‌دار نباشند (طیپی و همکاران، ۱۳۹۰: ۵۱). لذا روش GMM دو مرحله‌ای توسط آرلانو و باند (۱۹۹۱) برای حل این مشکل پیشنهاد شده است. آرلانو و باند با تفاضل‌گیری از معادله فوق به‌صورت زیر:

^۱. Baltagi

^۲. Arellano & Bond

^۳. Two Stage Least Squares

^۴. Anderson & Hsiao

$$Y_{it} - Y_{it-1} = \alpha(Y_{it-1} - Y_{it-2}) + \beta(X_{it} - X_{it-1}) + (\varepsilon_{it} - \varepsilon_{it-1}) \quad (۱۳)$$

و با فرض اینکه جملات خطا به صورت سریالی همبسته نیستند:

$$(۱۴) E[\varepsilon_{it}\varepsilon_{is}] = 0 \text{ for } i = 1, \dots, N \text{ and } s \neq t$$

و حالات اولیه Y_{it} از قبل تعیین شده هستند:

$$(۱۵) E[Y_{it}\varepsilon_{it}] = 0 \text{ for } i = 1, \dots, N \text{ and } t \geq 2$$

محدودیت‌های گشتاوری زیر را بیان می‌کنند:

$$(۱۶) E[Y_{it}(\varepsilon_{it} - \varepsilon_{it-1})] = 0 \text{ for } i = 3, \dots, T \text{ and } s \geq 2$$

یعنی، ابتدا اقدام به تفاضل‌گیری می‌شود تا به این ترتیب به توان اثرات مقاطع μ_i را به ترتیبی از الگو حذف کرد و در مرحله دوم از پسماندهای باقی‌مانده در مرحله اول برای متوازن کردن ماتریس واریانس - کوواریانس استفاده می‌شود. به عبارت دیگر این روش، متغیرهای تحت عنوان متغیر ابزاری ایجاد می‌کند تا برآوردهای سازگار و بدون تورش داشته باشیم (یالتاجی، ۲۰۰۵: ۱۴۰).

در روش GMM اریه شده توسط آرلانو و باند (۱۹۹۱) از وقفه‌ی متغیر وابسته به عنوان ابزار استفاده می‌شود (GMM دیفرانسیلی)، اما بلوندل و باند^۱ (۱۹۹۸) نشان داده‌اند که وقفه متغیرها در سطح، ابزارهای ضعیفی برای معادله رگرسیونی در تفاضل هستند. برای رفع این مشکل، بلوندل و باند تخمین‌زن گشتاورهای تعمیم‌یافته سیستمی را پیشنهاد داده‌اند که در یک رگرسیون، رگرسیون در سطح را با رگرسیون در تفاضل‌ها ترکیب می‌کند.

سازگاری تخمین زننده GMM بر اساس فروزی که بر پایه درستی آن‌ها بنا شده است، به معتبر بودن فرض عدم همبستگی سریالی جملات خطا و ابزارها بستگی دارد که می‌تواند به وسیله دو آزمون تصریح شده توسط آرلانو و باند (۱۹۹۱)، آرلانو و باور^۲ (۱۹۹۵) و بلوندل و باند (۱۹۹۸) آزمون شود. اولی آزمون سارگان^۳ از محدودیت‌های از پیش تعیین شده است که معتبر بودن ابزارها

^۱. Blundell & Bond

^۲. Arellano & Bover

^۳. Sargan Test

را آزمون می‌کند. آماره آزمون سارگان (Statistic - J) دارای توزیع χ^2 با درجات آزادی برابر با تعداد محدودیت‌های بیش‌ازحد است. دومی آزمون همبستگی سریالی^۱ است که به‌وسیله آماره M_2 وجود همبستگی سریالی مرتبه دوم یا AR (2) در جملات خطای تفاضلی مرتبه اول را آزمون می‌کند. در این آزمون، تخمین‌زن GMM زمانی دارای سازگاری است که همبستگی سریالی مرتبه دوم در جملات خطا از معادله تفاضلی مرتبه اول وجود نداشته باشد. عدم رد فرضیه صفر هر دو آزمون شواهدی را دال بر فرض عدم همبستگی سریالی و معتبر بودن ابزارها فراهم می‌کند. از آنجاکه در روش GMM، تفاضل‌گیری از معادله اولیه، همبستگی غیرقابل اغمازی را بین وقفه متغیر وابسته و جزء خطای تبدیل‌شده، فراهم می‌آورد (باند^۲، ۲۰۰۲: ۴ - ۳) و با توجه به اینکه سازگاری این تخمین‌زننده بر اساس فرض عدم همبستگی جملات خطا استوار است، انجام آزمون AR (2) بسیار مهم است (آرلانو و باند، ۱۹۹۱).

برآورد مدل و تحلیل نتایج تجربی

روش‌های معمول اقتصادسنجی در کارهای تجربی مبتنی بر فرض مانایی متغیرهای مورد مطالعه است؛ به این دلیل که امکان ساختگی بودن برآورد با متغیرهای نامانا وجود دارد و استناد به نتایج چنین برآوردهایی به نتایج گمراه‌کننده‌ای منجر خواهد شد (بالتاجی، ۲۰۰۵). از این‌رو قبل از استفاده از این داده‌ها، لازم است نسبت به مانایی و نامانایی آن‌ها اطمینان حاصل کرد. در این مطالعه به‌منظور بررسی مانایی متغیرها از آزمون، پسران و شین^۳ (IPS) (۲۰۰۳) استفاده شده است. فرضیه صفر در آزمون IPS، مبتنی بر نامانایی متغیر مورد بررسی است. خلاصه نتایج این آزمون با فرض وجود متغیرهای روند زمانی و عرض از مبدأ، در جدول شماره (۳) ارائه شده است. با توجه به نتایج این جدول و سطوح احتمال محاسبه‌شده نتیجه می‌گیریم که بعضی از متغیرها در سطح اطمینان ۹۵ درصد در سطح مانا بوده (دارای درجه مانایی 0) (I) و بعضی دیگر از متغیرها در سطح، نامانا بوده و پس از یک‌بار تفاضل‌گیری به‌صورت مانا درآمده‌اند. (دارای درجه مانایی 1) (I). با توجه به وجود متغیرهای نامانا در مدل و به‌منظور جلوگیری

^۱. Serial Correlation Test

^۲. Bond

^۳. Im et al.

از اتکا به رگرسیون کاذب، پیش از برآورد مدل، بایستی وجود هم‌انباشتگی^۱ (رابطه بلندمدت) بین متغیرهای مدل تأیید شود. در این مقاله به‌منظور انجام آزمون‌های هم‌انباشتگی بین متغیرهای مدل، از آزمون ارایه شده توسط پدرونی^۲ (۲۰۰۴) در داده‌های ترکیبی، استفاده شده است.

جدول (۳): نتایج آزمون ریشه واحد IPS

متغیر	آماره آزمون		درجه مانایی
	در سطح	در تفاضل مرتبه اول	
DB	-۲/۱۱ (۰/۰۲)	-	I (0)
(Ln (GDPpc	۰/۷۹ (۰/۷۸)	-۲/۲۵ (۰/۰۱)	I (1)
DE _ NON	-۲/۰۹ (۰/۰۲)	-	I (0)
TOB	-۱/۴۲ (۰/۰۸)	-۷/۱۴ (۰/۰۰)	I (1)
(Ln (POP	۱/۰۸ (۰/۸۵)	-۲/۷۷ (۰/۰۰)	I (1)
DB _{ME}	-۱/۵۴ (۰/۰۶)	-۴/۵۲ (۰/۰۰)	I (1)
DEM _{NET}	۰/۷۲ (۰/۷۵)	-۳/۱۲ (۰/۰۰)	I (1)
AF	۰/۱۲ (۰/۵۵)	-۳/۰۵ (۰/۰۰)	I (1)

* اعداد داخل پرانتز نشان‌دهنده سطح احتمال پذیرش فرضیه صفر (نامانایی متغیر) هستند.

مأخذ: محاسبات تحقیق با استفاده از نرم‌افزار Eviews7.0

پدرونی (۲۰۰۴) برای انجام آزمون هم‌انباشتگی داده‌های ترکیبی، دو نوع آماره آزمون را پیشنهاد داده است: نوع اول مبتنی بر رویکرد درون‌گروهی^۳ است؛ که شامل چهار آماره پانل: ρ ، PP و ADF است. آزمون دوم پدرونی (۲۰۰۴) مبتنی بر روش بین‌گروهی^۴ است؛ که شامل سه آماره گروه: PP و ADF است. فرضیه صفر تمام آماره‌های این آزمون، نشان‌دهنده عدم هم‌انباشتگی و فرضیه مقابل آن اشاره به هم‌انباشتگی بین متغیرهای مدل دارد. نتایج این آزمون با وجود عرض از مبدأ و متغیر روند زمانی در قسمت بالایی جدول (۴) آمده است. همان‌طور که ملاحظه می‌شود، بر اساس نتایج ارایه شده در جدول مذکور، هم‌انباشتگی یا وجود

۱. Cointegration

۲. Pedroni

۳. Within-Dimension

۴. Between-Dimension

رابطه تعادلی بلندمدت بین متغیرهای مدل در سه آماره پانل: PP، ADF و دو آماره گروه: PP و ADF در سطح اطمینان ۹۵ درصد پذیرفته می‌شود.

جدول (۴): نتایج آزمون‌های هم‌انباشتگی

آزمون پدرونی (۲۰۰۴)	
آماره	مقدار
Statistic - Panel ν	۸/۵۵ (۰/۰۰)
Statistic - Panel ρ	۵/۲۱ (۱/۰۰)
Statistic - Panel PP	- ۱/۷۲ (۰/۰۴)
Statistic - Panel ADF	- ۴/۲۴ (۰/۰۰)
Statistic - Group ρ	۵/۷۸ (۱/۰۰)
Statistic - Group PP	- ۲/۷۸ (۰/۰۰)
Statistic - Group ADF	- ۲/۰۷ (۰/۰۲)

* اعداد داخل پرانتز نشان‌دهنده سطح احتمال پذیرش فرضیه صفر (عدم هم‌انباشتگی مدل) می‌باشند.

مأخذ: محاسبات تحقیق با استفاده از نرم‌افزار Eviews7.0

نتایج برآورد تابع تقاضای پویای مخارج دفاعی کشورهای خاورمیانه، با استفاده از روش گشتاورهای تعمیم‌یافته سیستمی (SGMM) در جدول (۵) آمده است. بر اساس نتایج این جدول کلیه متغیرها در سطح اطمینان قابل قبولی معنادار بوده‌اند و دارای اعتبار آماری هستند. هم‌چنین علامت ضرایب محاسبه‌شده با توجه به مبانی نظری و مطالعات تجربی، انتظار ما را در تخمین مدل برآورده می‌کنند. در جدول (۵)، نتایج آزمون‌های تشخیصی مدل نیز آورده شده است. بر اساس نتیجه آزمون والد که از توزیع کای‌دو، با درجه آزادی معادل تعداد متغیرهای توضیحی منهای جزء ثابت برخوردار است، فرضیه صفر مبنی بر صفر بودن تمام ضرایب در سطح معناداری یک درصد در مدل تخمینی رد شده و در نتیجه اعتبار ضرایب برآوردی متغیرها تأیید می‌شود. نتیجه آزمون سارگان نیز، با توجه به مقدار آماره و سطوح احتمال محاسبه‌شده، فرضیه صفر مبنی بر عدم همبسته بودن پسماندها با متغیرهای ابزاری را رد نمی‌کند و حاکی از سازگاری تخمین‌زننده SGMM است؛ بنابراین نتایج ضرایب برآورد شده، از نظر آماری تأیید شده و قابل تفسیر می‌باشند.

وجود همبستگی سریالی در تفاضل مرتبه اول خطاها در مراتب بالاتر از یک، مانند (2) AR بر این موضوع دلالت دارد که شرایط گشتاوری به منظور انجام آزمون خودهمبستگی معتبر نبوده است؛ زیرا روش تفاضل‌گیری مرتبه اول برای حذف اثرات ثابت در صورتی روش مناسبی است که مرتبه خودهمبستگی جملات اختلال از مرتبه‌ی دو نباشد. به این منظور، باید ضریب خودرگرسیون مرتبه اول، (1) AR معنی‌دار باشد و ضریب خودرگرسیون مرتبه‌ی دوم، (2) AR معنی‌دار نباشد (گرین^۱، ۲۰۱۲). بر اساس نتایج جدول (۵)، فرضیه صفر، مبنی بر عدم خودهمبستگی درجه اول تفاضل مرتبه‌ی اول جملات اختلال را می‌توان، اما فرضیه‌ی صفر مبنی بر عدم خودهمبستگی سریالی درجه دوم تفاضل جملات اختلال را نمی‌توان رد کرد؛ بنابراین در مدل تحقیق تورش تصریح وجود ندارد.

جدول (۵): نتایج برآورد مدل تحقیق با استفاده از روش SGMM

متغیر وابسته	متغیر	ضریب برآوردی	مقدار آماره آزمون‌های تشخیصی				Number of Observations	Number of Groups
	(1 -)DB	۰/۷۵۲ (۰/۰۰۰)	Wald Test	Sargan Test	(Bond Test for AR (1 - Arellano	(Bond Test for AR (2 - Arellano		
	(Ln (GDPpc	۰/۰۰۴ (۰/۰۰۰)						
	DE _ NON	- ۰/۰۸۸ (۰/۰۲۵)						
	TOB	- ۰/۱۰۲ (۰/۰۱۱)						
	(Ln (POP)	۰/۸۵۱ (۰/۱۵۱)						
	DB _{ME}	۰/۳۵۲ (۰/۰۰۰)						
	DEM _{NET}	- ۰/۰۵۱ (۰/۰۳۱)						
DB	AF	۰/۰۳۱ (۰/۰۸۱)	۱۸۲۵۲/۱۱ (۰/۰۰۰)	۲۱/۲۲ (۰/۰۶۶)	- ۲/۸۸ (۰/۰۰۰)	- ۰/۲۶ (۰/۰۸۱)	۲۸۰	۱۴
	DUM _{OIL}	۱/۶۵۵ (۰/۰۰۱)						
	C (عرض از مبدأ)	۲/۸۲۲ (۰/۰۰۰)						

* اعداد داخل پرانتز نشان‌دهنده سطح احتمال پذیرش فرضیه صفر (عدم معناداری ضرایب و آماره‌ها) هستند.

مأخذ: محاسبات تحقیق با استفاده از نرم‌افزار Statta10.0

بر اساس نتایج به دست آمده از جدول (۵):

اثر بلندمدت وقفه بار دفاعی (DB-1) بر بار دفاعی کشورهای خاورمیانه، مثبت و از معنی داری بالایی برخوردار است؛ به گونه ای که با افزایش یک درصدی در این متغیر، در بلندمدت، بار دفاعی این کشورها حدود ۰/۷۵ درصد افزایش می یابد. این نتیجه مطابق با مبانی نظری و مطالعات تجربی ارائه شده در زمینه ی موضوع تحقیق است. چراکه، اثر هزینه های دفاعی گذشته و یا تعهدات مربوط به برنامه های دفاعی بر بار دفاعی دوره جاری مثبت است.

اثر بلندمدت لگاریتم سرانه تولید ناخالص داخلی ($\ln(GDPpc)$) بر بار دفاعی کشورهای خاورمیانه، منفی و از معنی داری بالایی برخوردار است. ضریب این متغیر در بلندمدت، ۰/۰۰۴ برآورد شده است. از میان مطالعات انجام گرفته، مطالعه: دگر^۱ (۱۹۸۶) نشان می دهد که ارتباط مثبت و حایز اهمیتی بین متغیرهای مخارج دفاعی و درآمد وجود دارد. بر اساس این نتیجه گیری می توان ادعا کرد که دفاع کالایی است لوکس که همراه با افزایش درآمد، تقاضای آن نیز افزایش می یابد و احتمالاً جوامع نیز مانند خانوارها اعتقاد دارند که اگر ثروتمندتر شوند به سیستم پیچیده تر دفاعی نیاز خواهد داشت. این مسئله به وسیله ضریب مثبت درآمد قابل تحلیل است؛ بنابراین نتیجه به دست آمده قابل قبول و مطابق انتظار بوده است. این نتیجه همسو با نتایج مطالعات تجربی: فونفریا و مارین (۲۰۱۲) برای کشورهای عضو ناتو و داچ و سلمن (۲۰۱۴) برای کشورهای دارای قدرت نظامی متوسط است.

اثر بلندمدت سهم مخارج بهداشتی دولت از GDP، به عنوان شاخص مخارج غیردفاعی (Non-DE) بر بار دفاعی کشورهای خاورمیانه، منفی و از معنی داری لازم برخوردار است؛ به گونه ای که با افزایش یک درصدی در این متغیر، در بلندمدت، بار دفاعی این کشورها حدود ۰/۰۹ - درصد کاهش می یابد. وارد کردن مخارج غیردفاعی دولت در مدل، نشان دهنده 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 می توان به عنوان هزینه فرصت برای هزینه های دفاعی در نظر گرفت. این

^۱. Deger

نتیجه با نتایج مطالعات تجربی بسیاری نظیر دون و نیکلایدو (۲۰۰۱)، سلمن (۲۰۰۵) و داچ و سلمن (۲۰۱۴) همسوست.

اثرات بلندمدت سهم تراز تجاری از (GDP TOB) بر بار دفاعی کشورهای خاورمیانه، منفی و از معنی داری لازم برخوردار است؛ به گونه ای که با افزایش یک درصدی در این متغیر، در بلندمدت، بار دفاعی این کشورها حدود ۰/۱۰ درصد کاهش می یابد. سهم تراز تجاری از GDP، باز بودن اقتصاد را منعکس می کند و علامت آن از لحاظ نظری مبهم و نامعلوم است. برای کشورهای خاورمیانه که تقریباً واردکننده تجهیزات دفاعی محسوب می شوند^۱ و دارای صنایع دفاعی در حال توسعه می باشند، اثر منفی متغیر تراز تجاری بر بار دفاعی، منطقی و قابل توجیه به نظر می رسد. نتیجه به دست آمده مبنی بر تاثیر منفی تراز تجاری بر بار دفاعی، با نتایج مطالعات تجربی متعددی نظیر سزگین و یلدریم (۲۰۰۲) برای کشور ترکیه و عبدالفتاح و همکاران (۲۰۱۳) برای کشور مصر هم سویی نزدیکی دارد.

اثر بلندمدت لگاریتم جمعیت (Ln (POP) بر بار دفاعی کشورهای خاورمیانه، مثبت و از سطح معنی داری پایین تری نسبت به سایر متغیرها برخوردار است؛ ضریب این متغیر، در بلندمدت، حدود ۰/۸۵ برآورد شده است. از لحاظ نظری و مطابق با مطالعه تجربی دگر (۱۹۸۶)، چون دفاع کالایی عمومی است، می بایست به لحاظ تحلیلی، رابطه ای مثبت با اندازه اقتصاد کشوری که باید از آن دفاع شود، داشته باشد؛ بنابراین نتیجه به دست آمده مطابق مبانی نظری است.

اثر بلندمدت متوسط بار دفاعی کشورهای خاورمیانه (DEME) بر بار دفاعی کشورهای این منطقه، مثبت و از معنی داری بالایی برخوردار است؛ به گونه ای که با افزایش یک درصدی در این متغیر، در بلندمدت، بار دفاعی کشورهای منطقه خاورمیانه حدود ۰/۳۵ درصد افزایش می یابد. این نتیجه گویای آن است که بین کشورهای منطقه خاورمیانه نوعی مخاصمه نظامی و یک رقابت تسلیحاتی وجود داشته و به پیروی از یکدیگر با افزایش مخارج دفاعی، مخارج دفاعی در کشورهای

^۱ به طور مثال بر اساس گزارش سالانه موسسه بین المللی تحقیقات صلح استکهلم (۲۰۱۴)، کشورهای امارات و عربستان هر کدام با داشتن سهمی حدود ۴ درصد از کل واردات سلاح جهان طی سال های ۲۰۰۹-۲۰۱۳، به ترتیب رتبه های چهارم و پنجم را بین تمام کشورهای دنیا در اختیار داشته اند (SIPRI Yearbook, 2014).

این منطقه افزایش یافته است. نتیجه به‌دست‌آمده، با توجه به حساسیت منطقه خاورمیانه و وجود مناقشات همیشگی بین کشورهای آن، مطابق با انتظار بوده است. در این راستا نتایج مطالعه: سزگین و یلدریم (۲۰۰۲) برای کشور ترکیه، نشان می‌دهد که متوسط بار دفاعی کشورهای عضو سازمان ناتو، تاثیر مثبتی را بر بار دفاعی کشور ترکیه داشته است. در مقابل، فونفریا و مارین (۲۰۱۲) نشان داده‌اند که متوسط بار دفاعی کشورهای عضو سازمان ناتو، تاثیر منفی بر بار دفاعی کشورهای عضو داشته است که این حاکی از وجود اتحاد نظامی بین کشورهای این سازمان است. اثر بلندمدت خالص دموکراسی (DEM_{NET}) بر بار دفاعی کشورهای خاورمیانه، منفی و از معنی‌داری لازم برخوردار است. ضریب این متغیر در بلندمدت، حدود ۰/۰۵ - برآورد شده است. در توجیه این نتیجه بایستی گفت که یکی از دلایل پایین بودن مخارج دفاعی در کشورهای دارای دموکراسی بالاتر، اطمینان از این موضوع است که دولت می‌تواند در صورت لزوم از کمک‌های مردمی استفاده کند و نیازی ندارد که همیشه مخارج دفاعی خود را در حدی که در شرایط بحرانی جنگی ضروری است، نگه دارد. نتیجه به‌دست‌آمده مؤید نتایج حاصله از مطالعه روزستین (۱۹۸۷) مندرج در جدول (۲)، در مورد رابطه مثبت بین رژیم‌های قدرت‌گرا و دارای مشروعیت پایین مردمی حاکم بر کشورها و بار دفاعی آن کشورها می‌باشد. همچنین، این نتیجه هم‌سو با نتایج مطالعات تجربی، فونفریا و مارین (۲۰۱۲) و عبدالفتاح و همکاران (۲۰۱۳) است. اثر بلندمدت متغیر، سهم پرسنل نیروهای مسلح از کل نیروی کار (AF) بر بار دفاعی کشورهای خاورمیانه، مطابق انتظار، مثبت و از معنی‌داری لازم برخوردار است؛ به‌گونه‌ای که با افزایش یک‌درصدی در این متغیر، در بلندمدت، بار دفاعی کشورهای این منطقه چیزی حدود ۰/۰۳ درصد افزایش می‌یابد.

در آخر، اثر متغیر مجازی کشورهای نفتی (DUM_{OIL}) بر بار دفاعی کشورهای خاورمیانه، مثبت و از معنی‌داری بالایی برخوردار است. ضریب این متغیر، حدود ۱/۶۶ برآورد شده است؛ که نشان می‌دهد کشورهای نفتی خاورمیانه در قیاس با کشورهای غیرنفتی این منطقه، از مقدار بار دفاعی بالاتری برخوردارند. با توجه به این‌که بیش‌تر کشورهای نفتی خاورمیانه از واردکنندگان عمده سلاح و مواد اولیه مربوط به آن می‌باشند و همچنین با توجه به این‌که اقتصاد این کشورها، به‌شدت متأثر و

وابسته به صادرات نفت بوده و درآمد ارزی ناشی از آن بر همه اجزاء تقاضای کل، از جمله بودجه دولت و به‌ویژه مخارج دفاعی تأثیر می‌گذارد، نتیجه به‌دست‌آمده قابل توجیه و مورد قبول است. در مطالعات تجربی متعددی نیز، نظیر مطالعات: چان^۱ (۲۰۱۰)، فرزائگان^۲ (۲۰۱۱) و حمید و اومنیا^۳ (۲۰۱۳)، تأثیر مثبت نفت بر مخارج نظامی کشورهای صادرکننده نفت، نشان داده شده است.

نتیجه‌گیری

مطالعه حاضر با توجه به بالا بودن سهم مخارج دفاعی از GDP در کشورهای منطقه خاورمیانه و همچنین، قرار گرفتن این کشورها در محیطی استراتژیک و بی‌ثبات و مواجه با تهدیدات امنیتی گوناگون و به‌طور کلی اهمیت مخارج دفاعی در منطقه خاورمیانه، به برآورد تابع تقاضای پویای مخارج دفاعی برای این کشورها طی سال‌های ۲۰۱۴ - ۱۹۹۵ پرداخته است. به این منظور نخست با استفاده از مبانی نظری و مطالعات تجربی و ساختار کشورهای خاورمیانه، یک مدل عمومی مخارج دفاعی (شامل متغیرهای: اقتصادی، اجتماعی، استراتژیک، سیاسی و نظامی) برای این کشورها طراحی و به‌منظور برآورد آن از روش اقتصادسنجی گشتاورهای تعمیم‌یافته سیستمی (SGMM) در قالب داده‌های ترکیبی پویا استفاده شده است. نتایج برآورد مدل نشان می‌دهد که متغیرهای مخارج غیردفاعی (به‌عنوان هزینه فرصت مخارج دفاعی) و تراز تجاری، اثر منفی بر بار دفاعی کشورهای خاورمیانه داشته‌اند. جمعیت به‌عنوان یک متغیر اجتماعی، در سطح معناداری پایین‌تری نسبت به سایر متغیرها، اثر مثبتی بر بار دفاعی کشورهای خاورمیانه داشته است؛ که نشان می‌دهد دفاع یک کالای عمومی می‌باشد. متغیرهای درآمد سرانه، سهم پرسنل نیروهای مسلح از کل نیروی کار و وقفه بار دفاعی، مطابق انتظار، تأثیر مثبتی بر بار دفاعی کشورهای خاورمیانه داشته‌اند. متوسط بار دفاعی کشورهای خاورمیانه نیز بر بار دفاعی کشورهای این منطقه، اثر مثبتی داشته است که حاکی از وجود یک رقابت تسلیحاتی بین کشورهای خاورمیانه می‌باشد.

^۱. Chun

^۲. Farzanegan

^۳. Hamid & Omnia

هم‌چنین، متغیر مجازی کشورهای نفتی و متغیر خالص دموکراسی، به ترتیب اثر مثبت و منفی بر بار دفاعی کشورهای خاورمیانه داشته‌اند.

با توجه به نتیجه اصلی این تحقیق مبنی بر رقابت تسلیحاتی بین کشورهای منطقه خاورمیانه، می‌توان گفت که نوعی رقابت بین کشورهای این منطقه وجود دارد که نه تنها ناامنی و بی‌ثباتی را در منطقه به ارمغان خواهد آورد؛ بلکه علاوه بر کاهش ذخایر مالی این دولت‌ها، گامی در جهت واگرایی و حتی عدم همکاری‌های دوجانبه یا چندجانبه به‌شمار می‌رود.

منابع و یادداشت‌ها:

۱. بیضایی، ابراهیم (۱۳۸۰)، «رابطه‌ی بین مخارج نظامی و برخی متغیرهای اقتصادی در ایران (۱۳۷۶ - ۱۳۵۱)»، فصلنامه علوم انسانی دانشگاه الزهراء، شماره ۳۷ و ۳۸.
۲. حسنی، محمدحسین و عزیزنژاد، صمد (۱۳۸۶)، «هزینه‌های دفاعی و تاثیر آن بر رشد اقتصادی (مدل عرضه و تقاضای کل برای ایران)»، فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران، سال نهم، شماره ۳۰.
۳. طیبی، کمیل؛ حاجی کرمی، مرضیه و سریری، هما (۱۳۹۰)، «تحلیل درجه باز بودن مالی و تجاری روی توسعه مالی ایران و شرکای تجاری»، فصلنامه تحقیقات اقتصادی راه اندیشه، شماره ۴.
۴. هارثلی، کیت و ساندلر، تاد (۱۳۸۳)، «منتخبی از موضوعات در کتاب اقتصاد دفاع»، ترجمه ابراهیم بیضایی، تهران، انتشارات سمت.
5. Abdelfattah, Y. M., Abu - Qarn, A. & Dunne, P. (2013), The Demand for Military Spending in Egypt, Defense and Peace Economics.
6. Alesina, A. & Perotti, P. (1993), Political Instability, Income Distribution and Investment, unpublished.
7. Anderson, T. W. & Hsiao, C. (1981), Estimation of Dynamic Models with Error Components", Journal of the American Statistical Association, 76, 589 - 606.
8. Ando, S. (2013), Empirical Analysis of the Defense Interdependence between Japan and the United States, Defence and Peace Economics.
9. Antonakis, N. (1996), Military Expenditure and Economic Growth in Greece, 1960 - 90, Journal of Peace Research, 34 (1), 89 - 100.
10. Arellano, M. & Bond, S. (1991), Some Test of Specification for Panel Data:
11. Monte Carlo Evidence and Application to Employment Equations, Review of Economic Studies, 58, 277 - 297.
12. Arellano, M. & Bover, O. (1995), Another Look at the Instrumental Variable
13. Estimation of Error Component Models", Journal of Econometrics, 68, 29 - 51.
14. Baltagi, B. (2005), Econometric Analysis of Panel Data, 3rd Edition, McGraw - Hill.
15. Blundell, R. & Bond, S. (1998), Initial Conditions and Moment Restrictions in Dynamic Panel Data Models, Journal of Econometrics, 87, 115 - 143.
16. Bond, R. (2002), Dynamic Panel Data Model: A Guide to Micro Data Methods and Practice, The Institute for Fiscal Studies, Department of Economics.
17. Chun, C. K. S. (2010), Do oil Exports Fuel Defense Spending?, Strategic Studies

Institute (SSI), United States Army War College.

18. Degger, S. (1986), Economic Development and Defense Expenditure, Economic Development and Cultural Change, 179 - 196.

19. Douch, M. & Solomon, B. (2013), Middle Powers and the Demand for Military Expenditures, Defence and Peace Economics, 25 (6), 605 - 618.

20. Dunne, P. (1996), Economic Effects of Military Expenditure in Development Countries: A Survey, The Peace of Dividend, Ch. 23, 439 - 464.

21. Dunne, P. & Nikolaidou, E. (2001), Military Expenditure and Economic Growth: A Demand and Supply Model for Greece, 1960–1996, Defence and Peace Economics, 12 (1), 4768.

22. Dunne, J. P. & Perlo - Freeman, S. (2003), The Demand for Military Spending in Developing Countries, International Review of Applied Economics, 17 (1), 23 - 48.

23. Green, W. H. (2012), Econometric Analysis. New Jersey, Upper Saddle River: Pearson International.

24. Im, K. S., Pesaran, M. H. & Shin, Y. (2003), Testing for Unit Roots in Heterogeneous Panels, Journal of Econometrics, No. 115, 53 - 74.

25. Farzanegan, M. R. (2011), Oil Revenue Shocks and Government Spending Behavior in Iran, Energy Economics, 33, 1055 - 1069.

26. Fonfria, A. & Marin, R. (2012), Determinants of the demand for Defense Expenditure in the NATO Countries, Journal of the Higher School of National Defense Studies.

27. Hamid E. A. & Omnia A. A. (2013), Military Expenditures and Natural Resources: Evidence from Rentier States in the Middle East and North Africa, Defence and Peace Economics.

28. Maizels, A. & Nissanke, M. (1986), The Determinants of Military Expenditure in Developing Countries, World Development, 14 (9), 1125 - 1140.

29. Murdoch, J. C. & Sandler, T. (2002), Economic Growth, Civil Wars, and Spatial Spillovers, Journal of Conflict Resolution, 46, 91–110.

30. Nikolaidou, E. (2008), The Demand for Military Spending: Evidence from the EU15 (1961 - 2005), Defence and Peace Economics, 19 (4), 273–292.

31. Pedroni, P. (2004), Panel Cointegration, Asymptotic and Finite Sample Properties of Pooled Time Series Tests with an Application to the PPP Hypothesis, Econometric Theory, 3, 597 - 625.

32. Rosh, R. M. (1988), Third World Militarization: Security Webs and the States they Ensnare, *Journal of Conflict Resolution*, 32 (4), 671–698.
33. 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.
34. 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.
35. SIPRI (Stockholm International Peace Research Institute). (2014), *Yearbooks Armaments and Disarmaments and International Security*, SIPRI – Oxford University Press, New York, Various Issues.
36. Solomon, B. (2005), The Demand for Military Expenditures in Canada, *Defence and Peace Economics*, 16 (3), 171–189.