Military Science and Tactics
AJA Command and Staff University
https://www.qjmst.ir/
Online ISSN: 4520-2676
Print ISSN: 2008-191x

Examining the Free Riding of Arms Exports in a Military Alliance: Study of NATO Member Countries

Abolghasem Golkhandan[1]✉ | Sahebe Mohammadian Mansour[2]

1. Corresponding Author, Ph.D. in Public Sector Economics, Department of Economic, Faculty of Economics and Administrative, University of Lorestan, Khoram Abad, Iran.
E-mail: golkhandana@gmail.com
2. Department of Economic, University of Payame Noor, Tehran, Iran.
E-mail: Sahebemansour@pnu.ac.ir

Article Info

Article type:
Research Article

Article history:

Received

24 September 2022

Received in revised form

30 January 2023

Accepted

31 January 2023

Published online

13 March 2024

Keywords:

Free Riding, Military Expenditure, Arms Exports, Security Externalities Effects, Panel Data

ABSTRACT

Objective: Free riding in arms exports refers to the phenomenon wherein arms-exporting countries can reduce their military spending by exporting arms and military equipment to their allies. This allows them to benefit from the positive security effects created by these countries. The main objective of this article is to analyze the occurrence of free riding in arms exports among NATO countries, which is considered the largest military treaty in the world, during the period from 1995 to 2018.

Methodology: The research method used is descriptive and analytical. The description part utilizes the Document method, while the analysis part relies on econometric concepts. In order to achieve the research purpose, the impact of arms exports between NATO member countries on their military expenditure, along with other influential factors, has been modeled using static panel and dynamic panel models.

Findings: Empirical results using fixed effects (FE) and generalized method of moments (GMM) estimators show that arms exports from NATO member countries to other member countries of this treaty had a significant negative effect on military expenditure. Other results also indicate that other factors affecting the military expenditures of NATO countries are significant and have the expected sign, which confirms the robustness of the results.

Originality: Based on the results, it can be said that exporting weapons to allied military countries not only generates foreign exchange earnings but also reduces military expenditure. This reduction allows for the reallocation of these costs to other sectors that stimulate economic growth through the creation of positive security externalities effects**.**

Cite this article: Golkhandan, Abolghasem and Mohammadian Mansour, Sahebe. (2024). Examining the Free Riding of Arms Exports in a Military Alliance: Study of NATO Member Countries. *Military Sciences and Techniques*, 19 (66), 93-124.
DOI: http//doi.org/10.22034/QJMST.2024.562601.1781

© The Author(s) **Publisher:** AJA Command and Staff University
DOI: 10.22034/QJMST.2024.562601.1781

فصلنامه علمی علوم و فنون نظامی
دانشگاه فرماندهی و ستاد آجا
https://www.qjmst.ir/
شاپای الکترونیکی: ۴۵۳۰-۲۶۷۶ شاپای چاپی: ۲۰۰۸-۱۹۱X

بررسی سواری رایگان ناشی از صادرات تسلیحات در یک اتحادیه نظامی: مطالعه کشورهای عضو ناتو

ابوالقاسم گل‌خندان[۱] ✉| صاحبه محمدیان منصور[۲]

۱. نویسنده مسئول، دانش‌آموخته دکتری اقتصاد بخش عمومی، گروه اقتصاد، دانشکده علوم اقتصادی و اداری، دانشگاه لرستان، خرم‌آباد، ایران. رایانامه: golkhandana@gmail.com

۲. استادیار، گروه اقتصاد، دانشگاه پیام نور، تهران، ایران. رایانامه: Sahebemansour@pnu.ac.ir

اطلاعات مقاله

نوع مقاله:
مقالهٔ پژوهشی

تاریخ دریافت:
۱۴۰۱/۰۷/۰۲

تاریخ بازنگری:
۱۴۰۱/۱۱/۱۰

تاریخ پذیرش:
۱۴۰۱/۱۱/۱۲

تاریخ انتشار:
۱۴۰۲/۱۲/۲۳

کلیدواژه‌ها:
سواری مجانی، هزینه‌های نظامی، صادرات تسلیحات، اثرات خارجی امنیتی، داده‌های پانل.

چکیده

هدف: سواری رایگان ناشی از صادرات تسلیحات به این موضوع اشاره دارد که کشورهای صادرکننده تسلیحات می‌توانند با صدور سلاح و تجهیزات نظامی به کشورهای متحد نظامی خود، از طریق بهره‌مندی از اثرات خارجی امنیتی مثبت اعمال‌شده توسط این کشورها، هزینه‌های نظامی خود را کاهش دهند. در این راستا، هدف اصلی این مقاله بررسی سواری رایگان ناشی از صادرات تسلیحات بین کشورهای عضو ناتو به‌عنوان بزرگ‌ترین پیمان نظامی جهان طی دوره‌ی زمانی ۲۰۱۸-۱۹۹۵ می‌باشد.

روش: روش تحقیق، توصیفی تحلیلی است که در قسمت توصیف از روش اسنادی استفاده شده و بخش تحلیل متکی بر مفاهیم اقتصادسنجی است. برای نیل به هدف تحقیق، تأثیر صادرات تسلیحات بین کشورهای عضو ناتو بر هزینه‌های نظامی این کشورها در کنار سایر عوامل مؤثر، به‌صورت مدل‌های پانل ایستا و پانل پویا مدل‌سازی شده است.

یافته‌ها: نتایج تجربی با استفاده از برآوردگرهای اثرات ثابت (FE) و گشتاورهای تعمیم‌یافته (GMM) نشان می‌دهد که صادرات تسلیحات کشورهای عضو ناتو به سایر کشورهای عضو این پیمان، اثر منفی و معناداری بر هزینه‌های نظامی داشته است. بر اساس سایر نتایج، دیگر عوامل مؤثر بر هزینه‌های نظامی کشورهای ناتو از معناداری و علامت انتظاری لازم برخوردار می‌باشند که نشان‌دهنده استحکام نتایج است.

نتیجه‌گیری: بر اساس نتایج می‌توان گفت که صادرات سلاح به کشورهای متحد نظامی، ضمن ایجاد درآمدهای ارزی، می‌تواند از طریق ایجاد اثرات خارجی امنیتی مثبت، باعث کاهش هزینه‌های نظامی و تخصیص مجدد این هزینه‌ها به سایر بخش‌های محرک رشد اقتصادی شود.

استناد: گل‌خندان، ابوالقاسم و محمدیان منصور، صاحبه (۱۴۰۲). بررسی سواری رایگان ناشی از صادرات تسلیحات در یک اتحادیه نظامی: مطالعه کشورهای عضو ناتو. *علوم و فنون نظامی*، ۱۹ (۶۶)، ۱۲۴-۹۳.

DOI: http//doi.org/ DOI: 10.22034/QJMST.2024.562601.1781

ناشر: دانشگاه فرماندهی و ستاد ارتش جمهوری اسلامی ایران

© نویسندگان.

DOI: 10.22034/QJMST.2024.562601.1781

مقدمه

سواری رایگان یا Free-riding موضوعی است که در علم اقتصاد و حوزه‌های مختلف مانند سیاست بین‌الملل و محیط زیست توجه ویژه‌ای به آن شده است. در علم اقتصاد، مسأله سواری رایگان زمانی رخ می‌دهد که کسانی که از منابع، کالاها یا خدمات سود می‌برند، هزینه آن‌ها را پرداخت نکنند. بیشتر اوقات، مسأله سواری رایگان در بحث کالاهای عمومی[1] مانند آب‌های جاری، هوای پارک، خدمات نظامی و امنیتی و ... اتفاق می‌افتد. دلیل این مسأله برای کالاهای عمومی، از دو ویژگی شاخص و متمایز آن‌ها ناشی می‌شود که عبارتند از: الف. غیررقابتی بودن کالاهای عمومی؛ به این معنا که مصرف از یک کالای عمومی، میزان استفاده از آن را برای دیگر مصرف‌کنندگان تغییر نخواهد داد. ب. غیرقابل محروم کردن کالاهای عمومی که نشان می‌دهد محدود کردن استفاده دیگر مصرف‌کنندگان از این نوع کالاها امکان‌پذیر نیست (Yong & Choy, 2021).

از آن‌جا که دفاع یک کالای عمومی به حساب می‌آید، مسألهٔ سواری رایگان در علم اقتصاد دفاع نیز مطرح می‌شود. این مسأله بر اساس «وابستگی متقابل دفاعی»[2] بین کشورهای یک منطقه (یا یک پیمان نظامی) مورد بررسی قرار می‌گیرد. در این راستا می‌توان سه حالت کلی را در نظر گرفت: اول، عدم وابستگی دفاعی معنادار بین کشورهای یک منطقه (یا یک پیمان نظامی)؛ دوم، وابستگی دفاعی مثبت بین کشورهای یک منطقه (یا یک پیمان نظامی). در این حالت، افزایش مخارج دفاعی کشورهای یک منطقه (یا پیمان نظامی) سبب افزایش مخارج دفاعی سایر کشورهای آن منطقه (یا پیمان نظامی) می‌شود. این حالت تحت عنوان رقابت تسلیحاتی[3] مورد بررسی قرار می‌گیرد. سوم، وابستگی دفاعی منفی بین کشورهای یک منطقه (یا یک پیمان نظامی). در این حالت، افزایش مخارج دفاعی کشورهای یک منطقه (یا پیمان نظامی) سبب کاهش مخارج دفاعی سایر کشورهای آن منطقه (یا پیمان نظامی) شده و بحث سواری مجانی پیش می‌آید. این حالت تحت عنوان اتحاد نظامی مورد بررسی و تحلیل قرار می‌گیرد (Ando, 2013).

[1] Public Goods
[2] Defense Interdependence
[3] Arms Race

یکی از کانال‌های ایجاد سواری رایگان در علم اقتصاد دفاع، صادرات تسلیحات و تجهیزات نظامی به کشورهای متحد نظامی است؛ چراکه اثرات مثبت خارجی امنیتی اعمال‌شده توسط شرکای تجاری متحد، نیاز به هزینه‌های دفاعی داخلی را کاهش می‌یابد (Pamp et al., 2019). به‌عبارت دیگر، صادرات تسلیحات به کشورهای متحد سبب می‌شود که این کشورها نقش قوی‌تری را در زمینه تأمین دفاع مشترک بر عهده گرفته و بنابراین این امر منجر به کاهش تأمین کالاهای دفاعی داخلی و در نتیجه کاهش هزینه های نظامی می شود. این موضوع، فرضیه اصلی این تحقیق را تشکیل می‌دهد: «صادرات تسلیحات به کشورهای متحد نظامی منجر به کاهش هزینه‌های نظامی داخلی می‌شود».

بر اساس توضیحات فوق، هدف اصلی این پژوهش بررسی تأثیر صادرات تسلیحات کشورهای عضو پیمان آتلانتیک شمالی (ناتو)[1] (به‌عنوان یک اتحادیه نظامی) به سایر کشورهای عضو این پیمان بر هزینه‌های نظامی، طی دوره زمانی ۲۰۱۸-۱۹۹۵ می‌باشد. ناتو در حال حاضر بزرگ‌ترین پیمان نظامی در جهان است که با پیوستن کشورهای مونته‌نگرو و مقدونیه شمالی، اعضای آن به ۳۰ کشور رسیده است. اگرچه اکثر کشورهای عضو این پیمان جزء کشورهای مهم صادرکننده تسلیحات به حساب می‌آیند؛ اما بر اساس آمار ارائه‌شده از سوی پایگاه داده انتقال تسلیحات[2] مؤسسه بین‌المللی تحقیقات صلح استکهلم[3] (SIPRI)، میزان واردات سلاح توسط کشورهای عضو این پیمان طی سال‌های ۲۰۲۱-۲۰۱۷ نسبت به سال‌های ۲۰۱۶-۲۰۱۲، رشد قابل توجهی داشته و حدود ۹۸/۷ درصد از کل حجم واردات سلاح کشورهای عضو این پیمان طی دوره پنج ساله ۲۰۲۱-۲۰۱۷، توسط سه کشور عضو، به نام‌های فرانسه (۶۹ درصد)، آمریکا (۲۶ درصد) و اسپانیا (۳/۷ درصد) تأمین شده است (SIPRI Arms Transfers Database, 2022).

[1] North Atlantic Treaty Organization (NATO)
[2] Arms Transfers Database
[3] Stockholm International Peace Research Institute

مبانی نظری و پیشینه‌های پژوهش

مبانی نظری

به‌طور کلی انگیزه‌های ملی کشورها در صادرات تسلیحات را می‌توان در قالب دو دسته انگیزه‌های سیاسی (شامل: حمایت از متحدان و تأثیرگذاری بر کشورها) و انگیزه‌های اقتصادی (شامل: توسعه بازار، ایجاد اشتغال و کسب درآمد ارزی) بیان نمود. هرچند در سطح بنگاهی مواردی از قبیل سرشکن ساختن هزینه تحقیق و توسعه (R&D) بر حجم بالاتر تولیدات، صرفه‌های مقیاس، یادگیری صنعتی و سودآوری بالاتر به‌دلیل عدم مقید بودن به ضوابط داخلی اخذ سود را می‌توان از انگیزه‌های اصلی صادرات تسلیحات برشمرد (Hartley & Sandler, 1995).

مبانی نظری ارائه‌شده در زمینه تأثیر صادرات تسلیحات بر هزینه‌های نظامی دو پیش‌بینی متناقض ارائه می‌کند: برخی از نظریات در این زمینه معتقدند که صادرات تسلیحات می‌تواند هزینه‌های نظامی را افزایش دهد و در مقابل برخی دیگر از نظریات بر این باورند که صادرات تسلیحات می‌تواند به‌عنوان کاهنده هزینه‌های نظامی عمل کند. به‌طور کلی انتظار برآنست که اگر صادرات تسلیحات، امنیت خارجی یک کشور را تهدید کند، تأثیر مثبتی بر مخارج دفاعی داشته باشد. در مقابل، اگر صادرات تسلیحات، امنیت کشور صادرکننده را افزایش دهد (اثرات خارجی امنیتی مثبت)، ممکن است تأثیر منفی بر مخارج دفاعی داشته باشد (Pamp & Thurner, 2017).

به‌منظور بررسی و تحلیل اثر صادرات تسلیحات بر مخارج دفاعی، مدل ارائه‌شده توسط لوین و همکاران[1] (۱۹۹۴) را در زمینه بازار بین‌المللی تسلیحات گسترش می‌دهیم. کشوری نماینده با قابلیت تولید سلاح را در نظر می‌گیریم؛ این کشور می‌تواند انتخاب کند که تسلیحات تولیدی خود را در داخل کشور نگه دارد یا آن‌ها را به کشور دیگری صادر کند. بنابراین، تسلیحات به دو دسته تقسیم می‌شوند: تسلیحات صادراتی (q) و تسلیحات داخلی (x) برای استفاده توسط نیروهای مسلح داخل کشور که از این پس به‌عنوان کالای دفاعی داخلی از آن نام برده می‌شود.

به‌منظور ساده‌سازی تحلیل، فرآیندهای سیاسی داخلی وارد مدل نشده‌اند و فرض می‌کنیم که یک اجماع سیاسی بلندمدت در مورد مسائل اساسی امنیت ملی برقرار

[1] Levine et al.

است. در مدل ارائه‌شده، این فرض نشان می‌دهد که تابع هدف در بازه زمانی گسسته t و در یک افق زمانی نامحدود، بهینه شده است.

این تنظیم چنددوره‌ای اجازه می‌دهد تا مجموعه‌های qt و xt را ترکیب کنیم. بر این اساس، کالاهای بادوام S_t^xو S_t^q، که به‌ترتیب نشان‌دهنده موجودی سلاح داخلی و صادراتی هستند، را می‌توان به‌صورت مجموع تسلیحات داخلی و صادراتی سال‌های گذشته که استهلاک از آن کسر شده باشد، تعریف کرد:

$$S_t^x = (1-\delta)S_{t-1}^x + x_t \quad \& \quad S_t^q = (1-\delta)S_{t-1}^q + q_t \qquad (۱)$$

به‌طور شهودی معادلات فوق نشان می‌دهند که کالای دفاع ملی (داخلی) و تسلیحات صادرشده، در یک بازه زمانی معین به‌طور کامل به اتمام نمی‌رسند. در عوض، هم کشور نماینده و هم شریک تجاری آن (دریافت‌کننده سلاح) زرادخانه‌های تسلیحاتی یا انبارهای تسلیحاتی S_t^x و S_t^q ایجاد می‌کنند که در دوره t به‌ترتیب به اندازه xt و qt افزایش و بین دوره‌ها با نرخ استهلاک δ. کاهش می‌یابند (Pamp et al., 2019).

از آن‌جا که موجودی تسلیحات داخلی S_t^x، امنیت شهروندان را تضمین می‌کند، به مطلوبیت حاصل از دفاع کمک می‌کند. علاوه بر آن، مطلوبیت دفاعی تحت تأثیر موجودی تسلیحاتی کشور واردکننده S_t^q نیز می‌باشد. افزایش موجودی تسلیحات یک کشور متحد یا هم‌سو، توان دفاعی مشترک را افزایش می‌دهد؛ که به نوبه خود یک تأثیر خارجی امنیتی مثبت دارد. به‌طور مشابه، تسلیحات در دست دشمن، پتانسیل یک تهدید نظامی را نشان می‌دهند؛ که تبعات خارجی امنیتی منفی را تشکیل می‌دهند. بر این اساس، ابزار دفاعی کشور نماینده ممکن است تحت تأثیر مثبت یا منفی ذخایر تسلیحاتی یک کشور واردکننده سلاح قرار گیرد. با توجه به این توضیحات تابع مطلوبیت دفاعی می‌تواند به‌صورت فرم $U(S_x^t, S_t^q)$ نشان داده شود (Ibid).

علاوه بر تغییر در درجه خارجی امنیتی، صادرات q_t واحد تسلیحات، درآمد صادراتی $p(q_t)q_t$ را به همراه دارد که در آن $p(q_t)$ تابع تقاضای معکوس تسلیحات را نشان می‌دهد که قیمت صادرات سلاح را تعیین می‌کند. هزینه‌های تولید برای تسلیحات q_t و xtنیز به‌صورت $C(x_t, q_t)$ می‌باشد. کشور نماینده به‌طور مشترک مطلوبیت دفاعی و سود صادراتی را در هر دوره مطابق معادله زیر، بهینه می‌کند:

$$\max W_t = U(S_x^t, S_t^q) + p(q_t)q_t - C(x_t, q_t) \qquad (۲)$$

برای به‌دست آوردن نتایج صریح و روشن از بهینه‌سازی بین‌زمانی تابع هدف، باید تابع تقاضای معکوس $p(q_t)$، تابع هزینه $C(x_t, q_t)$ و تابع مطلوبیت دفاعی $U(S_x^t, S_t^q)$ مشخص شوند. به‌منظور تعیین تابع تقاضا از فرم و مشخصات یک تابع تقاضای معمولی به شکل زیر استفاده می‌کنیم (در یک تابع تقاضای معمولی، قیمت تابعی معکوس از میزان تولید درنظر گرفته می‌شود):

$$p(q_t) = a - bq_t \quad a, b > 0 \qquad (۳)$$

حال به تعیین فرم تبعی تابع هزینه تولید برای x_t و q_t می‌پردازیم. این تابع بایستی خواص متعارف توابع هزینه را در اقتصاد برآورده کند، یعنی (Ibid: 170):

$$\frac{\partial C(x_t, q_t)}{\partial x_t}, \frac{\partial C(x_t, q_t)}{\partial q_t} > 0 \quad \text{and} \quad \frac{\partial^2 C(x_t, q_t)}{\partial^2 x_t}, \frac{\partial^2 C(x_t, q_t)}{\partial^2 q_t} > 0 \qquad (۴)$$

به این معنا که توابع هزینه‌های کل و نهایی با افزایش تولید، افزایش می‌یابند (یعنی هر دوی این توابع صعودی می‌باشند). این مشخصات، زیربنای این فرض است که هزینه‌های سربار با افزایش تولید سلاح، افزایش می‌یابند؛ زیرا تولید کمتر و کارآمدتر می‌شود (که به‌معنای محدب بودن تابع هزینه است).[۱] همچنین، بایستی مشتق متقاطع (ضربدری) هزینه نهایی مثبت باشد؛ یعنی:

$$\frac{\partial^2 C(x_t, q_t)}{\partial q_t, \partial x_t} > 0 \qquad (۵)$$

زیرا هر دو نوع تسلیحات (داخلی و خارجی) اساساً یک نوع محصول می‌باشند و فقط اهداف آن‌ها متفاوت است. مشخص‌کردن تابع هزینه به شکل زیر یک راه ساده برای برآورده‌کردن تمام الزامات فوق است (Ibid):

$$C(x_t, q_t) = c(x_t + q_t)^2 \quad c > 0 \qquad (۶)$$

پیامدهای امنیتی ناشی از صادرات تسلیحات و به‌عبارتی دیگر مطلوبیت حاصل از آن، می‌تواند به‌صورت کوتاه‌مدت و بلندمدت باشد و توسط یک تابع درجه دوم به شکل $dS_t^q + e(S_t^q)^2$ نشان داده شود. در این معادله پارامترهای d و e به‌ترتیب اثرات امنیتی کوتاه‌مدت و بلندمدت را نشان می‌دهند. بر اساس این رابطه مطابق با جدول (۱)، باید چهار نوع کلی پیامد را در نظر بگیریم.

[۱] تابع هزینه محدب می‌تواند مرتبط با افزایش هزینه‌های سیاسی یا اجتماعی تولید تسلیحات نیز باشد.

جدول (۱) پیامدهای امنیتی ناشی از صادرات سلاح منبع: لوین و همکاران (۱۹۹۴)

	اثرات بلندمدت	
اثرات کوتاه مدت	مثبت	منفی
مثبت	حالت (۱): متحدان $d > 0, e \geq 0$	حالت (۲): محدودیت‌های امنیتی مشروع $d > 0, e < 0$
منفی	حالت (۳): بالقوه قابل همکاری $d < 0, e > 0$	حالت (۴): دشمنان $d < 0, e \leq 0$

تحلیل و تشریح حالت‌های (۱) و (۴)، ساده است. این حالت‌ها نشان‌دهنده فروش تسلیحات به یک کشور متحد (رقیب) است که در آن انتقال تسلیحات باعث افزایش (کاهش) امنیت تأمین‌کنندگان در کوتاه‌مدت و بلندمدت می‌شود. در مورد حالت‌های (۲) و (۳)، تأثیرات امنیتی کوتاه‌مدت و بلندمدت ناشی از انتقال تسلیحات متفاوت است. حالت (۲) وضعیتی را نشان می‌دهد که در آن نقل و انتقالات سلاح، امنیت بین‌المللی تأمین‌کنندگان را تا حدی افزایش می‌دهد که نیازهای دفاعی مشروع گیرندگان را کاهش می‌دهد؛ اما افزایش توان دفاعی فراتر از آن، به‌طور بالقوه، تهدیدکننده تلقی می‌شود. در واقع، تسلیح بیش از حد، فراتر از یک محدودیت امنیتی مشروع، ممکن است شرکای تجاری هم‌سو یا متحد را در آینده‌ای دور به تهدیدات امنیتی تبدیل کند. مورد معکوس (حالت (۳)) زمانی است که عرضه تسلیحات به یک رژیم بالقوه خطرناک (مثلاً دیکتاتوری نظامی) در کوتاه‌مدت پیامدهای امنیتی منفی داشته باشد؛ اما در بلندمدت به تأمین‌کننده اجازه می‌دهد تا رژیم را مجبور به همکاری در یک سیستم امنیتی بین‌المللی مشروع کند (Levine et al., 1994).[۱] نتایج تحقیقات تجربی اخیر نشان می‌دهد که کشورهای جهان به احتمال زیاد با کشورهای هم‌پیمان خود تجارت سلاح می‌کنند؛ تا با دشمنانشان (Thurner et al., 2016). همچنین، با توجه به سیاست‌های محدودکننده منع گسترش سلاح‌های هسته‌ای که توسط همه قدرت‌های هسته‌ای حتی در رابطه با نزدیک‌ترین متحدانشان اتخاذ شده است، به‌نظر

[۱] این استدلالی بود که دولت آمریکا برای توجیه فروش تسلیحات به ایران در اواسط دهه ۱۹۸۰، فرانسه در مورد عراق و برخی محافظه‌کاران بریتانیایی درباره فروش تسلیحات به کشور آفریقای جنوبی استفاده کردند. فروش تسلیحات به تأمین‌کننده اهرمی قوی می‌دهد و از این اهرم می‌توان برای تغییر رفتار دریافت‌کنندگان استفاده کرد.

می‌رسد که در دنیای واقعی، حالت دوم موضوعیت بیشتری دارد؛ یعنی: $d > 0, e < 0$.[۱] بر این اساس، تمرکز اصلی تحلیل‌های این بخش بر پایه این حالت می‌باشد. با این حال، همان‌طور که در ادامه توضیح داده شده است، مدل‌سازی تحقیق تا حدی در مورد $e > 0$ نیز اعمال می‌شود. در نهایت، مطلوبیت حاصل از موجودی کالای دفاع ملی به صورت S_x^t تعریف شده است.

بر اساس توضیحات فوق تابع هدف به‌صورت زیر تعیین می‌شود (تابع هدف از مجموع مطلوبیت‌های تولید سلاح (مطلوبیت ناشی از موجودی تسلیحات داخلی و مطلوبیت ناشی از موجودی تسلیحات صادراتی) و درآمد حاصل از صادرات تسلیحات با کسر از هزینه‌های تولید تسلیحات به‌دست می‌آید):

$$W_t = S_x^t + dS_q^t + e(S_q^t)^2 + (a - bq_t)q_t - c(x_t + q_t)^2 \qquad (۷)$$

برای حل مسئله بهینه‌سازی بین‌زمانی کشور نماینده، بایستی مجموع ارزش فعلی تنزیل‌شده همه W_t ها که از این به بعد با W نشان داده می‌شود، حداکثر کرد. برای این منظور، $\left(\frac{1}{1+r}\right)$ به‌عنوان عامل تنزیل عمل می‌کند. معادلات روابط (۱) در مورد موجودی S_t^q و S_t^x، قیود بهینه‌سازی را تشکیل می‌دهند. به‌علاوه، شرایط تراگردی[۲] (انتقال‌پذیری) $\lim_{T\to\infty} \mu_1^T S_T^q = 0$ و $\lim_{T\to\infty} \mu_2^T S_T^x = 0$ را با پارامترهای لاگرانژ μ_1 و μ_2 مجاز می‌کنیم، که نشان می‌دهد هیچ اضافی یا اتلاف در ارتباط با تولید سلاح نیست. مسأله کامل بهینه‌سازی بین‌زمانی در معادله زیر ارائه شده است (Pamp & Thurner, 2017):

$$\begin{aligned} &\max_{(x_t),(q_t),(S_t^q),(S_t^x)} W_t \\ &= \sum_{t=0}^{\infty} \left(\frac{1}{1+r}\right)^t \left[S_x^t + dS_q^t + e(S_q^t)^2 + (a - bq_t)q_t \right. \\ &\left. - c(x_t + q_t)^2\right] \\ &\text{s.t} \begin{cases} S_t^x = (1-\delta)S_{t-1}^x + x_t \\ S_t^q = (1-\delta)S_{t-1}^q + q_t \\ \lim_{T\to\infty} \mu_1^T S_T^q = 0 \\ \lim_{T\to\infty} \mu_2^T S_T^x = 0 \end{cases} \end{aligned} \qquad (۸)$$

[۱] از نقطه نظر جبری، مشخصات خارجی امنیتی در این حالت، وجود یک بهینه را در محدوده مقادیر مثبت x_t و همچنین q_t تضمین می‌کند.

[2] Transversality Conditions

محاسبه تابع لاگرانژ (که یک تابع هدف را نسبت به قیود مشخص بهینه می‌سازد) با توجه به شرایط فوق به ما امکان می‌دهد شرایط مرتبه اول را برای x_t، q_t، S_t^q، S_t^x، $\mu_{1,t}$ و $\mu_{2,t}$استخراج کنیم:

$$\zeta = \sum_{t=0}^{\infty}\left(\frac{1}{1+r}\right)^t \left[S_x^t + dS_q^t + e(S_q^t)^2 + (a-bq_t)q_t - c(x_t+q_t)^2\right] + \mu_{1,t}\left[(1-\delta)S_{t-1}^q + q_t - S_t^q\right] + \mu_{2,t}\left[(1-\delta)S_{t-1}^x + x_t - S_t^x\right]$$

$$\text{F.O.C}\begin{cases} \dfrac{\partial\zeta}{\partial x_t} = \left(\dfrac{1}{1+r}\right)^t[-2c(x_t+q_t)] + \mu_{2,t} = 0 \\ \dfrac{\partial\zeta}{\partial q_t} = \left(\dfrac{1}{1+r}\right)^t[a-2bq_t-2c(x_t+q_t)] + \mu_{1,t} = 0 \\ \dfrac{\partial\zeta}{\partial S_t^q} = \left(\dfrac{1}{1+r}\right)^t\left[d+2eS_t^q\right)] - \mu_{1,t} + \mu_{1,t+1}(1-\delta) = 0 \\ \dfrac{\partial\zeta}{\partial S_t^x} = \left(\dfrac{1}{1+r}\right)^t[1] - \mu_{2,t} + \mu_{2,t+1}(1-\delta) = 0 \\ \dfrac{\partial\zeta}{\partial\mu_{1,t}} = (1-\delta)S_{t-1}^q + q_t - S_t^q = 0 \\ \dfrac{\partial\zeta}{\partial\mu_{2,t}} = (1-\delta)S_{t-1}^x + x_t - S_t^x = 0 \end{cases} \quad (۹)$$

بر اساس شرایط مرتبه دوم (که بر اساس آن بایستی علامت مینورهای (زیرماتریس‌های) اول و دوم ماتریس هشین که از مشتقات جزئی مرتبه دوم تابع لاگرانژ به‌دست می‌آید و محاسبه می‌شوند، منفی باشد)، می‌توان به‌صورت زیر نشان داد که شرط کافی برای حداکثرشدن برآورده شده است (Ibid):

$$\text{S.O.C}\begin{cases} \dfrac{\partial^2\zeta}{\partial {x_t}^2} = -2c\left(\dfrac{1}{1+r}\right)^t < 0 \\ \dfrac{\partial^2\zeta}{\partial {q_t}^2} = \left(\dfrac{1}{1+r}\right)^t\left[-2b+\dfrac{2e}{\delta^2}-2c\right] < 0 \\ \dfrac{\partial^2\zeta}{\partial q_t x_t} = \dfrac{\partial^2\zeta}{\partial x_t q_t} = -2c\left(\dfrac{1}{1+r}\right)^t < 0 \end{cases} \quad (۱۰)$$

بر این اساس ماتریس هشین به‌صورت زیر نوشته می‌شود:

$$\begin{bmatrix} -2c\left(\frac{1}{1+r}\right)^t & -2c\left(\frac{1}{1+r}\right)^t \\ -2c\left(\frac{1}{1+r}\right)^t & \left(\frac{1}{1+r}\right)^t\left[-2b+\frac{2e}{\delta^2}-2c\right] \end{bmatrix} \quad (۱۱)$$

دترمینان مینور اصلی اول ماتریس فوق منفی است، یعنی: $D_1 = -2c\left(\frac{1}{1+r}\right)^t < 0$. دترمینان مینور اصلی دوم ماتریس فوق نیز عبارت است از: $D_2 = -2c\left(\frac{1}{1+r}\right)^{2t}\left[-2b+\frac{2e}{\delta^2}-2c\right]$. این عبارت در صورتی که $e < 0$ باشد، همواره مثبت است[۱] (با توجه به توضیحات قبلی و بر اساس محدودیت‌های امنیتی مشروع، در دنیای واقعی تا حد زیادی گزاره $e < 0$ برقرار است و شرط کافی برای حداکثرشدن تابع هدف برقرار است).

به‌منظور ارزیابی رابطه بین x_t و q_t در یک نقطه تعادل پایدار (بدون در نظر گرفتن پویایی‌های بین‌دوره‌ای)، حالت پایدار[۲] را با تنظیم $q_t = \bar{q}, x_t = \bar{x},\ S_t^x = \bar{S}^x, S_t^q = \bar{S}^q, \mu_{1t} = \bar{\mu}_1, \mu_{2t} = \bar{\mu}_2$ برای همه مقادیر ممکن t، محاسبه می‌کنیم. تنظیم مجدد معادلات دوم و سوم شرایط مرتبه اول در رابطه (۹) و حل آن برای متغیر $\bar{x}$، تابع $\bar{x}(\bar{q})$ را به‌صورت زیر مشخص می‌کند:

$$-\left(\frac{1}{1+r}\right)^t[a-2bq_t-2c(x_t+q_t)] = \bar{\mu}_1 \ \&\ \frac{1}{\delta}\left(\frac{1}{1+r}\right)^t[d+2e\bar{S}^q] = \bar{\mu}_1$$
$$\Rightarrow a-2b\bar{q}-2c(\bar{x}+\bar{q}) = -\frac{d+2e\bar{S}^q}{\delta} \Rightarrow \bar{x} = \frac{a\delta+d}{2c\delta} - (c+b-\frac{e}{\delta^2})\frac{\bar{q}}{c} \quad (۱۲)$$

با مشتق‌گیری از معادله فوق می‌توان رابطه بین $\bar{x}$ و $\bar{q}$ را در حالت پایدار به‌صورت زیر تعریف کرد:

$$\frac{\partial\bar{x}}{\partial\bar{q}} = -\frac{1}{c}\left(c+b-\frac{e}{\delta^2}\right) \ \Rightarrow\ \frac{\partial\bar{x}}{\partial\bar{q}} < 0 \ \text{if}\ e<0 \ \text{or}\ \frac{e}{\delta^2} < 1+b \quad (۱۳)$$

[۱] لبته این وضعیت برای مقادیر مثبت بسیار کوچک e نیز برقرار است.

[2] Steady State

بر اساس رابطه فوق شرط کافی برای ارتباط منفی بین $\bar{x}$ و $\bar{q}$ آنست که $e < 0$.[۱] این مشتق‌گیری نشان می‌دهد که افزایش $\bar{q}$ (صدور یک واحد تسلیحاتی اضافی) منجر به کاهش $\bar{x}$ (تأمین کالای دفاع ملی) در حالت پایدار می‌شود. این نتیجه مستقیماً به فرضیه این تحقیق مربوط می‌شود: در صورت صادرات بیشتر تسلیحات، هزینه‌های نظامی (تأمین کالای دفاع ملی) کاهش می‌یابد.

به‌منظور ارزیابی اثر تغییرات d و e بر $\bar{q}$، نیاز است که صادرات تسلیحات در حالت پایدار یعنی $\bar{q}$ به‌طور صریح محاسبه گردد. با توجه به معادلات اول و چهارم شرایط مرتبه اول مسئله بهینه‌سازی بین‌زمانی در رابطه (۹) داریم:

$$-\left(\frac{1}{1+r}\right)^t[-2c(x_t+q_t)]=\bar{\mu}_2 \quad \& \quad \frac{\left(\frac{1}{1+r}\right)^t}{\delta}=\bar{\mu}_2 \quad \Rightarrow \bar{x}=\frac{1}{2c\delta}-\bar{q} \qquad (۱۴)$$

با قرار دادن رابطه فوق در معادله نهایی رابطه (۱۲) و حل آن بر حسب $\bar{q}$، صادرات تسلیحات بر حسب d و e محاسبه می‌شود:

$$\bar{q}=\delta\frac{1-d-a\delta}{2(e-b\delta^2)} \quad \Rightarrow \bar{q}>0 \ \text{ if } d+a\delta>1 \ \text{ and } e<b\delta^2 \qquad (۱۵)$$

بر اساس رابطه فوق، اگر گزاره‌های $d+a\delta>1$ و $e<b\delta^2$[۲] برقرار باشد، سطح صادرات تسلیحات در حالت پایدار، بزرگتر از صفر (مثبت) است و مدل پایدار می‌باشد. با مشتق‌گیری از معادله فوق می‌توان رابطه بین $\bar{q}$ با e و d را در حالت پایدار و به‌صورت معادلات زیر مشخص کرد (Ibid):

$$\begin{aligned}\frac{\partial\bar{q}}{\partial d}&=-\frac{\delta}{2(e-b\delta^2)}>0 \quad \text{if} \quad e<0 \quad \text{or} \quad e<b\delta^2\\ \frac{\partial\bar{q}}{\partial e}&=-\delta\frac{1-d-a\delta}{2(e-b\delta^2)^2}>0 \quad \text{if} \quad d+a\delta>1\end{aligned} \qquad (۱۶)$$

بر اساس رابطه فوق شرط کافی برای ارتباط مثبت بین $\bar{q}$ و d آنست که $e < 0$. به‌عبارت دیگر، شرط کافی برای آن‌که با افزایش اثرات امنیتی کوتاه‌مدت، صادرات تسلیحات نیز افزایش یابد آنست که اثرات امنیتی بلندمدت آن منفی باشد.[۳] همچنین،

---

[۱] البته برای مقادیر مثبت و بسیار کوچک e، در صورتی‌که گزاره $\frac{e}{\delta^2}<1+b$ برقرار باشد، این شرط صدق می‌کند که البته بسیار نامحتمل به نظر می‌رسد.

[۲] با توجه به شرط منفی‌بودن e در مدل تحقیق، این گزاره همواره برقرار است.

[۳] برای مقادیر به اندازه کافی کوچک e، یعنی $e<b\delta^2$، $\bar{q}$ یک علامت مثبت نیز دارد. با این حال، این فرض حتی محدودتر از فرضی است که در پاورقی قبلی ذکر شد.

به‌منظور ارتباط مثبت بین $\bar{q}$ و e بایستی اثرات خارجی امنیتی بلندمدت و تقاضا برای تسلیحات به اندازه کافی بزرگ باشد، به‌طوری که $d + a\delta > 1$.

مشتق اول رابطه (۱۶) این موضوع را نشان می‌دهد که چگونه کشور i که در معرض اثرات خارجی امنیتی کوتاه‌مدت بزرگ‌تری نسبت به کشور j قرار دارد، یعنی $d_i > d_j$، به نسبت حجم بیشتری تسلیحات صادر می‌کند. به‌همین ترتیب، اگر کشور i نسبت به کشور j، در معرض اثرات خارجی امنیتی بلندمدت منفی کمتری باشد، یعنی: $e_i > e_j$، به نسبت تسلیحات بیشتری صادر می‌کند. این نتایج را می‌توان از معادله نهایی رابطه (۱۲) نیز استنباط کرد. بر این اساس، صادرات بیشتر تسلیحات باعث می‌شود که کشور نمونه i، در صورت ثبات سایر پارامترها، کالای کمتری را که برای دفاع داخلی در نظر گرفته شده است، نسبت به کشور j فراهم کند. به‌طور طبیعی، کشوری که از اثرات خارجی امنیتی اعمال‌شده توسط شرکای تجاری همسو، سود بیشتری می‌برد، نسبت به کشوری که به‌میزان کمتری از این مسأله سود می‌برد، تسلیحات بیشتری صادر خواهد کرد. این موضوع باعث می‌شود که نیاز به هزینه‌های دفاعی داخلی کاهش یابد؛ زیرا متحدان کشور i نقش قوی‌تری را در زمینه تأمین دفاع مشترک بر عهده می‌گیرند. بنابراین منجر به کاهش تأمین کالاهای دفاعی داخلی و در نتیجه کاهش هزینه‌های نظامی می‌شود (Ibid). این نتیجه پیش‌بینی اصلی مدل تحقیق را تشکیل می‌دهد: افزایش در صادرات تسلیحات منجر به کاهش هزینه‌های نظامی داخلی می‌شود؛ اگر آن صادرات دارای اثرات و پیامدهای خارجی امنیتی مثبت باشد.

بنابراین، اثرات خارجی امنیتی مثبت اجازه می‌دهد تا اثر جای‌گزینی بین صادرات تسلیحات و هزینه‌های نظامی داخلی ایجاد شود (مسأله سواری رایگان). این پیش‌بینی مدل بر تعدادی از فرضیات ساده استوار است که آزمایش تجربی پیش‌بینی آن را دشوار می‌کند. اول، مدل فقط امنیت خارجی را در نظر می‌گیرد. با این حال، انتقال تسلیحات به خارج، وضعیت امنیت داخلی را تغییر نمی‌دهد. از این رو، کاهش هزینه‌های نظامی در صورت وجود مسأله امنیت داخلی امکان‌پذیر نیست. این موضوع به‌ویژه در مورد کشورهای غیردموکراتیک که خطر درگیری بین دولتی، اجازه وقوع چنین اثر جای‌گزینی را نمی‌دهد، می‌تواند صادق باشد.[۱] در نتیجه، در صورت بهبود امنیت

[۱] رژیم‌های استبدادی به‌ویژه در ادبیات درگیری درون‌دولتی به‌عنوان مستعد درگیری‌های داخلی خشونت‌آمیز شناخته شده‌اند (Fearon & Laitin, 2003).

خارجی، کشورهای دموکراتیک باید احتمال بیشتری برای کاهش هزینه‌های نظامی داشته باشند. دوم، مدل نقشی را که ارتش در ثبات رژیم ایفا می‌کند، در نظر نمی‌گیرد. به‌ویژه، کشورهای غیردموکرات، نیاز به هزینه کافی برای دفاع دارند تا از کودتای نظامی اجتناب کنند (Leon, 2014). این مسأله سطح هزینه‌های دفاعی را بسیار بالاتر از کشورهای دموکراتیک قرار می‌دهد. سوم، این مدل عضویت رسمی در یک اتحادیه نظامی را در نظر نمی‌گیرد، که ممکن است بر هزینه‌های نظامی نیز تأثیر بگذارد. در حالی که عضویت در یک اتحادیه نظامی، به‌طور بالقوه انگیزه‌ای برای سواری رایگان اعضاء فراهم می‌کند، تعهدات اتحاد، مانند الزامات هزینه در ناتو، می‌تواند دامنه عملیات اثر جای‌گزینی را کاهش دهد. همچنین، قدرت این اثر اتحاد ممکن است با گذشت زمان تغییر کند. در نهایت، این مدل، رقابت بین‌المللی و همچنین صرفه‌جویی‌های ناشی از مقیاس و تأثیرات دامنه (گستره) را در نظر نمی‌گیرد؛ که این عوامل ممکن است به ظرفیت‌های داخلی بسیار متفاوت برای تولید سلاح منجر شود (Pamp et al., 2019).

پیشینه‌های پژوهش

تاکنون مطالعات تجربی بسیار اندکی در زمینه سواری رایگان ناشی از صادرات تسلیحات و به‌طور کلی تأثیر صادرات تسلیحات بر هزینه‌های نظامی انجام شده است که در ادامه، این مطالعات تشریح شده‌اند:

پامپ و ترنر[1] (۲۰۱۷) تأثیر صادرات تسلیحات را بر هزینه‌های نظامی ملی مورد بررسی تجربی قرار داده‌اند. به این منظور، از داده‌های آماری ۱۵۶ کشور جهان طی سال‌های ۲۰۱۳-۱۹۴۹ و مدل‌های پانل ایستا[2] و پانل‌پویا[3] استفاده شده است. نتایج این مطالعه نشان می‌دهد که در کشورهای دموکراتیک با افزایش صادرات اسلحه، هزینه‌های نظامی کاهش می‌یابد و بین این دو متغیر یک اثر جای‌گزینی راهبردی وجود دارد. از سوی دیگر برای جوامع غیردموکراتیک، صادرات اسلحه منجر به افزایش هزینه‌های نظامی می‌شود. در این مطالعه اثر منفی صادرات سلاح بر مخارج نظامی در کشورهای دموکراتیک با استفاده از چهار گروه منبع داده‌ای مختلف شامل داده‌های جدید SIPRI، داده‌های قدیم SIPRI، داده‌های پایگاه قراین جنگ[4] (COW) و داده‌های ترکیبی این

[1] Pamp & Thurner
[2] Static Panel
[3] Dynamic Panel
[4] Correlates of War

منابع، تأیید و اثر مثبت صادرات سلاح بر مخارج نظامی در کشورهای غیردموکراتیک تنها با استفاده از داده‌های جدید منبع SIPRI تأیید و برای سایر منابع رد شده است.

پامپ و همکاران[1] (۲۰۱۹) در مطالعه‌ای به‌دنبال یافتن پاسخی برای این پرسش‌ها هستند که آیا اثر جای‌گزینی بین صادرات تسلیحات و هزینه‌های نظامی وجود دارد؟ آیا کشورهای تولید کننده تسلیحات از صادرات سلاح به‌عنوان وسیله‌ای برای تأثیرگذاری بر امنیت خارجی خود استفاده می‌کنند؟ به این منظور، یک چارچوب نظری رسمی ایجاد شده که محاسبات بودجه یک کشور را مشروط به تصمیمات تجارت تسلیحات آن کشور می‌کند. نتیجه کلی این چارچوب نظری آن است که صادرات تسلیحات منجر به کاهش در هزینه‌های نظامی می‌شود، به‌شرطی که تأمین‌کنندگان انتظار اثرات خارجی امنیتی مثبت داشته باشند. به این منظور از یک معیار ابتکاری برای امنیت خارجی مبتنی بر سوابق رأی‌گیری سازمان ملل و نوع رژیم، استفاده شده تا پیش‌بینی‌های مدل در مورد داده های مربوط به جنگ سرد و همچنین دوره پس از جنگ سرد، آزمایش گردد. نتایج برآورد مدل‌های تحقیق با استفاده از روش گشتاورهای تعمیم‌یافته[2] (GMM)، قویاً نشان می‌دهد که کشورهای دموکراتیک و غیردموکراتیک در این زمینه بسیار متفاوت رفتار می کنند. تنها برای انتقال تسلیحات توسط کشورهای دموکراتیک به سایر کشورهای دموکراتیک متحد و در طول سال‌های پس از جنگ سرد، یک اثر جای‌گزین واضح دیده می‌شود. چنین تأثیری را برای دوران جنگ سرد نمی‌توان یافت. هیچ مدرکی نیز برای اثر جای‌گزینی در هر دو دوره جنگ سرد و بعد از آن برای تأمین‌کنندگان غیردموکراتیک وجود ندارد.

در مطالعات تجربی دیگر، بررسی مسأله سواری رایگان (بیشتر به‌صورت یک هدف فرعی و در تبیین عوامل مؤثر بر هزینه‌های نظامی) از نظر وابستگی بین مخارج دفاعی انجام شده است؛ به این معنا که افزایش در مخارج دفاعی (نظامی) یک کشور/منطقه/پیمان نظامی چه تأثیری بر مخارج دفاعی کشور هدف دارد. در ادامه به‌طور خلاصه، به منتخبی از این مطالعات تجربی اشاره شده است:

[1] Pamp et al.
[2] Generalized Method of Moment

دون و نیکلایدو[1] (۲۰۰۱) در برآورد تابع تقاضای مخارج دفاعی کشور یونان، طی دوره‌ی زمانی ۱۹۹۶-۱۹۶۰ و سزگین و یلدیریم[2] (۲۰۰۲) در برآورد تابع تقاضای مخارج دفاعی کشور ترکیه، به‌ترتیب با استفاده از روش‌های OLS[3] و ARDL[4] به این نتیجه رسیده‌اند که نه تنها مخارج دفاعی ناتو، اثر منفی بر مخارج دفاعی این دو کشور نداشته (رد سواری مجانی)، بلکه سبب افزایش مخارج دفاعی شده است. نیکلایدو[5] (۲۰۰۸) در برآورد تابع تقاضای مخارج نظامی کشورهای اتحادیه اروپا طی دوره‌ی زمانی ۲۰۰۵-۱۹۶۱ و با استفاده از روش ARDL نشان داده که افزایش مخارج دفاعی کشورهای ناتو اثر مثبت و یا بی‌معنا بر مخارج دفاعی این کشورها داشته است. فونفریا و مارین[6] (۲۰۱۲) در بررسی تابع تقاضا برای مخارج دفاعی کشورهای عضو ناتو طی دوره‌ی زمانی ۲۰۰۶-۱۹۹۶ و با استفاده از رویکرد GMM نشان داده‌اند که مخارج دفاعی کشورهای عضو ناتو اثر منفی و معنادار بر مخارج دفاعی کشورهای مورد مطالعه داشته که تأییدکننده مسأله سواری مجانی است. آندو[7] (۲۰۱۳) وابستگی متقابل دفاعی بین ژاپن و ایالات متحده آمریکا را در کوتاه‌مدت و بلندمدت طی دوره‌ی زمانی ۲۰۰۹-۱۹۷۵ و با استفاده از روش ARDL بررسی کرده است. نتایج تجربی نشان می دهد که بخش دفاعی ژاپن رابطه پایداری با بخش دفاع ایالات متحده دارد و ژاپن در این رابطه نمی‌تواند از مسأله سواری مجانی بهره‌مند شود؛ و یک پیرو طی دوره مورد بررسی است. پلامپر و نیومایر[8] (۲۰۱۵) در مطالعه تجربی خود به این نتیجه رسیده‌اند که اکثریت قریب به اتفاق متحدان کوچک‌تر عضو ناتو از مسأله سواری رایگان در این پیمان بهره‌مند می‌شوند و شواهد تجربی این مطالعه نشان‌دهنده عدم تأیید این فرضیه است که میزان سواری آزاد تابعی از اندازه یک کشور نیست. گئورگ و ساندلر[9] (۲۰۱۸) در بررسی تابع تقاضا برای مخارج نظامی کشورهای عضو ناتو طی دوره‌ی زمانی ۲۰۱۵-

[1] Dunne & Nikolaidou
[2] Sezgin & Yildirim
[3] Ordinary least Squares
[4] Autoregressive distributed lag
[5] Nikolaidou
[6] Fonfria & Marin
[7] Ando
[8] Plu¨mper& Neumayer
[9] George & Sandler

۱۹۶۸ و با استفاده از رویکرد پانل فضایی[1] نشان داده‌اند که سرریز هزینه‌های دفاعی این اتحاد بر اساس مجاورت متحدان، اثر منفی و معنادار بر مخارج دفاعی کشورهای مورد مطالعه داشته که تأییدکننده مسأله سواری مجانی است. ژیائوژین و بو[2] (۲۰۲۰) در بررسی تأثیر مجاورت (همسایگی) و اتحاد بر بار دفاعی ۳۶ کشور اروپا طی دوره‌ی زمانی ۲۰۱۸-۲۰۰۰ و با استفاده از رهیافت اقتصادسنجی فضایی به این نتیجه رسیده‌اند که اتحاد نظامی، تأثیر منفی بر بار دفاعی داشته است که تأییدکننده تئوری سواری رایگان است. گل‌خندان (۱۳۹۶) وابستگی متقابل دفاع بین کشورهای منطقه خاورمیانه و نوع این وابستگی را طی دوره‌ی زمانی ۲۰۱۴-۱۹۹۵ مورد سنجش و تحلیل تجربی قرار داده 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.

روش‌شناسی پژوهش

مدل تحقیق

در این تحقیق با مرور مبانی نظری در زمینه عوامل مؤثر بر هزینه‌های نظامی و الهام از مدل مطالعه تجربی پامپ و ترنر (۲۰۱۷) و ارائه تعدیلاتی در آن (این تعدیلات عبارتند از: اضافه کردن متغیر قیمت تسلیحات وارداتی به مدل، استفاده از متغیر درگیری کل (داخلی به‌علاوه خارجی) به‌جای متغیر درگیری بین‌کشوری و همچنین به‌کارگیری متغیر صادرات سلاح بین کشورهای اعضای ناتو (به‌عنوان یک اتحاد نظامی) به‌جای متغیر صادرات سلاح به کشورهای هم‌سو و غیرهم‌سوی دموکرات و غیردموکرات)، از مدل رگرسیونی زیر در قالب داده‌های پانل ایستا استفاده شده است:

$$\mathrm{Ln(defense)_{it}} = \beta_0 + \beta_1 \mathrm{Ln(gdp)_{it}} + \beta_2 \mathrm{Ln(price)_{it}} + \beta_3 \mathrm{Ln(population)_{it}} + \beta_4 \mathrm{Ln(arms-export^{NATO})_{it}} + \beta_5 (\mathrm{democracy})_{it} + \beta_6 (\mathrm{conflict})_{it} + \varepsilon_{it} \quad (۱۷)$$

[1] Spatial Panel
[2] Xiaoxin & Bo

تعریف متغیرها در رابطه فوق به‌صورت زیر است:

Ln(defense): لگاریتم طبیعی هزینه‌های نظامی (بر حسب میلیون دلار)؛ منبع داده‌های آماری این متغیر، SIPRI است.

Ln(gdp): لگاریتم طبیعی تولید ناخالص داخلی (بر حسب میلیون دلار)؛ دفاع کالایی است با کشش درآمدی مثبت، به این معنا که همراه با افزایش درآمد، تقاضای آن نیز افزایش می‌یابد و جوامع ثروتمندتر به سیستم پیچیده‌تر دفاعی نیاز خواهند داشت (Fonfría & Marín, 2012). بنابراین انتظار برآنست که علامت ضریب برآوردی این متغیر، مثبت و معنادار باشد؛ یعنی $\beta_1 > 0$. منبع داده‌های آماری این متغیر، پایگاه آماری شاخص‌های توسعه جهانی[1] (WDI) است.

Ln(price): لگاریتم طبیعی قیمت کالاها و تجهیزات نظامی؛ انتظار بر آنست که طبق قانون تقاضا، با افزایش قیمت کالاهای نظامی، میزان تقاضا برای این کالاها کاهش یابد و علامت ضریب برآوردی این متغیر، منفی باشد (گل‌خندان، ۱۳۹۸: ۱۰۴)؛ یعنی $\beta_2 < 0$. به‌منظور اندازه‌گیری قیمت، از شاخص قیمت تسلیحات وارداتی به‌صورت نسبت WMEAT به‌عنوان یک معیار ارزشی به SIPRI به‌عنوان یک معیار حجمی، استفاده شده است. SIPRI حجم سیستم‌های تسلیحاتی عمده واردشده به‌وسیله کشور i را در زمان t، اندازه‌گیری می‌کند، یعنی: $S_{it} = Q_{it}^{M}$ و سالنامه نقل‌وانتقال تسلیحات و مخارج نظامی جهان[2] (WMEAT)، ارزش کل واردات تسلیحات را اندازه‌گیری می‌کند، یعنی: $A_{it} = P_{it}(Q_{it}^{M} * D_{it})$. در این رابطه، D_{it} عبارت است از نسبت حجم کل واردات تسلیحات به حجم سیستم‌های تسلیحاتی عمده واردشده، یعنی: $D_{it} = Q_{it}/Q_{it}^{M}$. از آن‌جایی که WMEAT یک معیار ارزشی و SIPRI یک معیار حجمی از واردات تسلیحات را اندازه‌گیری می‌کند، می‌توان نسبت آن‌ها یعنی $A_{it}/S_{it} = P_{it}D_{it}$ را به‌عنوان یک شاخص تقریبی و جای‌گزین برای قیمت تسلیحات در نظر گرفت و به‌کار برد (Smith & Tasiran, 2005).

Ln(population): لگاریتم طبیعی جمعیت (اندازه) کشور (بر حسب نفر)؛ چون دفاع کالایی عمومی است، می‌بایست به لحاظ تحلیلی، رابطه‌ای مثبت با اندازه جمعیت کشوری که باید از آن دفاع شود، داشته باشد؛ چراکه، جمعیت بیش‌تر مستلزم ارائه

[1] World Development Indicators
[2] World Military Expenditure and Arms Transfers

میزان گسترده‌تری از کالای عمومی است (گل‌خندان و بابائی آغ اسمعیلی، ۱۳۹۵). بنابراین انتظار برآنست که علامت ضریب برآوردی این متغیر، مثبت و از لحاظ آماری معنادار باشد (Deger, 1986)؛ یعنی $\beta_3 > 0$. منبع داده‌های آماری این متغیر، WDI است.

Ln(arms-exportNATO): لگاریتم طبیعی حجم (میزان) صادرات عمده تسلیحات هر یک از کشورهای عضو پیمان ناتو به سایر اعضای این پیمان (بر حسب میلیون دلار)؛ همان‌طور که در قسمت مبانی نظری نیز تشریح شد، انتظار برآنست که در صورت برقراری سواری رایگان ناشی از صادرات تسلیحات در بین کشورهای عضو این پیمان، علامت ضریب برآوردی این متغیر، منفی و از لحاظ آماری معنادار باشد؛ یعنی $\beta_4 < 0$. منبع داده‌های آماری این متغیر، SIPRI است.

democracy: سطح دموکراسی؛ دلایل متعددی وجود دارد که باعث می‌شود تا کشورهای با سطح دموکراسی بالاتر، هزینه‌های نظامی بالنسبه پایین‌تری داشته باشند. نخستین دلیل این است که دموکراسی بالاتر در یک کشور از طریق افزایش پاسخ‌گویی مقامات دولتی و بهبود کارایی، باعث افزایش تمایل رهبران این کشورها بر اولویت‌بندی هزینه‌های اجتماعی مانند رفاه، بهداشت و آموزش نسبت به هزینه‌های نظامی می‌شود. دلیل دیگر برای این موضوع آن است که احتمال تمایل به جنگ در دولت‌های دموکرات نسبت به سایر دول کم‌تر است. در نهایت، نظام‌های استبدادی به‌دلیل وجود دیکتاتورها، اغلب فاقد مشروعیت مردمی می‌باشند و به‌جای تکیه بر قدرت مردم، برای حفظ قدرت، به ارتش و نیروهای نظامی متکی بوده‌اند که این مسأله سبب افزایش هزینه‌های نظامی می‌شود (Brauner, 2015). بنابراین انتظار برآنست که علامت ضریب برآوردی این متغیر، منفی و از لحاظ آماری معنادار باشد؛ یعنی $\beta_5 < 0$. برای اندازه‌گیری این متغیر از شاخص خالص دموکراسی یا همان Polity استفاده شده است؛ این شاخص، برای سنجش درجه مشارکت مردم در دولت به‌کار می‌رود و از طریق تفریق شاخص استبداد از شاخص دموکراسی به‌دست می‌آید. محدوده و مقدار این شاخص بین دو عدد ۱۰+ و ۱۰- تغییر می‌کند که عدد ۱۰- به‌مفهوم استبداد مطلق و عدد ۱۰+ به‌معنای دموکراسی کامل است (گل‌خندان، ۱۳۹۶). منبع داده‌های آماری این متغیر، مرکز مطالعات Polity IV وابسته به دانشگاه مریلند[1] می‌باشد.

[1]Maryland

conflict: میزان درگیری؛ افزایش تنش و درگیری‌های داخلی و خارجی، نیاز به مخارج نظامی را به منظور مقابله با آن افزایش خواهد داد. بنابراین انتظار برآنست که علامت ضریب برآوردی این متغیر، مثبت و از لحاظ آماری معنادار باشد؛ یعنی $\beta_6 > 0$. به‌منظور اندازه‌گیری این متغیر از شاخص امتیاز جنگ‌آوری، استفاده شده است. این شاخص، از مجموع سه جزء: امتیاز جنگ‌آوری بین‌المللی، کشوری و قومی تشکیل شده است؛ که هر یک از اجزاء مقادیری بین دو عدد ۰ (کم‌ترین) و ۱۰ (بیش‌ترین) را می‌پذیرند. بنابراین مقدار این شاخص بین صفر تا ۳۰ می‌باشد (گل‌خندان، ۱۳۹۷). منبع داده‌های آماری این متغیر، پایگاه داده قسمت‌های عمده خشونت سیاسی[1] (MEPV) است.

همچنین، ε جزء خطای تصادفی، i نشان‌دهنده کشورهای عضو ناتو و t نشان‌دهنده بازه‌ی زمانی تحقیق (۲۰۱۸-۱۹۹۵) است. شایان ذکر است که به‌منظور بررسی حساسیت و ثبات علامت نتایج برآوردی حاصل از مدل پانل ایستای فوق، این مدل به‌صورت پانل پویا (یعنی با اضافه کردن وقفه متغیر وابسته در سمت راست معادله رگرسیونی) و به شکل معادله رگرسیونی زیر نیز مورد برآورد قرار می‌گیرد:

$$\begin{aligned}&\mathrm{Ln(defense)_{it}} = \\ &\beta_{\mathrm{i}} + \beta_0 \mathrm{Ln(defense)_{it-1}} + \beta_1 \mathrm{Ln(gdp)_{it}} + \beta_2 \mathrm{Ln(price)_{it}} + \\ &\beta_3 \mathrm{Ln(population)_{it}} + \beta_4 \mathrm{Ln(arms - export^{NATO})_{it}} + \beta_5 (\mathrm{democracy})_{\mathrm{it}} + \\ &\beta_6 (\mathrm{conflict})_{\mathrm{it}} + \varepsilon_{\mathrm{it}} \qquad (۱۸)\end{aligned}$$

روش‌شناسی

به منظور برآورد مدل تحقیق، نخست با استفاده از آزمون‌های ریشه واحد پانلی، به بررسی مانایی متغیرهای مدل پرداخته شد. سپس، رابطه بلندمدت (هم‌انباشتگی) بین متغیرهای مدل، با استفاده از آماره‌های هم‌انباشتگی داده‌های پانل، آزمون شده و در آخر نیز رابطه تعادلی بلندمدت بین متغیرهای مدل، توسط روش‌های برآورد داده‌های پانل به‌صورت ایستا و پویا استخراج شده است.

در الگوی داده‌های پانل (تابلویی و یا ترکیبی)، داده‌ها، تلفیقی از داده‌های سری زمانی و داده‌های مقطعی هستند و برای هر کشور (فرد) نمونه، دوره زمانی مورد بررسی مشابه است. با ترکیب مشاهدات سری زمانی و مقطعی در قالب مدل‌های داده‌های پانل،

[1] the Major Episodes of Political Violence database

مدل‌هایی حاوی اطلاعات کامل‌تر، تغییرپذیری بیش‌تر، هم‌خطی کم‌تر میان متغیرها، تورش کم‌تر و درجات آزادی بیش‌تر خواهیم داشت که کارایی بیشتری در تحقیق داشته و پژوهش‌گر را در مشخص‌کردن اثرات هر متغیر خاص کمک می‌کند (اشرف‌زاده و مهرگان، ۱۳۸۷). چارچوب کلی مدل آماری تابلویی به صورت زیر است:

$$Y_{it} = \alpha + X'_{it}\beta + u_{it} \qquad (۱۹)$$

که در آن i بیان‌گر مقطع (کشور) و t بیان‌گر دوره‌ی زمانی با i= 1, 2, …, N و t= 1, 2, …, T است. α مقدار عددی عرض از مبدأ و β بردار K×1 بُعدی و X'_{it} دربرگیرنده مشاهده iام در متغیر توضیحی K است. در واقع، i تعداد کشورها (مشاهدات نمونه‌ای) و t بیان‌گر تعداد مشاهدات سری زمانی است. در تصریح مؤلفه خطا در این الگو، جزء اخلال به شکل زیر نمایش داده می‌شود:

$$u_{it} = \mu_i + \lambda_t + \nu_{it} \qquad (۲۰)$$

در رابطه فوق μ_i ها اجزاء (مؤلفه‌های)[1] خاص مقطع عرضی و ν_i اثرات باقیمانده هستند. در بررسی داده‌های مقطعی و سری‌های زمانی، اگر ضرایب اثرات مقطعی (μ_i ها) و اثرات زمانی (λ_t ها) معنی‌دار نشوند، می‌توان داده‌ها را با یکدیگر ترکیب کرده و به‌وسیله یک رگرسیون حداقل مربعات معمولی (OLS) تخمین بزنیم. از آن‌جایی که در اکثر داده‌های ترکیبی اغلب ضرایب مقاطع یا زمانی معنی‌دار هستند، این مدل که به مدل رگرسیون ترکیب‌شده[2] معروف است، کم‌تر مورد استفاده قرار می‌گیرد(Baltagi, 2005). بنابراین قبل از برآورد مدل، به‌منظور اطمینان انتخاب بین روش‌های داده‌های پانل و داده‌های تلفیقی۳ (پولینگ) از آماره F لیمر با درجه آزادی (N-1, NT-K-N) استفاده شده است که K تعداد متغیرهای توضیحی لحاظ‌شده در مدل، N تعداد مقاطع و T دوره‌ی زمانی است:

$$F = \frac{RRSS - URSS/N-1}{URSS/NT-K-N} \qquad (۲۱)$$

در رابطه فوق RRSS مجموع مجذور باقیمانده مقید حاصل از تخمین مدل پانل به‌دست آمده از روش OLS و URSS مجموع مجذور باقیمانده غیرمقید است. فرضیه صفر(H_0) این آزمون آن است که هر یک از مقاطع عرض از مبدأهای یکسانی دارند (لزوم استفاده

[1] Components
[2] Pooled least squares
[3] Pooling Data

از داده‌های تلفیقی) و فرضیه مقابل (H_1) اشاره به ناهمسانی عرض از مبدأهای هر یک از مقاطع دارد (لزوم استفاده از داده‌های پانل).

به‌طور کلی، دو رویکرد متفاوت برای برآورد معادله داده‌های تابلویی به‌صورت ایستا وجود دارد. نخست مدل اثرات ثابت[1] که در آن αiها (عرض از مبدأ هریک از مقاطع مورد بررسی و پارامترهای فرد و زمان) متشکل از N پارامتر، نامعلوم، اما ثابت هستند. مدل دیگر که اثرات تصادفی[2] نام دارد، در آن عرض از مبدأ و هر یک از پارامترهای متعلق به اثرات فرد و زمان، ثابت نبوده و تصادفی هستند و همچنین دارای توزیعی مستقل از متغیرهای توضیحی می‌باشند.

برای انتخاب بین مدل‌های اثرات ثابت و اثرات تصادفی از نظر قدرت توضیح‌دهندگی متغیر وابسته، از آزمونی به نام آزمون هاسمن[3] استفاده می‌کنیم. از آن‌جا که برای انجام مقایسه بین این دو مدل باید وجود همبستگی بین اثرات تصادفی (αi) و رگرسورها[4] را مورد آزمون قرار دهیم، بنابراین در آزمون هاسمن فرضیه صفر نشان‌دهنده عدم همبستگی میان اثرات تصادفی و رگرسورها می‌باشد. آماره این آزمون به صورت زیر است:

$$H = (b_1 - b_0)'\left(\mathrm{Var}(b_0) - \mathrm{Var}(b_1)\right)^{-1}(b_1 - b_0) \qquad (۲۲)$$

که در آن b_1 ضریب برآوردگر درونی مربوط به اثرات ثابت و b_0 ضریب برآوردگر بیرونی متناظر با اثرات تصادفی است. چنان‌چه آماره آزمون محاسبه‌شده بزرگ‌تر از مقدار بحرانی باشد، فرضیه صفر رد شده و همبستگی وجود دارد و در نتیجه باید از مدل اثرات ثابت استفاده کرد. نتایج آزمون هاسمن دارای توزیع مجانبی کای‌دو بوده و تعداد درجات آزادی آن برابر با تعداد متغیرهای توضیحی مدل است.

هنگامی‌که در مدل داده‌های ترکیبی (مدل ۱۸)، متغیر وابسته به صورت با وقفه در طرف راست ظاهر می‌شود، دیگر برآوردگرهای OLS سازگار نیست و باید از روش‌های برآورد حداقل مربعات دومرحله‌ای[5] (2SLS) یا گشتاورهای تعمیم‌یافته (GMM) استفاده کرد. به گفته ماتیاس و سوستر[6] (۱۹۹۱)، برآوردکننده 2SLS ممکن است

[1] Fixed Effects
[2] Random Effects
[3] Hausman test
[4] Regressors
[5] Two Stage Least Squares
[6] Matyas & Sevestre

به‌دلیل مشکل در انتخاب ابزارها، واریانس‌های بزرگ برای ضرایب به‌دست دهد و برآوردها از لحاظ آماری معنی‌دار نباشند. لذا روش GMM دو مرحله‌ای توسط آرلانو و باند[1] (۱۹۹۱) برای حل این مشکل پیشنهاد شده است. در این روش، ابتدا اقدام به تفاضل‌گیری از مدل می‌شود تا به این ترتیب بتوان اثرات مقاطع یا β_i را به ترتیبی از الگو حذف کرد و در مرحله دوم از پسماندهای باقی‌مانده در مرحله اول برای متوازن‌کردن ماتریس واریانس - کواریانس استفاده می‌شود. به‌عبارت دیگر این روش، متغیرهایی تحت عنوان متغیر ابزاری ایجاد می‌کند تا برآوردهای سازگار و بدون تورش داشته باشیم (Baltagi, 2005: 140).

سازگاری تخمین‌زننده GMM بر اساس فروضی که بر پایه درستی آن‌ها بنا شده است، به معتبربودن فرض عدم همبستگی سریالی جملات خطا و ابزارها بستگی دارد که به‌وسیله دو آزمون بررسی می‌شود. اولی آزمون سارگان[2] از محدودیت‌های از پیش‌تعیین شده است که معتبربودن ابزارها را آزمون می‌کند. دومی آزمون همبستگی سریالی[3] است که وجود همبستگی سریالی مرتبه دوم یا AR(2) در جملات خطای تفاضلی مرتبه اول را آزمون می‌کند. در این آزمون، تخمین‌زن GMM زمانی دارای سازگاری است که همبستگی سریالی مرتبه دوم در جملات خطا از معادله تفاضلی مرتبه اول وجود نداشته باشد. عدم رد فرضیه صفر هر دو آزمون شواهدی را دال بر فرض عدم همبستگی سریالی و معتبربودن ابزارها فراهم می‌کند (گل‌خندان و همکاران، ۱۳۹۴: ۴۲).

شایان ذکر است که برای تجزیه‌وتحلیل‌های آماری و اقتصادسنجی در این مطالعه از نرم‌افزار Eviews10.0 استفاده شده است.

تجزیه و تحلیل داده‌ها

قبل از برآورد مدل به روش داده‌های پانل، به‌منظور جلوگیری از رگرسیون کاذب، به بررسی مانایی متغیرهای مدل تحقیق با استفاده از آزمون ریشه واحد پانلی ایم، پسران و شین[4] (IPS) پرداخته شده است. فرضیه صفر در این آزمون نشان‌دهنده وجود یک ریشه واحد می‌باشد. نتایج این آزمون در جدول (۲) گزارش شده است. بر اساس نتایج این

[1] Arellano & Bond
[2] Sargan Test
[3] Serial Correlation Test
[4] Im, Pesaran & Shin

جدول و سطوح معناداری، نتیجه می‌گیریم که کلیه متغیرها در سطح ۵ درصد نامانا بوده‌اند و پس از یک‌بار تفاضل‌گیری مانا شده‌اند.

جدول (۲) نتایج آزمون ریشه واحد IPS

متغیر	آماره آزمون در سطح	آماره آزمون در تفاضل مرتبه اول
Ln(defense)	-۰/۲۱۶	-۳/۳۸۲***
Ln(gdp)	-۰/۸۶۸	-۶/۴۲۶***
Ln(price)	-۱/۳۸۱*	-۸/۸۱۶***
Ln(population)	۰/۸۰۱	-۲/۰۲۱**
$Ln(arms\text{-}export^{NATO})$	-۰/۰۱۸	-۴/۱۲۴***
democracy	۰/۲۵۵	-۳/۰۱۹***
conflict	۰/۰۶۱	-۲/۷۲۲***

توجه: *، ** و *** به‌ترتیب بیان‌گر سطح معنی‌داری ۱۰، ۵ و ۱ درصد است.

منبع: محاسبات تحقیق

برای غلبه بر مشکل رگرسیون کاذب در صورت وجود متغیرهای نامانا در مدل، بایستی وجود هم‌انباشتگی[1] (رابطه بلندمدت) بین متغیرهای مدل تأیید شود. در این پژوهش به‌منظور انجام آزمون‌های هم‌انباشتگی بین متغیرهای مدل، از آزمون هم‌انباشتگی پانلی ارائه‌شده توسط پدرونی[2] (۲۰۰۴) استفاده شده است. پدرونی برای انجام آزمون هم‌انباشتگی در داده‌های ترکیبی، دو نوع آماره آزمون را پیشنهاد داده است: نوع اول مبتنی‌بر رویکرد درون‌گروهی[3] است؛ که شامل چهار آماره پانل: *v*، rho، PP و ADF است. آزمون دوم پدرونی مبتنی‌بر روش بین‌گروهی[4] است؛ که شامل سه آماره گروه: rho، PP و ADF است. فرضیه صفر تمام آماره‌های این آزمون، نشان‌دهنده عدم هم‌انباشتگی و فرضیه مقابل آن اشاره به هم‌انباشتگی و وجود رابطه بلندمدت بین متغیرهای مدل دارد. نتایج این آزمون با وجود عرض از مبدأ و متغیر روند زمانی در جدول (۳) ارائه شده است. همان‌طور که ملاحظه می‌شود، بر اساس نتایج ارائه‌شده در جدول مذکور، هم‌انباشتگی یا وجود رابطه تعادلی بلندمدت بین متغیرهای مدل در سه

[1] Cointegration
[2] Pedroni
[3] Within-Dimension
[4] Between-Dimension

آماره پانل: *v*، PP و ADF و دو آماره گروه: PP و ADF در سطح اطمینان ۹۵ درصد تأیید و پذیرفته می‌شود.

جدول (۳) نتایج آزمون هم‌انباشتگی پدرونی

آماره	مقدار (سطح احتمال)
Panel *v*-Statistic	۹/۹۱۷ (۰/۰۰)
Panel rho-Statistic	۴/۲۸۲ (۱/۰۰۰)
Panel PP-Statistic	-۷/۲۴۶ (۰/۰۰۰)
Panel ADF-Statistic	-۳/۳۱۱ (۰/۰۰۱)
Group rho-Statistic	۴/۸۲۸ (۱/۰۰۰)
Group PP-Statistic	-۹/۰۸۸ (۰/۰۰۰)
Group ADF-Statistic	-۲/۲۲۲ (۰/۰۱۴)

منبع: محاسبات تحقیق

بعد از تأیید هم‌انباشتگی بین متغیرهای مدل، می‌توان بدون نگرانی از برآورد رگرسیون کاذب، مدل را برآورد کرد. قبل از برآورد مدل بایستی به این سؤال پاسخ داد که برای این برآورد باید داده‌های آماری را روی هم انباشته و جمع کرد و به روش OLS معمولی (پولینگ دیتا) برآورد را انجام داد یا روش داده‌های ترکیبی مناسب است؟ با استفاده از آزمون F لیمر می‌توان وجود ناهمگنی را در بین مقاطع مشخص کرد. فرضیه صفر آماره‌ی F، مبتنی‌بر همگن‌بودن مقاطع است. چنان‌چه فرضیه صفر رد شود، فرضیه مقابل آن، مبتنی بر وجود ناهمگنی در بین مقاطع (داده‌های ترکیبی) پذیرفته می‌شود. نتایج آزمون F لیمر در جدول (۴) نشان داده شده است. نتایج این جدول با استفاده از هر دو آماره F و کای‌دو، بیان‌گر ردشدن فرضیه صفر و وجود ناهمگنی مقاطع در کشورهای مورد مطالعه در سطح احتمال ۱ درصد است؛ بنابراین روش داده‌های ترکیبی (پانل) برای برآورد مدل مناسب است.

جدول (۴) نتایج آزمون F-Limer

Effect Test	statistic	Prob.
Cross-Section F	۸/۸۶۵	۰/۰۰۰
Cross-Section χ^2	۸۸/۱۰۸	۰/۰۰۰

منبع: محاسبات تحقیق

بعد از مشخص‌شدن شیوه برآورد، گام بعدی استفاده از آزمون هاسمن جهت انتخاب بین مدل‌های اثرات ثابت و تصادفی است. نتایج این آزمون در جدول (۵) گزارش شده است. بر اساس نتایج این جدول، آماره آزمون هاسمن که از توزیع کای‌دو برخوردار است، در هیچ‌کدام از سطوح احتمال ۱، ۵ و ۱۰ درصد معنادار نیست؛ از این رو، فرض صفر این آزمون مبنی‌بر برآورد مدل به روش اثرات تصادفی، قابل رد است؛ به این ترتیب مدل بر اساس روش اثرات ثابت (FE) برآورد خواهد شد.

جدول (۵) نتایج آزمون هاسمن جهت انتخاب بین مدل اثرات ثابت و تصادفی

Test Summary	Chi-Sq. Statistic	Prob.
Cross-section random	۵۵/۲۶۴	۰/۰۰۰

منبع: محاسبات تحقیق

نتایج برآورد مدل به روش اثرات ثابت و روش GMM در دو حالت مدل ایستا و مدل پویا، برای کشورهای مورد مطالعه در جدول (۶) نشان داده شده است. بر اساس نتایج به‌دست‌آمده، کلیه ضرایب برآوردی با توجه به سطوح احتمال ارائه‌شده، در سطح اطمینان ۹۵ درصد (سطح خطای ۵ درصد) معنادار و علامت جبری آن‌ها از لحاظ مبانی نظری و مطالعات تجربی مطابق انتظار است.

جدول (۶) نتایج برآورد مدل به روش اثرات ثابت و GMM

نماد متغیر	نام متغیر	مدل ایستا: برآوردگر FE		مدل پویا: برآوردگر GMM	
		ضریب	Prob.	ضریب	Prob.
$Ln(defense)_{t-1}$	وقفه مخارج نظامی	-	-	۰/۸۱۵	۰/۰۰۰
Ln(gdp)	درآمد	۰/۲۸۱	۰/۰۰۰	۰/۰۸۸	۰/۰۰۰
Ln(price)	قیمت	-۰/۰۲۲	۰/۰۰۸	-۰/۰۰۸	۰/۰۳۸
Ln(population)	جمعیت	۰/۶۱۸	۰/۰۰۰	۰/۲۴۹	۰/۰۰۰
$Ln(arms\text{-}export^{NATO})$	صادرات سلاح	-۰/۰۱۱	۰/۰۰۰	-۰/۰۰۲	۰/۰۱۱
democracy	دموکراسی	-۰/۰۸۸	۰/۰۲۵	-۰/۰۴۶	۰/۰۴۱
conflict	درگیری	۰/۱۶۱	۰/۰۰۰	۰/۱۰۵	۰/۰۰۰
Constant	عرض از مبدأ	۱/۹۷۷	۰/۰۰۱	۲/۲۵۵	۰/۰۰۰
آزمون‌های تشخیصی مدل ایستا		**آزمون‌های تشخیصی مدل پانل پویا**			
Adjusted $R-squared = 0.901$ Durbin $-$ Watson stat $= 1.866$ F $-$ statistic (Prob) $= 34.915(0.000)$		Sargan Test (Prob) $= 6.216\ (0.611)$ Arellano $-$ Bond Test for AR(1) (Prob) $= -2.285\ (0.022)$ Arellano $-$ Bond Test for AR(2)(Prob) $= -0.301\ (0.764)$			

منبع: محاسبات تحقیق

آزمون‌های تشخیصی در حالت مدل پانل ایستا نشان می‌دهد که مقدار ضریب تعدیل اصلاح‌شده مدل حدود ۹۰ درصد به‌دست آمده است. بر این اساس می‌توان گفت که حدود ۹۰ درصد از تغییرات هزینه‌های نظامی کشورهای عضو ناتو توسط متغیرهای مستقل توضیح داده می‌شود. بنابراین، مدل، از قدرت توضیح‌دهندگی بالایی برخوردار است. بر اساس نتایج جدول ۶ مقدار آماره دوربین واتسون مدل حدود ۱/۸۷ به‌دست آمده است. بنابراین، مدل، فاقد خودهمبستگی بین باقیمانده‌های معادله رگرسیونی است. آماره F نیز که به‌منظور بررسی و آزمون معنادار بودن مدل به‌کار می‌رود و فرضیه صفر آن نشان‌دهنده صفربودن هم‌زمان ضریب تمام متغیرهای برآوردی است، نشان می‌دهد که فرضیه صفر این آزمون رد و در نتیجه معناداری مدل پذیرفته می‌شود.

آزمون‌های تشخیصی در حالت مدل پانل پویا نشان می‌دهد که مقدار آماره و سطح احتمال آزمون سارگان حاکی از آنست که فرضیه صفر مبنی‌بر عدم همبسته‌بودن پسماندها با متغیرهای ابزاری رد نمی‌شود و تخمین‌زننده GMM سازگار است؛ وجود همبستگی سریالی در تفاضل مرتبه اول خطاها در مراتب بالاتر از یک، مانند AR(2) بر این موضوع دلالت دارد که شرایط گشتاوری به‌منظور انجام آزمون خودهمبستگی معتبر نبوده است؛ به این منظور، باید ضریب خودرگرسیونی مرتبه اول، AR(1) معنی‌دار باشد و ضریب خودرگرسیونی مرتبه‌ی دوم، AR(2) معنی‌دار نباشد (Green, 2012). بر اساس نتایج قسمت پایین جدول (۶)، فرضیه صفر، مبنی‌بر عدم خودهمبستگی درجه اول تفاضل مرتبه‌ی اول جملات اختلال را می‌توان، اما فرضیه‌ی صفر مبنی‌بر عدم خودهمبستگی سریالی درجه دوم تفاضل جملات اخلال را نمی‌توان رد کرد. بنابراین در مدل تحقیق تورش تصریح وجود ندارد. بر این اساس، نتایج ضرایب برآوردشده مدل تحقیق در هر دو روش اثرات ثابت و GMM، از نظر آماری تأیید شده و قابل تفسیر و تحلیل می‌باشند. در ضمن علامت ضرایب برآوردی متغیرهای توضیح‌دهنده هزینه‌های نظامی در هر دو روش، یکسان و ثابت است که این استحکام نتایج را نشان می‌دهد (البته مقدار ضرایب این متغیرها در دو روش برآورد، مختلف است که این به‌دلیل متفاوت بودن ساختار برآوردگرها، طبیعی می‌باشد).

بر اساس نتایج جدول (۶) اثرات صادرات تسلیحات کشورهای عضو ناتو به سایر کشورهای عضو این پیمان بر هزینه‌های نظامی، منفی و معنادار است. ضریب این متغیر به‌عنوان موضوع اصلی تحقیق حاضر در دو حالت پانل ایستا و پانل پویا به‌ترتیب

۰/۰۱۱- و ۰/۰۰۲- برآورد شده است. این به آن معناست که یک درصد افزایش در صادرات تسلیحات کشورهای عضو ناتو به سایر کشورهای عضو این پیمان، هزینه‌های نظامی را در این کشورها در مدل پانل ایستا ۰/۰۱۱ درصد و در مدل پانل پویا ۰/۰۰۲ درصد کاهش می‌دهد. اگرچه ضریب عددی این متغیر از لحاظ مقدار، کوچک است؛ اما تأییدکننده فرضیه این تحقیق مبنی بر تأثیر منفی صادرات تسلیحات بر هزینه‌های نظامی و سواری رایگان ناشی از صادرات تسلیحات بین کشورهای متحد نظامی می‌باشد. تعهدات اتحاد نظامی، مانند الزامات هزینه در ناتو و این نکته که کشورهای بزرگ‌تر اتحاد، منافع نظامی و راهبردی گسترده‌تری از صرف هزینه‌های نظامی نسبت به اعضای کوچک‌تر دارند، می‌تواند دامنه اثر جای‌گزینی بین صادرات تسلیحات و هزینه‌های نظامی و ضریب برآوردی آن را کاهش دهد.

کشش‌های درآمدی و قیمتی تقاضای تابع هزینه‌های نظامی، در مدل پانل ایستا به‌ترتیب مثبت و منفی می‌باشد؛ که مطابق با مبانی نظری ارائه‌شده در قسمت معرفی مدل تحقیق است. این نتایج بر اساس مدل پانل پویا نیز تأیید می‌شود. در مدل پانل ایستا، کشش درآمدی هزینه‌های نظامی، ۰/۲۸۱ و کشش قیمتی هزینه‌های نظامی، ۰/۰۲۲- برآورد شده است. بر این اساس می‌توان گفت در مدل پانل ایستا، یک درصد افزایش در تولید ناخالص داخلی و قیمت تجهیزات نظامی، هزینه‌های نظامی کشورهای عضو ناتو را به‌ترتیب ۰/۲۸۱ درصد افزایش و ۰/۰۲۲ درصد کاهش می‌دهد. در مدل پانل پوبا نیز، کشش درآمدی هزینه‌های نظامی، ۰/۰۸۸ و کشش قیمتی هزینه‌های نظامی، ۰/۰۰۸- برآورد شده است. بر این اساس می‌توان گفت در مدل پانل پویا، یک درصد افزایش در تولید ناخالص داخلی و قیمت تجهیزات نظامی کشورهای عضو ناتو، هزینه‌های نظامی را در این کشورها به‌ترتیب ۰/۰۸۸ درصد افزایش و ۰/۰۰۸ درصد کاهش می‌دهد.

ضریب متغیر جمعیت کل، در دو حالت پانل ایستا و پانل پویا، مثبت و به‌ترتیب ۰/۶۱۸ و ۰/۲۴۹ برآورد شده است. این نتیجه نشان می‌دهد که دفاع یک کالای عمومی است و یک درصد افزایش در جمعیت کشورهای عضو ناتو، هزینه‌های نظامی این کشورها را در مدل پانل ایستا ۰/۶۱۸ درصد و در مدل پانل پویا ۰/۲۴۹ درصد افزایش می‌دهد. متغیرهای دموکراسی و شاخص درگیری نیز مطابق با مبانی نظری ارائه‌شده در قسمت معرفی مدل تحقیق، در هر دو مدل پانل ایستا و پانل پویا، به‌ترتیب اثر منفی و مثبت بر

هزینه‌های نظامی کشورها عضو ناتو داشته‌اند. اثر وقفه هزینه‌های نظامی نیز در مدل پانل پویا بر هزینه‌های نظامی کشورهای عضو ناتو، مثبت و از مقدار قابل توجهی برخوردار است؛ به‌گونه‌ای که با افزایش یک‌درصدی در این متغیر، هزینه‌های نظامی این کشورها ۰/۸۱۵ درصد افزایش می‌یابد. این نتیجه نشان‌دهنده اهمیت مثبت هزینه‌های نظامی گذشته و یا تعهدات مربوط به برنامه‌های نظامی بر هزینه‌های نظامی دوره جاری است.

نتیجه‌گیری و پیشنهادها

کشورهای صادرکننده تسلیحات می‌توانند با صدور سلاح و تجهیزات نظامی به کشورهای متحد نظامی خود، از طریق بهره مندی از اثرات خارجی امنیتی مثبت اعمال‌شده توسط این کشورها، هزینه‌های نظامی خود را کاهش دهند و از مسأله سواری رایگان در این زمینه بهره‌مند شوند. مطالعه حاضر در جهت بررسی این موضوع از دو مدل پانل ایستا و پانل پویا استفاده کرده و نحوه تأثیرگذاری صادرات تسلیحات را بر هزینه‌های نظامی کشورهای عضو ناتو طی دوره زمانی ۱۹۹۵-۲۰۱۸ مورد بررسی تجربی قرار داده است. به این منظور بر اساس مبانی نظری و مطالعات تجربی از یک مدل عمومی مخارج دفاعی که دربرگیرنده متغیرهای اقتصادی (شامل متغیرهای تولید ناخالص داخلی و شاخص قیمت تسلیحات وارداتی)، متغیرهای اجتماعی (شامل متغیر جمعیت کل) و متغیرهای سیاسی (شامل متغیرهای دموکراسی و درگیری) می‌باشد، استفاده شده است. به این منظور نخست آزمون‌های ریشه واحد و هم‌انباشتگی پانلی بین متغیرها انجام و پس از تأیید رابطه بلندمدت بین متغیرهای مدل، برآورد مدل به دو روش اثرات ثابت و GMM صورت گرفته است.

نتایج به‌دست‌آمده نشان می‌دهد که اثر صادرات تسلیحات کشورهای عضو ناتو به سایر کشورهای عضو این پیمان بر هزینه‌های نظامی، منفی و معنادار است؛ به‌گونه‌ای که یک درصد افزایش در صادرات تسلیحات کشورهای عضو ناتو به سایر کشورهای عضو این پیمان، هزینه های نظامی را در این کشورها در مدل پانل ایستا ۰/۰۱۱ درصد و در مدل پانل پویا ۰/۰۰۲ درصد کاهش می‌دهد. این نتایج تأییدکننده مسأله سواری رایگان در این پیمان نظامی می‌باشد. به‌عبارت دیگر، یک جای‌گزینی راهبردی بین صادرات تسلیحات و هزینه‌های نظامی در کشورهای عضو ناتو تأیید می‌شود. بر این اساس، آن‌چه که نتیجه مهم و پیشنهاد سیاستی این پژوهش می‌باشد آنست که که کشورهای

صادرکننده تسلیحات می‌توانند با صادرات سلاح به کشورهای متحد نظامی یا هم‌سو، ضمن ایجاد درآمدهای ارزی، از طریق ایجاد اثرات خارجی امنیتی مثبت، با کاهش هزینه‌های نظامی و تخصیص مجدد این هزینه‌ها به سایر بخش‌های محرک رشد اقتصادی (مانند آموزش، بهداشت، رفاه اجتماعی و غیره)، رشد اقتصادی خود را تسریع ببخشند.

بر اساس سایر نتایج، دیگر عوامل مؤثر بر هزینه‌های نظامی کشورهای ناتو در هر دو مدل پانل ایستا و پانل پویا از معناداری، علامت انتظاری لازم و ثبات برخوردار می‌باشند، که نشان‌دهنده استحکام نتایج است. بر این اساس، کشش درآمدی و قیمتی هزینه‌های نظامی در کشورهای عضو ناتو به‌ترتیب مثبت و منفی می‌باشد. همچنین، اثر جمعیت، دموکراسی و شاخص درگیری بر هزینه‌های نظامی کشورهای مورد مطالعه به‌ترتیب، مثبت، منفی و مثبت و از معناداری لازم برخوردار می‌باشد.

قدردانی

نویسندگان برخود لازم می‌دانند که از داوران محترم به پاس نکات ارزشمندشان در راستای ارتقای سطح کیفی مقاله و همچنین کلیه افرادی که در فرآیند انجام تحقیق، همکاری و مشارکت داشتند، سپاس‌گزاری نمایند.

منابع

- اشرف‌زاده حمیدرضا و مهرگان نادر. (۱۳۸۷). *اقتصادسنجی پانل دیتا*. تهران. انتشارات نور علم.
- گل خندان ابوالقاسم. (۱۳۹۶). سنجش وابستگی متقابل دفاع بین کشورهای منطقه خاورمیانه. *فصلنامه مطالعات خاورمیانه*. ۱: ۱۱۴-۸۵.
- گل‌خندان ابوالقاسم. (۱۳۹۷). تأثیر دموکراسی بر هزینه‌های نظامی در کشورهای اسلامی: رهیافت اقتصادسنجی فضایی. *اقتصاد کاربردی*. ۸ (۲۶): ۴۹-۶۱.
- گل‌خندان ابوالقاسم. (۱۳۹۸). *گزیده‌ای از موضوعات در علم اقتصاد دفاع (تقرب تجربی) جلد اول: رقابت تسلیحاتی و عوامل تعیین‌کننده مخارج دفاعی*. تهران. انتشارات نارون دانش.
- گل‌خندان ابوالقاسم و بابائی آغ اسمعیلی مجید. (۱۳۹۵). پیش‌بینی میزان مخارج دفاعی ایران تا افق ۱۴۰۴؛ با استفاده از الگوریتم‌های ژنتیک و PSO. *آینده‌پژوهی دفاعی*. ۱ (۳): ۱۳۷-۱۱۳.

- گل‌خندان ابوالقاسم؛ خوانساری مجتبی و گل‌خندان داود. (۱۳۹۴). نظامی‌گری و رشد اقتصادی: شواهدی تجربی از کشورهای منطقه منا در قالب الگوی پانل پویا. *پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*. ۵ (۱۸): ۳۱-۵۰.
- Ando S. (2013). Empirical Analysis of the Defense Interdependence between Japan and the United States. *Defense and Peace Economics*. *26*(2). 223-231.
- Arellano M. & Bond S. (1991). Some Test of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and Application to Employment Equations. *Review o Economic Studies*. *58*. 277-297.
- Baltagi B. (2005). *Econometric Analysis of Panel Data*. John Wiley & Sons Ltd.
- Brauner J. (2015). Military Spending and Democracy. *Defense and Peace Economics*. *26*(4). 409-423.
- Degger S. (1986). Economic Development and Defense Expenditure. *Economic Development and Cultural Change*. 179-196.
- 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.
- Fearon J. & Laitin D. (2003). Ethnicity, Insurgency, and Civil War. *American Political Science Revie. 97*(1). 75-90.
- 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*.
- Green W. H. (2012). *Econometric Analysis*. 7th ed. New Jersey. Upper Saddle River: Pearson International.
- George J. & Sandler T. (2018). Demand for Military Spending in NATO, 1968-2015: A Spatial Panel Approach. *European Journal of Political Economy*. *53*. 222-236.
- Hertley K. & Sandler T. (1995). The Economics of Defense. Cambridge surveys of Economic Literature. Cambridge University Press.
- Im K. S., Pesaran M. H. & Shin Y. (2003). Testing for Unit Roots in Heterogeneous Panels. *Journal of Econometrics*. *115*. 53-74.
- Leon G. (2014). Loyalty for sale? Military Spending and Coups Detat. *Public Choice*. *8*(3–4). 1-21.
- Levine P., Sen S., & Smith R. (1994). A Model of the International Arms Market. *Defence and Peace Economics*. *5*(1). 1-18.
- Matyas L. & Sevestre P. (1991). The Econometrics of Panel Data: a handbook of the theory with applications. Kluwer Academic Publishers. Dordrecht.
- Nikolaidou E. (2008). The Demand for Military Spending: Evidence from the EU15 (1961-2005). *Defense and Peace Economics*. *19*(4). 273-292.

- Pamp O. & Thurner P. W. (2017). Trading Arms and the Demand for Military Expenditures. Empirical Explorations Using New SIPRI-Data. *Defence and Peace Economics*. *28*(4). 457-472.
- Pamp O., Dendorfer F. & Thurner P. W. (2019). Arm Your Friends and Save on Defense? The Impact of Arms Exports on Military Expenditures. *Public Choice*. *177*. 165-187.
- 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.
- Plümper T. & Neumayer E. (2015). Free-Riding in Alliances: Testing an Old Theory with a New Method (June 7, 2013). *Conflict Management and Peace Science*, *32*(3). 247-268.
- 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.
- Thurner P. W., Cranmer S., Schmid C. & Kauermann G. (2016). The Network of Major Conventional Weapons Transfers 1950-2013. Manuscript. Ludwig-Maximilians-Universität München. Munich.
- Xiaoxin Y. & Bo C. (2020). Defense Burden and the Effect of Others: From Neighbors to Allies. *Defence and Peace Economics*. DOI: 10.1080/10242694.2020.1789334
- Yong C. Y. & Choy B. K. (2021). Noncompliance With Safety Guidelines as a Free-Riding Strategy: An Evolutionary Game-Theoretic Approach to Cooperation During the COVID-19 Pandemic. *Front Psychol*. doi: 10.3389/fpsyg.2021.646892
- https://www.sipri.org › databases
- http://www.systemicpeace.org/polity/polity4.htm.
- http://www.systemicpeace.org/warlist/warlist.htm
- http://data.worldbank.org/indicator.