Journal of Defense Economics & Sustainable Development, Vol. 8, No. 28, September 2023, pp. 9-27

Defense Economics & Sustainable Development

Journal homepage: https://eghtesad.sndu.ac.ir/

Empirical Test of Non-Linear Relationship between Military Spending and Unemployment

Abolghasem Golkhandan[1]*

1. Ph.D., Department of Economics, Faculty of Economics and Administrative Sciences, Lorestan University, Lorestan, Iran. Corresponding Author. Email: golkhandana@gmail.com

Article Info

Article type:
Research Article

Article history:
Received: 12-08-2023
Accepted: 02-10-2023

Keywords:
Military Burden, Unemployment, Non-Linear Relationship, Threshold Level.

Abstract

Empirical literature on the relationship between military spending and unemployment presents heterogeneous and different findings. A group of studies show that military spending can help reduce unemployment, while another group has concluded that military spending exacerbates unemployment. A group also shows that there is no relationship between military spending and unemployment. According to this, Lee (2021) using a theoretical model including supply-side effect, demand-side effect and security effect caused by military spending in the form of a random endogenous model shows that the relationship between military burden and unemployment (employment) is non-linear and U-shaped (U reverse). In this regard, the main goal of this article is the empirical test of this hypothesis in 171 countries of the world during the years 2001-2020. For this purpose, the effect of military burden on the unemployment rate has been modeled by using the theoretical literature and applying the threshold panel method.

The results show that the effect of military burden on unemployment is non-linear and in the form of a U-shaped relationship. The threshold level value of military spending is also estimated at 1.61% of GDP. In other words, before the threshold level, the military burden had a negative and significant effect on the unemployment rate; But after crossing this threshold level, the military burden has a positive and significant effect on the unemployment rate, which confirms the hypothesis of Lee (2021).

Cite this article: Golkhandan, A. (2023). Empirical Test of Non-Linear Relationship between Military Spending and Unemployment. *Journal of Defense Economics & Sustainable Development*, 8 (28), 9-27.

20.1001.1.25382454.1402.8.28.1.2

© The Author(s) 2023. Published by Defense Economics Scientific Association of Iran. This article is an open access article distributed under the terms and conditions of the Creative Commons Attribution-NonCommercial 4.0 International (CC BY-NC 4.0 license)

فصلنامه اقتصاد دفاع و توسعه پایدار، دوره ۸، شماره ۲۸، شهریور ۱۴۰۲، صفحه ۹-۲۷

اقتصاد دفاع و توسعه پایدار

شاپا چاپی: ۲۵۳۸-۲۴۵۴ شاپا الکترونیکی: ۲۹۸۱-۰۶۱x

آزمون تجربی رابطه غیرخطی بین مخارج نظامی و بیکاری

ابوالقاسم گل‌خندان[۱*]

۱. دکترا، گروه اقتصاد، دانشکده علوم اقتصادی و اداری، دانشگاه لرستان، لرستان، ایران. نویسنده مسئول.
رایانامه: golkhandana@gmail.com

اطلاعات مقاله

نوع مقاله:
مقاله علمی

تاریخچه مقاله:
تاریخ ارسال: ۱۴۰۲/۰۵/۲۱
تاریخ پذیرش: ۱۴۰۲/۰۷/۱۰

واژگان کلیدی:
بار نظامی، بیکاری، رابطه غیرخطی، حد آستانه.

چکیده

ادبیات تجربی پیرامون رابطه مخارج نظامی و بیکاری، یافته‌های ناهمگن و متفاوتی را ارائه می‌دهد. گروهی از مطالعات نشان می‌دهند که مخارج نظامی می‌تواند به کاهش بیکاری کمک کند و در مقابل گروهی دیگر به این نتیجه رسیده‌اند که مخارج نظامی، بیکاری را تشدید می‌کند. تحقیقات گروهی نیز نشان می‌دهد که هیچ ارتباطی بین مخارج نظامی و بیکاری وجود ندارد. بر این اساس، لی (۲۰۲۱) با به‌کارگیری یک مدل نظری شامل اثر سمت عرضه، اثر سمت تقاضا و اثر امنیتی ناشی از مخارج نظامی در قالب یک مدل درون‌زای تصادفی نشان می‌دهد که رابطه بین بار نظامی و بیکاری (اشتغال) غیرخطی است و به شکل U (U معکوس) است. در این راستا هدف اصلی مقاله حاضر، آزمون تجربی این فرضیه در ۱۷۱ کشور جهان طی سال‌های ۲۰۲۰-۲۰۰۱ می‌باشد. به این منظور با استفاده از ادبیات نظری و به‌کارگیری روش پانل آستانه‌ای، تأثیر بار نظامی بر نرخ بیکاری مدل‌سازی شده است.

نتایج نشان می‌دهد که تأثیر بار نظامی بر بیکاری، غیرخطی و به‌صورت رابطه U شکل می‌باشد. مقدار حد آستانه مخارج نظامی نیز حدود ۱/۶۱ درصد از GDP برآورد شده است. به‌عبارتی، تا قبل از حد آستانه، بار نظامی تأثیری منفی و معنی‌دار بر نرخ بیکاری داشته است؛ اما پس از عبور از این حد آستانه، بار نظامی تأثیری مثبت و معنی‌دار بر نرخ بیکاری دارد که تأییدکننده فرضیه لی (۲۰۲۱) می‌باشد.

استناد به مقاله: گل‌خندان، ابوالقاسم. (۱۴۰۲). آزمون تجربی رابطه غیرخطی بین مخارج نظامی و بیکاری، *فصلنامه اقتصاددفاع و توسعه پایدار*، ۸(۲۸)، ۹-۲۷.

ناشر: انجمن علمی اقتصاد دفاع ایران

© نویسندگان

20.1001.1.25382454.1402.8.28.1.2

۱. مقدمه

علی‌رغم آن‌که بخش عمده‌ای از ادبیات مطروحه در زمینه آثار مخارج نظامی بر متغیرهای کلان اقتصادی معطوف به رشد اقتصادی است، رابطه بین مخارج نظامی و اشتغال نیز طی دهه‌های اخیر به‌طور قابل‌توجهی مورد بررسی قرار گرفته است. در این راستا دیدگاه سنتی کینزی نشان می‌دهد که مخارج نظامی، تقاضای کل را تحریک می‌کند و به نوبه خود اشتغال را افزایش می‌دهد؛ زیرا نیروی‌کار قابل‌توجهی توسط بخش‌های مرتبط با دفاع جذب و استخدام می‌شوند. در مقابل، برخی از اقتصاددانان استدلال می‌کنند که مخارج نظامی سبب ازدحام و برون‌رانی سرمایه‌گذاری خصوصی می‌شود و چون این هزینه‌ها از نظر تحریک رشد اقتصادی، عقیم و ناکارآمد هستند؛ در نهایت منجر به کاهش اشتغال می‌شوند. علاوه بر این، پژوهشگرانی نظیر: پولین و گرت–پلتیر[1] (۲۰۱۱) و گرت–پلتیر و پارتاساراتی[2] (۲۰۱۲) اثرات اشتغال‌زای مخارج نظامی را در قیاس با مخارج عمومی جایگزین مخارج نظامی بررسی کردند و دریافتند که مخارج نظامی در مقایسه با مخارج جایگزین (به‌عنوان مثال، مخارج بهداشتی و آموزشی)، منبع ضعیفی برای ایجاد شغل است. در نهایت، مطالعاتی نظیر: دان و اسمیت[3] (۱۹۹۰) و پین و راس[4] (۱۹۹۲) نشان می‌دهند که هیچ ارتباطی بین مخارج نظامی و اشتغال وجود ندارد. بر این اساس می‌توان گفت که ادبیات تجربی در مورد مخارج نظامی و اشتغال، یافته‌های متفاوتی را ارائه می‌دهند.

در این راستا، لی[5] (۲۰۲۱) در مقاله خود اقدام به ساخت یک مدل نظری برای بررسی مجدد یافته‌های تجربی در زمینه مخارج نظامی و بیکاری کرد. وی بیان می‌کند از آنجایی‌که اشتغال ارتباط نزدیکی با سطح تولید دارد و مخارج نظامی نیز بر سطح تولید تأثیر می‌گذارند، بنابراین مخارج نظامی نیز ممکن است بر اشتغال تأثیر بگذارند. لی (۲۰۲۱) برای توجیه این استدلال بر روی سه اثر سمت عرضه، سمت تقاضا و اثر امنیتی ناشی از مخارج نظامی، تأکید می‌کند. اثر جانبی عرضه به این معنی است که بخش نظامی انواع زیرساخت‌های عمومی (مانند سدها، شبکه‌های ارتباطی، جاده‌ها، فرودگاه‌ها، بزرگراه‌ها و دیگر شبکه‌های حمل‌ونقل) را فراهم می‌کند و در نتیجه به تولید خصوصی کمک می‌کند. در مقابل، اثر سمت تقاضا نشان می‌دهد که افزایش مخارج نظامی از طریق ضریب فزاینده (تکاثر) سطح تولید را افزایش می‌دهد. در نهایت، اثر امنیتی ناشی از مخارج نظامی با تسهیل ورود سرمایه‌گذاری خارجی و تکنولوژی جدید، ممکن است سطح تولید را افزایش دهد.

در نهایت، لی (۲۰۲۱) با به‌کارگیری یک مدل درون‌زای تصادفی نشان می‌دهد که رابطه بین بار نظامی و بیکاری (اشتغال) غیرخطی است و به شکل U (U معکوس) است. در این راستا پژوهش حاضر می‌کوشد تا با استفاده از اطلاعات آماری ۱۷۱ کشور جهان طی سال‌های ۲۰۲۰–۲۰۰۱ به آزمون تجربی این فرضیه بپردازد.

---

[1] Pollin & Garrett-Peltier
[2] Garrett-Peltier & Parthasarathi
[3] Dunne & Smith
[4] Payne & Ross
[5] Lee

۲. مبانی نظری و پیشینه پژوهش

۲-۱. مبانی نظری پژوهش

رابطه بین مخارج (هزینه‌های) نظامی (دفاعی) و بیکاری از زوایای گوناگونی قابل بررسی و بحث است. مخارج نظامی می‌تواند از طریق کانال «اثرات بهبود بهره‌وری»[۱]، سطح بیکاری را تحت تأثیر قرار دهد. افزایش مخارج نظامی و توسعه این بخش می‌تواند با سرریز تکنولوژی از بخش نظامی به بخش غیرنظامی (خصوصی)، تأمین امنیت برای دارایی‌ها و ایجاد زیرساخت‌های فیزیکی و اجتماعی مانند حمل‌ونقل، بنادر، احداث پل و جاده‌ها (یا همان اثر بخشه‌سازی)[۲] که برای غیرنظامیان نیز مفید است، بهره‌وری نیروی‌کار را بهبود بخشد. با بهبود و ارتقاء بهره‌وری نیروی‌کار نیز تقاضا برای نیروی‌کار افزایش و نرخ بیکاری کاهش می‌یابد (ژانگ و همکاران[۳]، ۲۰۱۵: ۶۱۱-۶۱۰).

در مقابل، تأمین مالی مخارج نظامی ممکن است که از طریق درآمدهای مالیاتی باشد. بنابراین بار مالیاتی ناشی از مخارج نظامی ممکن است، تقاضای نیروی کار توسط کارفرمایان و عرضه نیروی کار توسط کارگران را کاهش و در نتیجه بیکاری را افزایش دهد. از طرف دیگر، نرخ‌های بالاتر مالیاتی منجر به کاهش سوددهی سرمایه‌گذاری‌های خصوصی نیز می‌شود. بنابراین هر دو اثر دریافت مالیات برای تأمین مخارج نظامی می‌توانند منجر به افزایش بیکاری شوند که به آن «اثرات اعوجاج مالیات»[۴] می‌گویند. علاوه بر این، ممکن است در زمینه رابطه مخارج نظامی و بیکاری «اثرات تخصیص مجدد»[۵] نیز وجود داشته باشد. به‌عنوان مثال، انقباض و کوچک‌شدن بخش نظامی ممکن است حرکت نیروی‌کار را از بخش نظامی به بخش خصوصی القاء و تحریک کند. این تخصیص مجدد به‌آسانی امکان‌پذیر نیست و در نتیجه می‌تواند باعث ایجاد بیکاری اصطکاکی شود (فطرس و گل‌خندان، ۱۳۹۶).

همچنین با توجه به «اثر برون‌رانی»[۶]، کمبود منابع و محدودیت بودجه در کشورهای درحال‌توسعه، افزایش مخارج نظامی، دولت‌های این کشورها را برای هزینه در بخش‌های سرمایه‌ای و زیربنایی و همچنین انواع مخارج سرمایه‌گذاری که موجب تحریک اشتغال می‌شود، با محدودیت مواجه خواهد کرد (دان و واتسون[۷]، ۲۰۰۵). بر اساس توضیحات ذکرشده می‌توان گفت که با درنظر گرفتن اثرات مثبت و منفی، پیش‌بینی روشنی در مورد چگونگی اثرپذیری بیکاری نسبت به تغییرات هزینه‌های نظامی وجود ندارد (ژانگ و همکاران، ۲۰۱۵: ۶۱۱) و ممکن است که از ترکیب آثار مثبت و منفی مخارج نظامی بر بیکاری یک رابطه غیرخطی بین این دو به‌وجود آید.

---

[1] Productivity-Improving Effect
[2] Spin-Off
[3] Zhong *et al.*
[4] Tax Distortion Effects
[5] Reallocation Effects
[6] Crowding out Effect
[7] Dunne & Watson

لی (۲۰۲۱) در مقاله خود با ارائه یک مدل نظری شامل سه اثر، اثر سمت عرضه، اثر سمت تقاضا و اثر امنیتی منتج‌شده از مخارج نظامی در قالب یک مدل درون‌زای تصادفی، اثر بار نظامی را بر اشتغال فرموله و بهینه‌سازی کرده است. در این مقاله لی (۲۰۲۱) نشان داده است که اگر میزان بار نظامی (یا همان سهم مخارج نظامی از GDP) از کشش مخارج نظامی در تابع تولید (که نشان می‌دهد یک‌درصد تغییر در مخارج نظامی با فرض ثبات سایر متغیرها، تولید را چند درصد تغییر می‌دهد) کمتر باشد، افزایش بار نظامی منجر به ارتقاء سطح اشتغال خواهد شد. در مقابل، زمانی‌که میزان بار نظامی از کشش مخارج نظامی در تابع تولید بیشتر باشد، افزایش بار نظامی باعث کاهش اشتغال می‌شود. از این رو، سطح بهینه‌ای از بار نظامی وجود دارد که اشتغال را به بیشترین مقدار خود می‌رساند.

در مدل ارائه‌شده توسط لی (۲۰۲۱)، دو کشور فرضی وجود دارد: کشور میزبان و کشور خارجی که در حالت رویارویی نظامی قرار دارند. هزینه‌های نظامی کشور میزبان، امنیت ملی را تأمین می‌کند و در نتیجه مطلوبیت آن را افزایش می‌دهد. مخارج نظامی کشور خارجی نیز به‌عنوان یک تهدید خارجی در نظر گرفته می‌شود و بنابراین باعث کاهش سطح مطلوبیت کشور میزبان می‌شود. فرض کنید عامل نماینده کشور میزبان دارای واحد زمانی است که می‌تواند به اوقات فراغت (l) و یا کار ($1-l$ that $0<l<1$) اختصاص یابد. بنابراین رجحان کشور میزبان را می‌توان وابسته به مصرف آن (C)، اوقات فراغت (l)، مخارج نظامی داخلی (M) و هزینه نظامی خارجی (m^*) تعریف و به نوبه خود تابع مطلوبیت کشور میزبان را به‌صورت زیر مشخص کرد:

$$U(C,l,M,m^*)=\frac{1}{1-\theta}(Cl^{\eta})^{1-\theta}M^{\lambda}(m^*)^{-\lambda} \qquad (۱)$$

همچنین، فرض می‌شود که هزینه‌های نظامی خارجی از روند هندسی حرکت براونی به شرح زیر پیروی می‌کند:

$$dm^*=\xi m^*dt+m^*dv \qquad (۲)$$

که در رابطه فوق ξ نشان‌دهنده نرخ مورد انتظار آنی تغییر در هزینه‌های نظامی خارجی است. همچنین، عبارت تصادفی dv نشان‌دهنده شوک‌های مخارج نظامی خارجی است که یک متغیر تصادفی مستقل برخوردار از توزیع نرمال با میانگین صفر و واریانس $\sigma^2{}_v dt$ می‌باشد. جریان تولید، dY، طی یک بازه زمانی معین (dt) از دو بخش تشکیل می‌شود:

نخست، بخش قطعی شامل میانگین نرخ تولید در هر واحد زمانی (Z) و دوم، بخش تصادفی که نشان‌دهنده اعضای تصادفی گوناگونی است که بر میزان تولید اثرگذار می‌باشند (kdu). بر این اساس جریان تولید به صورت زیر بیان می‌شود:

$$dY=Zdt+kdu\equiv a\left[(1-l)\bar{k}\right]^{\gamma}M^{a}k^{1-a-\gamma}dt+kdu,\quad a,\gamma>0 \text{ and } 0<a+\gamma<1 \qquad (۳)$$

بر اساس رابطه فوق، تولید، Z، با استفاده از بهره‌وری نیروی کار، $(1-l)\bar{k}$، مخارج نظامی، M و موجودی سرمایه شرکت نماینده، k ایجاد می‌شود. a یک پارامتر مثبت است که سطح فناوری را منعکس

می‌کند و کشش هزینه‌های نظامی در تابع تولید است. متغیر $\bar{k}$ میانگین موجودی سرمایه کل اقتصاد است و بنابراین $(1-l)\bar{k}$، کارایی فردی را اندازه‌گیری می‌کند. عبارت تصادفی du در رابطه بالا نشان‌دهنده شوک‌های جریان تولید می‌باشد و یک متغیر تصادفی مستقل با توزیع نرمال استاندارد با میانگین صفر و واریانس $\sigma^2{}_u dt$ است. بنابراین، فرض می‌کنیم که کوواریانس اجزاء تصادفی du و dv برابر با $\sigma^2{}_{uv}$ است (لی، ۲۰۲۱: ۳). همچنین، فرض می‌شود که جریان هزینه‌های نظامی، dG، به‌شرح رابطه زیر است:

$$dG = Mdt \qquad (۴)$$

که در رابطه فوق، M مخارج نظامی در بازه‌ی زمانی dt را نشان می‌دهد. پارامتر h را می‌توان به‌عنوان شاخصی از بار دفاعی در نظر گرفت. افزایش h منجر به افزایش هزینه‌های نظامی در اقتصاد می‌شود. از این رو، داریم:

$$M = hZ, 0 < h < 1 \qquad (۵)$$

معادله محدودیت بودجه برای کشور میزبان را می‌توان به‌صورت زیر نوشت:

$$dk = dY - dC - dG \qquad (۶)$$

که در رابطه فوق، C معرف مصرف است که بر اساس رابطه $dC = Cdt$ شکل می‌گیرد. با جای‌گذاری در رابطه فوق، داریم:

$$\frac{dk}{k} = \left[(1-h)\Omega(l,h) - \frac{C}{k}\right]dt + du_k \qquad \Omega(l,h) \equiv [ah^{\alpha}(1-l)^{\gamma}]^{\frac{1}{1-\alpha}} = \frac{Z}{k} \qquad (۷)$$

بعد از تعیین تابع هدف و محدودیت‌های موجود و یک‌سری مفروضات دیگر[۱]، لی (۲۰۲۱) با استفاده از روش‌های برنامه‌ریزی پویای تصادفی، تأثیر بار دفاعی (h) بر سطح اشتغال را به‌صورت رابطه زیر به‌دست آورده است:

$$\frac{\partial(1-l)}{\partial h} = -\frac{\Delta_2}{\Delta_1} = -\frac{(a-h)\Omega(l,h)}{(1-a)h\Delta_1}\left[\frac{1-\theta}{\theta} + \frac{\gamma l}{\eta(1-a)(1-l)}\right] \begin{matrix} > \\ = \\ < \end{matrix} 0, \text{if } h \begin{matrix} < \\ = \\ > \end{matrix} a \qquad (۸)$$

که در رابطه فوق:

$$\Delta_1 = (1-h)\left[\frac{1}{\eta} - \frac{1-\theta}{\theta}\right]\Omega_l(l,h) + \eta^{-1}l\Omega_{ll}(l,h) < 0 \qquad (۹)$$

$$\Delta_2 = \frac{(a-h)\Omega(l,h)}{h(1-a)}\left[\frac{1-\theta}{\theta} + \frac{\gamma l}{\eta(1-a)(1-l)}\right] \qquad (۱۰)$$

معادله رابطه (۸) استدلال می‌کند که اگر $h < a$ ارتباط مثبتی بین بار نظامی و اشتغال و اگر $h > a$، ارتباط منفی بین بار نظامی و اشتغال وجود دارد. در واقع، رابطه بین بار دفاعی و اشتغال، غیرخطی است. لی (۲۰۲۱: ۵) شهود اقتصادی این استدلال را بر اساس رابطه‌های ذکرشده در بالا به این‌صورت بیان می‌کند که افزایش بار نظامی سرمایه‌گذاری خصوصی را از طریق سه کانال تحت تأثیر قرار می‌دهد. اولین مورد، اثر

[۱] علاقه‌مندان به‌منظور اطلاع از جزئیات فرموله‌سازی و روابط موجود به مقاله لی (۲۰۲۱) مراجعه کنند که به‌دلیل صرفه‌جویی از ارائه آن خودداری شده است.

ازدحام (برون‌رانی یا جانشـــینی جبری) اســـت که به موجب آن افزایش بار نظامی، هزینه‌های دولت را برای زیرساخت‌های اصلی کاهش می‌دهد و این اثر منجر به کاهش سطح سرمایه‌گذاری خصوصی می‌شود. دومین کانال، اثر بخشـه‌سـازی اسـت که به موجب آن افزایش بار نظامی اثرات خارجی مثبتی برای تولید خصـوصـی دارد و در نتیجه سطح سرمایه‌گذاری خصوصی را افزایش می‌دهد. کانال سوم نیز، «اثر بسیج منابع»[1] نام دارد که به موجب آن افزایش بار نظامی بر رفتار مصـرف خصـوصـی حاکم خواهد بود. افزایش بار نظامی منجر به افزایش سطح مطلوبیت می‌شود و مصرف‌کننده نماینده تمایل دارد مصرف فعلی خود را کاهش دهد تا در آینده مطلوبیت بالاتری به دسـت آورد. از این رو، اثر بسـیج منابع نشـان می‌دهد که افزایش بار نظامی منجر به افزایش سرمایه‌گذاری فعلی می‌شود. اثر خالص (نهایی) افزایش بار نظامی بر سطح سرمایه‌گذاری خصوصی به بزرگی نسبی این سه کانال بستگی دارد. بدیهی است که افزایش بار نظامی در صورتی که باعث تحریک (کاهش) سرمایه‌گذاری خصوصی شود، سطح تولید را افزایش می‌دهد (کاهش می‌دهد). بنابراین، اگر افزایش بار دفاعی نظامی به افزایش (کاهش) در سطح تولید منجر شود، رابطه بین بار دفاعی و اشتغال مثبت (منفی) است.

علاوه بر این، شـهود اقتصـادی معادله (۸) را می‌توان به‌صـورت زیر نیز بیان کرد. بار نظامی (h) از یک سـمت از طریق اثر برون‌رانی سـرمایه‌گذاری خصـوصـی، ناکارآمد اسـت و از این رو منجر به کاهش اشـتغال می‌شود. در مقابل، پارامتر a را می‌توان به‌عنوان اثر سمت عرضه منتج‌شده از مخارج نظامی در نظر گرفت. اثر مثبت طرف عرضه ممکن است به وجود سرریزهای فناوری مربوط باشد. اساساً، سرریزهای فناوری از پایگاه صنعتی دفاعی[2] (DIB) می‌آیند و سپس این واقعیت که پارامتر a مثبت است به وجود DIB مربوط می‌شود. از این رو، a بزرگ‌تر، منجر به اثر جانبی عرضـه بزرگ‌تر می‌شـود و سـطح تولید را افزایش می‌دهد. افزایش در سـطح تولید نیز در نهایت منجر به افزایش اشـتغال می‌شـود. بنابراین، اگر $h < a$ باشـد، تأثیر بار نظامی بر سـطح اشـتغال مثبت اسـت. در مقابل، زمانی‌که $h > a$ باشـد، اثرات بار نظامی بر اشـتغال منفی اسـت (لی، ۲۰۲۱: ۵).

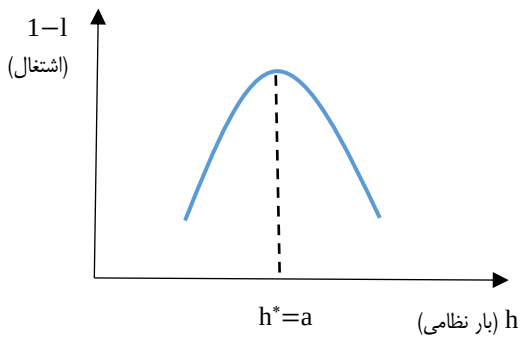
با مشـــتق‌گرفتن مجدد از رابطه (۸)، به‌منظور بررســـی نوع بهینگی (شـــرایط ثانویه) می‌توان رابطه زیر استخراج کرد:

$$\frac{\partial^2(1-l)}{\partial h^2} = -\frac{[(h-a)^2 + a(1-a)](1-l)\left[\frac{1-\theta}{\theta} + \frac{\gamma l}{\eta(1-a)(1-l)}\right]}{h^2(1-h^2)\gamma\left[\left(\frac{1}{\eta} - \frac{1-\theta}{\theta}\right) + \frac{l(1-a-\gamma)}{\eta(1-a)(1-l)}\right]} < 0 \qquad (۱۱)$$

از نظر ریاضـــی، معادله (۱۱) نشـــان می‌دهد که مقدار بهینه (بحرانی) به‌دســـت‌آمده در رابطه (۸) از نوع ماکزیمم (بیشینه) است و رابطه بین بار نظامی (h) و اشتغال $(1-l)$، به شکل U معکوس است. از معادله (۸) و (۱۱)، مقدار بحرانی h که اشـتغال را به حداکثر می‌رسـاند، برابر اسـت با $h* = \alpha$ که نشـان می‌دهد

[1] Resource Mobilization Effect
[2] Defense Industrial Base

برای دستیابی به سطح حداکثری اشتغال، باید بار نظامی بهینه با کشش تولید نسبت به مخارج نظامی داخلی برابر باشد. اگر بار نظامی بیشتر از مقدار بار نظامی بهینه باشد، اشتغال با کاهش بار نظامی افزایش می‌یابد. در مقابل، اگر بار نظامی کمتر از مقدار بار نظامی بهینه باشد، اشتغال با افزایش بار نظامی افزایش می‌یابد. شکل شماره (۱) رابطه U معکوس بین بار نظامی و اشتغال را نشان می‌دهد. بدیهی است که بر این اساس رابطه بین بار نظامی و بیکاری به شکل U است.



شکل شماره (۱) رابطه بین بار نظامی و اشتغال
مأخذ: لی (۲۰۲۱: ۶)

۲-۲. پیشینه پژوهش

اولین مطالعه در زمینه رابطه بیکاری و مخارج نظامی، به مطالعه اسمیت[1] (۱۹۷۷) بر می‌گردد. وی با به‌کارگیری داده‌های آماری ۸ کشور مختلف به یک رابطه مثبت بین هزینه‌های نظامی و نرخ بیکاری دست یافت. بعد از این مطالعه، مطالعات تجربی گسترده‌ای سعی کردند تا رابطه بین این دو متغیر را مدل‌سازی کنند. مطالعات انجام‌شده در این زمینه حول دو موضوع اساسی بوده است. نخست شناسایی نوع و شدت اثرگذاری مخارج نظامی در کوتاه‌مدت و بلندمدت و دوم بررسی رابطه علیت بین این دو متغیر. در جدول شماره (۱) خلاصه‌ای از اهم مطالعات تجربی خارجی و داخلی در زمینه موضوع تحقیق ارائه شده است. بر اساس نتایج این جدول می‌توان گفت که نتایج تجربی به‌دست‌آمده در زمینه مخارج نظامی و بیکاری، ناهمگن و متفاوت بوده است. دلیل این موضوع را می‌توان در عوامل مختلفی از قبیل، نمونه و بازه زمانی مورد بررسی، نوع مدل‌سازی و روش برآورد و استفاده از شاخص‌های گوناگون برای متغیرها بیان کرد. همان‌طور که از بررسی پیشینه پژوهش می‌توان متوجه شد، تاکنون در هیچ مطالعه داخلی و خارجی به‌صورت تجربی به بررسی تأثیر غیرخطی هزینه‌های نظامی بر بیکاری و شناسایی نوع شکل آن پرداخته نشده است. مطالعه حاضر می‌کوشد تا برای نخستین‌بار تأثیر غیرخطی (U شکل) بار نظامی بر نرخ بیکاری را مدل‌سازی و در بوته آزمون تجربی قرار دهد.

[1] Smith

جدول شماره (۱) خلاصه‌ای از اهم مطالعات تجربی خارجی و داخلی انجام‌شده در زمینه موضوع تحقیق

محقق (محققین) و سال تحقیق	مکان و دوره زمانی تحقیق	روش برآورد مدل	نتیجه
مطالعات خارجی			
دان و اسمیت[1] (۱۹۹۰)	۱۱ کشور OECD (۱۹۴۷-۱۹۸۷)	علیت گرنجری در داده‌ی پانل	هیچ‌گونه رابطه علیتی بین هزینه‌های نظامی و بیکاری وجود ندارد.
آبل[2] (۱۹۹۰)	کشور آمریکا (۱۹۷۳-۱۹۸۷)	آزمون علیت گرنجری مبتنی بر مدل VAR	هزینه‌های دفاعی علیت گرنجری بیکاری در آمریکا است.
بارکر و همکاران[3] (۱۹۹۱)	کشور بریتانیا (۱۹۹۲-۲۰۰۰)	شبیه‌سازی یک مدل اقتصاد کلان چندبخشی	کاهش هزینه‌های نظامی به نصف مقدار خود طی سال‌های ۱۹۹۲-۲۰۰۰، ممکن است منجر به کاهش معناداری در نرخ بیکاری و افزایش تولید شود.
وینگ[4] (۱۹۹۱)	کشور اندونزی (۱۹۷۸-۱۹۸۰)	مدل‌های برنامه‌ریزی ورودی- خروجی	مخارج دفاعی تأثیر مثبت و معناداری بر اشتغال داشته است.
پین و راس[5] (۱۹۹۲)	کشور آمریکا (۱۹۶۰-۱۹۹۸)	آزمون علیت گرنجری مبتنی بر مدل VAR	هیچ رابطه علیتی بین هزینه‌های دفاعی و نرخ بیکاری وجود ندارد.
پائول[6] (۱۹۹۶)	۱۸ کشور OECD (۱۹۶۲-۱۹۸۸)	آزمون علیت گرنجری مبتنی بر مدل VAR	رابطه علی بین هزینه‌های نظامی و غیرنظامی با بیکاری یکسان نیست.
هوکر و کنتر[7] (۱۹۹۷)	۵۰ ایالت کشور آمریکا (۱۹۶۳-۱۹۹۴)	OLS	سرانه قراردادهای تدارکاتی نظامی حقیقی دارای اثر مثبت بر رشد اشتغال می‌باشد.
ییلدریم و سزگین[8] (۲۰۰۳)	کشور ترکیه (۱۹۵۰-۱۹۹۸)	ARDL	هزینه‌های دفاعی در کوتاه‌مدت و بلندمدت تأثیر منفی بر اشتغال داشته است.

[1] Dunne & Smith
[2] Abell
[3] Barker *et al.*
[4] Wing
[5] Payne & Ross
[6] Paul
[7] Hooker & Knetter
[8] Yildirim & Sezgin

محقق (محققین) و سال تحقیق	مکان و دوره زمانی تحقیق	روش برآورد مدل	نتیجه
دان و واتسون (۲۰۰۵)	۹ کشور OECD (۱۹۶۰–۲۰۰۲)	ARDL	مخارج نظامی تأثیر معناداری بر اشتغال نداشته است.
هوانگ و کائو[1] (۲۰۰۵)	کشور تایوان (۱۹۶۶–۲۰۰۲)	ARDL	تأثیر هزینه‌های دفاعی بر اشتغال بر بیکاری در کوتاه‌مدت و بلندمدت به‌ترتیب منفی و مثبت است.
تانگ و همکاران[2] (۲۰۰۹)	۴۶ کشور جهان (۱۹۸۸–۲۰۰۴)	علیت گرنجری در داده‌ی پانل	رابطه علیت از مخارج نظامی به بیکاری تنها برای کشورهای با درآمد متوسط و کم و کشورهای غیر OECD، تأیید و این رابطه در جهت عکس برای کل کشورهای نمونه رد می‌شود.
مالیزارد[3] (۲۰۱۴)	کشور فرانسه (۱۹۷۵–۲۰۰۸)	ARDL	مخارج دفاعی و غیردفاعی، تأثیر منفی بر نرخ بیکاری دارند؛ اما از نظر جبری اثرگذاری مخارج غیردفاعی بزرگ‌تر است.
ژانگ و همکاران (۲۰۱۵)	کشورهای G7 (۱۹۸۸–۲۰۱۲)	علیت گرنجری پانلی مبتنی‌بر بوت استراپ	نتایج جهت علیت بین کشورهای مختلف تا حدودی متفاوت است. در کشورهای کانادا، ژاپن و ایالات‌متحده رابطه علیت یک‌طرفه از سمت مخارج نظامی به بیکاری، در کشورهای فرانسه و آلمان رابطه علیت یک‌طرفه از سمت بیکاری به مخارج نظامی و در کشورهای ایتالیا و بریتانیا علیت دوطرفه بین بیکاری و مخارج نظامی تأیید می‌شود.
کیونگ و جانهوا[4] (۲۰۱۵)	کشور چین (۱۹۹۱–۲۰۱۳)	ARDL	مخارج نظامی اثر مثبت بر بیکاری داشته است؛ اما تأثیر مخارج غیرنظامی بر بیکاری، منفی می‌باشد.
سانسو–ناوارو و ورا–کابلو[5] (۲۰۱۵)	کشورهای عضو اتحادیه اروپا (EU15) (۱۹۹۱–۲۰۱۲)	علیت گرنجری پانلی مبتنی‌بر بوت استراپ	شواهد اندکی برای برقراری رابطه علیت از سمت هزینه‌های نظامی به بیکاری وجود دارد و این علیت برای کشورهایی که سهم قابل توجه‌تری از بودجه خود را به امور نظامی اختصاص می‌دهند، موضوعیت بیشتری دارد.
ازم و همکاران[6] (۲۰۱۶)	کشورهای منتخب آسیای جنوبی (شامل: هند، نپال، پاکستان و سری‌لانکا) (۱۹۹۰–۲۰۱۳)	DOLS	هزینه‌های نظامی اثر منفی و معناداری بر نرخ بیکاری داشته است.

[1] Huang & Kao
[2] Tang et al.
[3] Malizard
[4] Qiong & Junhua
[5] Navarro & Cabello
[6] Azam et al.

محقق (محققین) و سال تحقیق	مکان و دوره زمانی تحقیق	روش برآورد مدل	نتیجه
میکائیل و استلیئوس[1] (۲۰۱۷)	کشورهای اروپای جنوبی (۱۹۶۰-۲۰۱۵)	ARDL	تأثیر مخارج دفاعی بر بیکاری در کشورهای پرتغال و یونان، منفی، در کشور اسپانیا مثبت و در کشور ایتالیا بی‌معناست. به‌علاوه، تأثیر هزینه‌های غیردفاعی بر بیکاری ضعیف‌تر از هزینه‌های دفاعی است.
رایفو و همکاران[2] (۲۰۲۲)	کشور نیجریه (۱۹۸۴-۲۰۱۹)	ARDL و علیت گرنجری تودا-یاماموتو[3]	جهت علیت بین بیکاری و مخارج نظامی به معیار اندازه‌گیری مخارج نظامی در مدل بستگی دارد. به‌علاوه، هزینه‌های نظامی تنها در کوتاه‌مدت، بیکاری را کاهش می‌دهد و در بلندمدت، بیکاری را تشدید می‌کند.
رایفو و آفولابی[4] (۲۰۲۳)	کشور آفریقای‌جنوبی (۱۹۹۴-۲۰۱۹)	ARDL و NARDL	نتایج برآوردگر ARDL نشان می‌دهد که هزینه‌های نظامی، بیکاری را در بلندمدت کاهش می‌دهد؛ اما در کوتاه‌مدت بدون در نظر گرفتن شکست ساختاری، آن را تشدید می‌کند. بر اساس نتایج برآوردگر NARDL نیز، یک تغییر مثبت در هزینه‌های نظامی، بیکاری را افزایش می‌دهد؛ در حالی‌که یک تغییر منفی در هزینه‌های نظامی، بیکاری را به‌ویژه در بلندمدت کاهش می‌دهد.
حنیف و همکاران[5] (۲۰۲۳)	کشور بنگلادش (۱۹۹۰-۲۰۱۸)	ARDL	افزایش هزینه‌های نظامی به‌طور قابل‌توجهی بیکاری را در کوتاه‌مدت کاهش می‌دهد؛ با این حال، هیچ رابطه بلندمدت معناداری یافت نمی‌شود.
مطالعات داخلی			
فطرس و گل‌خندان (۱۳۹۶)	کشورهای منتخب درحال‌توسعه (۱۹۹۵-۲۰۱۴)	PMG	اثر کوتاه‌مدت و بلندمدت بار نظامی بر بیکاری، مثبت و این اثرگذاری برای بار غیرنظامی، منفی است.
گل‌خندان (۱۳۹۷)	کشور بنگلادش (۱۳۷۵-۱۳۹۶)	یوهانسن و علیت گرنجری تودا و یاماموتو	مخارج دفاعی در بلندمدت بر نرخ بیکاری اثر مثبت داشته است و یک رابطه علیت یک‌طرفه از مخارج دفاعی به نرخ بیکاری وجود دارد.

علائم اختصاری جدول: VAR: خودرگرسیون برداری، OLS: حداقل مربعات معمولی، ARDL: خودرگرسیون باوقفه‌های توزیعی، DOLS: حداقل مربعات معمولی پویا، NARDL: ARDL غیرخطی، PMG: میانگین گروهی تلفیقی.

منبع: یافته‌های پژوهش

[1] Michael & Stelios
[2] Raifu et al.
[3] Toda-Yamamoto
[4] Raifu & Afolabi
[5] Hanif et al.

۳. روش‌شناسی پژوهش

به‌منظور بررسی اثر غیرخطی بار نظامی بر نرخ بیکاری و به‌عبارتی دیگر، آزمون فرضیه لی (۲۰۲۱) (وجود رابطه U شکل بین بار نظامی و بیکاری) با الهام از مطالعات تجربی مالیزارد (۲۰۱۴)، کیونگ و جانهوا (۲۰۱۵) و میکائیل و استلیئوس (۲۰۱۷) در زمینه رابطه مخارج نظامی و بیکاری، فرم تبعی مدل این پژوهش به شکل زیر تصریح شده است:

$$u_{it} = f\left(m_{it}, nm_{it}, g_{it}\right) + \epsilon_{it} \qquad (۱۲)$$

که در رابطه فوق متغیرها به‌صورت زیر تعریف شده‌اند:

u: نرخ بیکاری (بر حسب درصد)؛

m: سهم مخارج نظامی دولت از GDP یا همان شاخص بار نظامی (بر حسب درصد)؛

nm: سهم مخارج غیرنظامی دولت از GDP یا همان شاخص بار غیرنظامی (بر حسب درصد)؛

g: نرخ رشد تولید ناخالص داخلی (GDP) به قیمت‌های ثابت سال ۲۰۱۵ (بر حسب درصد)؛

ϵ: جزء خطای تصادفی.

همچنین، i به مقاطع (کشورهای مورد مطالعه، شامل ۱۷۱ کشور جهان) و t به بازه زمانی پژوهش (۲۰۲۰–۲۰۰۰) اشاره دارد. اطلاعات مربوط به داده‌های آماری متغیرهای بارنظامی و غیرنظامی از مؤسسه بین‌المللی تحقیقات صلح استکهلم[1] (SIPRI) و سایر متغیرها از وب‌سایت شاخص‌های توسعه جهانی[2] (WDI) متعلق به بانک جهانی جمع‌آوری شده‌اند. جامعه آماری این پژوهش تمام کشورهای جهان می‌باشد که بر اساس شرط وجود اطلاعات و داده‌های آماری برای کلیه متغیرها طی بازه زمانی پژوهش، در نهایت ۱۷۱ کشور (شامل ایران) برای بررسی تجربی انتخاب شده‌اند.

در جدول شماره (۲) برخی از مهم‌ترین شاخص‌های آماری متغیرهای اصلی تحقیق ارائه شده است. بر اساس نتایج این جدول، میانگین نرخ بیکاری در کشورهای مورد مطالعه حدود ۷/۸۳۶ درصد بوده است که بیشترین مقدار آن با عدد ۳۷/۳۲۰ درصد متعلق به کشور مقدونیه شمالی و کمترین مقدار آن با عدد ۰/۱۰۱ درصد متعلق به کشور قطر بوده است. میانگین سهم مخارج نظامی دولت از GDP (یا همان بار نظامی) نیز حدود ۱/۹۹۷ درصد می‌باشد که بیشترین مقدار آن به کشور عربستان با چیزی در حدود ۱۳/۳۳۳ و کمترین مقدار آن متعلق به کشور هائیتی با عدد ۰/۰۶۱ درصد می‌باشد. همچنین بر اساس شاخص آماری انحراف معیار، میزان پراکندگی داده‌های متغیرهای اصلی تحقیق در سطح نسبتاً پایینی است. شاخص نرمالیتی و سطح احتمال آن نیز گویای آن است که هر دو متغیر اصلی این تحقیق یعنی نرخ بیکاری و بار نظامی از توزیع نرمال برخوردار نمی‌باشند.

[1] Stockholm International Peace Research Institute
[2] World Development Indicators

جدول شماره (۲) شاخص‌های آماری متغیرهای اصلی تحقیق

متغیر	شاخص آماری				
	میانگین	ماکزیمم	مینیمم	انحراف معیار	نرمالیتی (احتمال)
نرخ بیکاری	۷/۸۳۶	۳۷/۳۲۰	۰/۱۰۱	۵/۴۶۲	۱۱۶/۷۹۳ (۰/۰۰۰)
بار نظامی	۱/۹۹۷	۱۳/۳۳۳	۰/۰۶۱	۱/۴۴۵	۴۶۷/۵۳۶ (۰/۰۰۰)

منبع: یافته‌های پژوهش

از آنجایی‌که فرضیه اصلی این پژوهش آزمون اثر غیرخطی بار نظامی بر نرخ بیکاری است، بنابراین فرم تبعی مدل این پژوهش در رابطه (۱۲)، به‌صورت یک مدل استاندارد پانل آستانه‌ای و به‌شکل رابطه زیر تصریح خواهد شد:

$$u_{it} = \beta_0 + \beta_1 nm_{it} + \beta_2 g_{it} + A(m_{it} \le \vartheta) * \beta_3 m_{it} + A(m_{it} > \vartheta) * (\beta_4 + \beta_5 m_{it}) + \epsilon_{it} \quad (۱۳)$$

$$\text{Where: } \begin{cases} A(m_{it} \le \vartheta) = 1 \ \text{ if } \ m_{it} \le \vartheta \\ A(m_{it} > \vartheta) = 1 \ \text{ if } \ m_{it} > \vartheta \end{cases}$$

در معادله فوق m_{it} متغیر آستانه‌ای مدل و ϑ ارزش (مقدار) حد آستانه‌ای درصد سهم مخارج نظامی از GDP است که لازم است مقدار آن به‌صورت تجربی برآورد شود. به این منظور، ارزش حد آستانه به پیروی از روش هانسن[1] (۱۹۹۹) و با برآورد رابطه (۱۳) به‌ازای مقادیر مختلف آستانه m_{it} و حداقل‌نمودن مجموع مجذور خطاها به‌دست می‌آید. به‌عبارت دیگر، آن سطح از متغیر آستانه که متضمن کمترین میزان مجموع مجذور خطاست، آستانه بهینه است؛ که برای بررسی معناداری آن از روش بازنمونه‌گیری[2] هانسن (۱۹۹۹، ۲۰۰۰) استفاده می‌شود.

۴. تجزیه و تحلیل داده‌ها و یافته‌های پژوهش

اولین گام پیش از برآورد مدل در داده‌های پانل (ترکیبی)، انجام آزمون مانایی (ریشه واحد) است. خلاصه نتایج آزمون مانایی ایم، پسران و شین[3] (IPS) در جدول شماره (۳) گزارش شده است. بر اساس نتایج این جدول و سطوح احتمال فرضیه صفر که نشان‌دهنده نامانایی متغیر مورد بررسی می‌باشد، نتیجه می‌گیریم که کلیه متغیرها در سطح اطمینان ۹۵ درصد، در سطح، مانا می‌باشند. بنابراین نیازی به بررسی مانایی تفاضل متغیرها و انجام آزمون‌های هم‌انباشتگی نیست. بر این اساس بدون نگرانی از بروز رگرسیون کاذب می‌توان مدل را برآورد کرد.

[1] Hansen
[2] Bootstrapping
[3] Im, Pesaran & Shin

جدول شماره (۳) نتایج آزمون مانایی پانلی IPS

متغیر	آماره در سطح	سطح احتمال	درجه مانایی
u	-۱۴/۵۸۸***	۰/۰۰۰	I(0)
m	-۶/۶۹۱**	۰/۰۰۰	I(0)
nm	-۵/۸۷۲***	۰/۰۰۰	I(0)
g	-۹/۱۱۵***	۰/۰۰۰	I(0)

توجه: علائم *** و ** به ترتیب نشان‌دهنده معناداری در سطوح احتمال ۱ و ۵ درصد می‌باشند.
منبع: یافته‌های پژوهش

به‌منظور گزینش بین دو روش داده‌های پانل[1] (ترکیبی) و تلفیقی[2] (پولینگ) در برآورد مدل، از آزمون F لیمر استفاده می‌شود. فرضیه صفر این آزمون نشان‌دهنده آن است که هر یک از مقاطع عرض از مبدأهای یکسانی دارند (لزوم استفاده از داده‌های تلفیقی) و فرضیه مقابل اشاره به ناهمسانی عرض از مبدأهای هر یک از مقاطع دارد (لزوم استفاده از داده‌های پانل). نتایج آزمون F لیمر در قسمت «الف» جدول شماره (۴) نشان داده شده است. با توجه به سطح احتمال آزمون F لیمر، فرضیه صفر مبنی‌بر قابلیت برآورد داده‌ها به‌شیوه تلفیقی پذیرفته نمی‌شود و لازم است است که مدل به‌روش داده‌های پانل (ترکیبی) برآورد شوند. روش پانل با استفاده از دو مدل اثرات ثابت[3] (FE) و اثرات تصادفی[4] (RE) و انتخاب نهایی بین این دو روش به‌وسیله آزمون هاسمن انجام می‌شود. فرضیه صفر این آزمون به استفاده از مدل اثرات تصادفی دلالت دارد. سطح احتمال آزمون هاسمن در قسمت «ب» جدول شماره (۴) نشان‌دهنده مناسب بودن مدل اثرات ثابت جهت برآورد مدل تحقیق است.

جدول شماره (۴) نتایج آزمون‌های F لیمر و هاسمن برای مدل تحقیق

نام آزمون	مقدار آماره	سطح احتمال	نتیجه
الف. آزمون F لیمر	***۱۵/۲۸۴	۰/۰۰۰	استفاده از داده‌های پانل
ب. آزمون هاسمن	***۴۱/۷۹۸	۰/۰۰۰	استفاده از برآوردگر FE

توجه: علامت *** نشان‌دهنده معناداری در سطح احتمال ۱ درصد و اعداد داخل پرانتز بیان‌گر سطح احتمال فرضیه صفر می‌باشند.
منبع: یافته‌های پژوهش

جدول شماره (۵) نتایج برآورد مدل پانل آستانه‌ای با اثرات ثابت را نشان می‌دهد. بر اساس نتایج این جدول کلیه ضرایب برآوردی در سطح اطمینان ۹۵ درصد از معناداری لازم برخوردارند (به‌جز ضریب متغیر سهم مخارج غیرنظامی از GDP). همچنین، مقدار ضریب تعیین مدل، حاکی از قدرت بالای توضیح‌دهندگی

[1] Panel Data
[2] Pooling Data
[3] Fixed Effect
[4] Random Effect

آن می‌باشد؛ به‌گونه‌ای که حدود ۸۹ درصد تغییرات نرخ بیکاری (متغیر مستقل مدل) توسط متغیرهای توضیحی مدل، توضیح داده شده است. با توجه به آزمون‌های فروض کلاسیک ارائه‌شده در جدول شماره (۶) نیز، باقیمانده‌های مدل برآوردشده از توزیع نرمال برخوردارند و مدل برآوردشده فاقد مشکلات ناهمسانی واریانس، خودهمبستگی و خطای تصریح (فرم تبعی نامناسب) است. بر این اساس نتایج تجربی به‌دست‌آمده از قابلیت تحلیل و تفسیر لازم برخوردارند.

جدول شماره (۵) نتایج برآورد مدل پانل آستانه‌ای با اثرات ثابت

متغیر	نماد	ضریب برآوردی	ارزش احتمال
حد آستانه سهم مخارج نظامی از GDP (بار نظامی)	ϑ	۱/۶۱۱***	۰/۰۰۰
عرض از مبدأ در رژیم بار نظامی پایین	$C\ (m \leq \vartheta = 1.611)$	۰/۱۸۸***	۰/۰۰۰
عرض از مبدأ در رژیم بار نظامی بالا	$C\ (m > \vartheta = 1.611)$	۰/۳۱۵***	۰/۰۰۰
سهم مخارج نظامی از GDP در رژیم بار نظامی پایین	$m\ (m \leq \vartheta = 1.611)$	-۰/۶۱۶***	۰/۰۰۰
سهم مخارج نظامی از GDP در رژیم بار نظامی بالا	$m\ (m > \vartheta = 1.611)$	۱/۶۹۲***	۰/۰۰۰
سهم مخارج غیرنظامی از GDP	nm	-۰/۳۶۵	۰/۲۹۹
نرخ رشد تولید ناخالص داخلی سرانه	g	-۱/۰۱۱**	۰/۰۱۴
ضریب تعیین	R^2	۰/۸۸۹	

توجه: علائم *** و ** به ترتیب نشان‌دهنده معناداری در سطوح احتمال ۱ و ۵ درصد می‌باشند.

منبع: یافته‌های پژوهش

جدول شماره (۶) نتایج حاصل از آزمون‌های فروض کلاسیک مدل برآوردشده

نام آزمون	آماره آزمون	مقدار آماره	ارزش احتمال	نتیجه
نرمالیتی	جارک-برا	۰/۸۹۹	۰/۶۳۹	تأیید فرضیه صفر مبنی‌بر توزیع نرمال باقیمانده‌ها
واریانس همسانی	بروش-پاگان	۲/۶۵۱	۰/۱۲۶	تأیید فرضیه صفر مبنی‌بر همسانی واریانس
همبستگی سریالی	بروش-گادفری	۰/۲۲۵	۰/۶۴۱	تأیید فرضیه صفر مبنی‌بر عدم خودهمبستگی
فرم تبعی	رمزی	۰/۳۴۲	۰/۷۱۵	تأیید فرضیه صفر مبنی‌بر تصریح صحیح مدل

منبع: یافته‌های پژوهش

بر اساس نتایج تجربی ارائه‌شده در جدول شماره (۵):

حد آستانه‌ای سهم مخارج نظامی از GDP (بار نظامی) ۱/۶۱۱ درصد به دست‌آمده است. نتایج آزمون خطی‌بودن هانسن با روش بازنمونه‌گیری نیز معنی‌داری حد آستانه را تأیید می‌کند. مفهوم این حد آستانه آن است که در رژیم بار نظامی پایین، یعنی تا زمانی‌که سهم مخارج نظامی از GDP کمتر از ۱/۶۱۱ درصد باشد، افزایش بار نظامی، تأثیر منفی و معناداری بر بیکاری داشته است. اما در رژیم بار نظامی بالا، یعنی زمانی‌که سهم مخارج نظامی از GDP بیشتر از ۱/۶۱۱ درصد باشد، افزایش بار نظامی، منجر به افزایش بیکاری می‌شود. بر این اساس می‌توان یک رابطه به شکل U بین بار نظامی و بیکاری در کشورهای جهان در نظر گرفت. این

نتایج تأییدکننده فرضیه لیانگ (۲۰۲۱) مبنی بر وجود رابطه غیرخطی و U شکل بین بار نظامی و بیکاری است. همچنین، در مدل برآوردی، عرض از مبدأ در دو رژیم متفاوت از هم بوده است که نشان از تغییر رژیم بار نظامی دارد. در این راستا، نتایج مطالعات تجربی وینگ (۱۹۹۱)، هوانگ و کائو (۲۰۰۵)، مالیزارد (۲۰۱۴) و ازم و همکاران (۲۰۱۶)، تأثیر بلندمدت مخارج نظامی بر بیکاری را منفی و نتایج مطالعات تجربی کیونگ و جانهوا (۲۰۱۵)، میکائیل و استلیئوس (۲۰۱۷) و گل‌خندان (۱۳۹۷)، تأثیر بلندمدت مخارج نظامی بر بیکاری را مثبت ارزیابی کرده‌اند. نتایج مطالعه حاضر ترکیبی از نتایج این دو گروه از مطالعات تجربی است. البته گروهی از مطالعات تجربی نظیر دان و اسمیت (۱۹۹۰)، دان و واتسون (۲۰۰۵) و حنیف و همکاران (۲۰۲۳) رابطه معناداری بین مخارج نظامی و بیکاری نیافته‌اند.

تأثیر بلندمدت سهم مخارج غیرنظامی از GDP (nm) بر نرخ بیکاری در کشورهای مورد مطالعه، منفی است؛ اما از معناداری آماری لازم برخوردار نیست. در مورد تأثیر مخارج غیرنظامی بر بیکاری دو دیدگاه کلی وجود دارد. بر اساس دیدگاه نخست انتظار برآن است که افزایش اندازه دولت (بالاخص در کشورهای توسعه‌یافته)، ازدحام در بخش خصوصی و بالاخص سرمایه‌گذاری خصوصی را کاهش دهد. در نتیجه، رشد بهره‌وری و رقابت بین‌المللی کاهش و نرخ بیکاری افزایش یابد. این دیدگاه در ادبیات اقتصادی به منحنی آبرامز معروف است. در مقابل، دیدگاه دیگری وجود دارد که ادعا می‌کند چون در بسیاری از کشورها (بالاخص کشورهای درحال‌توسعه)، بخش قابل‌توجهی از استخدام نیروی انسانی در اختیار دولت می‌باشد. در واقع دولت در واکنش به نرخ بیکاری بالا، با استخدام بیشتر نیروی کار باعث افزایش مخارج غیرنظامی خود می‌شود. در عین حال می‌توان گفت به‌دلیل ضعیف بودن زیرساخت‌ها در کشورهای درحال‌توسعه، مخارج بیشتر دولت‌ها در این کشورها باعث تقویت شرایط کارآفرینی و اشتغال می‌شود. در واقع هر دو پدیده ذکرشده در کشورهای درحال‌توسعه، بسته به شرایط اتفاق می‌افتد و باعث به‌وجودآمدن رابطه منفی مخارج دولت بر نرخ بیکاری می‌شود (انصاری سامانی و خیل کردی، ۱۳۹۵). با توجه به این دیدگاه‌های متضاد و این موضوع که کشورهای مورد مطالعه در این تحقیق، ناهمگن و دربرگیرنده هر دو گروه از کشورهای درحال‌توسعه و توسعه‌یافته می‌باشد، اثر بی‌معنای مخارج غیرنظامی بر بیکاری قابل توجیه است. در این راستا نتایج مطالعات تجربی مالیزارد (۲۰۱۴)، کیونگ و جانهوا (۲۰۱۵)، گل‌خندان (۱۳۹۷) و فطرس و گل‌خندان (۱۳۹۶) حاکی از تأثیر منفی و معنادار مخارج غیرنظامی بر نرخ بیکاری می‌باشد.

تأثیر بلندمدت نرخ رشد تولید ناخالص داخلی (g) بر بیکاری، منفی و معنادار است. به‌گونه‌ای که با افزایش ۱ درصدی در نرخ رشد اقتصادی، نرخ بیکاری حدود ۱/۰۱۱ درصد کاهش خواهد یافت که این نتیجه به‌دست‌آمده بیانگر صدق قانون اوکان (به‌معنای تأثیر منفی رشد بر بیکاری) است. بدیهی است هرچه میزان تولید یک کشور بالاتر رود، نیاز استخدام نیروی‌کار، بیشتر شده و سطح اشتغال در آن کشور به اشتغال کامل نزدیک‌تر شده و بیکاری کاهش می‌یابد. نتیجه به‌دست‌آمده مبنی بر تأثیر منفی رشد اقتصادی بر نرخ بیکاری هم‌سو با نتایج مطالعات تجربی گسترده‌ای در این زمینه نظیر مالیزارد (۲۰۱۴)، کیونگ و جانهوا (۲۰۱۵)، ازم و همکاران (۲۰۱۶)، میکائیل و استلیئوس (۲۰۱۷)، رایفو و آفولابی (۲۰۲۳)، گل‌خندان (۱۳۹۷) و فطرس و همکاران (۱۳۹۶) می‌باشد.

۵. نتیجه‌گیری و پیشنهادها

پیرامون دیدگاه‌های متضاد و نتایج تجربی ناهمگن در زمینه تأثیر مخارج نظامی بر بیکاری و همچنین پیرو مطالعه نظری لی (۲۰۲۱)، این مقاله به بررسی رابطه بار نظامی و نرخ بیکاری در ۱۷۱ کشور جهان طی دوره زمانی ۲۰۲۰-۲۰۰۰ و با تأکید بر فرضیه اثرگذاری غیرخطی پرداخته است. به این منظور از متغیرهای مخارج غیرنظامی و رشد اقتصادی به‌عنوان متغیر کنترل و جهت برآورد مدل تحقیق از روش پانل آستانه‌ای با اثرات ثابت استفاده شد.

نتایج برآورد مدل نشان می‌دهد که تأثیر بار نظامی بر بیکاری، غیرخطی و به‌صورت رابطه U شکل می‌باشد که تأییدکننده فرضیه لی (۲۰۲۱) در این زمینه است. مقدار حد آستانه بار نظامی نیز حدود ۱/۶۱۱ درصد از GDP برآورد شده است. بر این اساس می‌توان گفت تا قبل از حد آستانه، سهم مخارج نظامی از GDP تأثیری منفی و معنی‌دار بر نرخ بیکاری داشته است؛ اما پس از عبور از این حد آستانه، سهم رانت نفت از GDP تأثیری مثبت و معنی‌دار بر نرخ بیکاری در کشورهای مورد مطالعه دارد. این نتایج نشان می‌دهد که افزایش سهم مخارج نظامی از GDP تا یک سطح مشخص می‌تواند با تحریک تولید کل، اشتغال را افزایش دهد. در واقع، توسعه نظامی در مراحل اولیه ممکن است بهره‌وری نیروی‌کار را از شیوه‌های گوناگون مانند سرریز تکنولوژی از بخش نظامی به بخش غیرنظامی (خصوصی)، تأمین امنیت برای دارایی‌ها و ایجاد زیرساخت‌های فیزیکی و اجتماعی مانند حمل‌ونقل، بنادر، احداث پل و جاده‌ها (اثر بخشه‌سازی)، ارتقاء و تقاضا برای نیروی‌کار را افزایش دهد. اما از یک حد آستانه به بعد با توجه به اثر برون‌رانی، افزایش در مخارج نظامی به‌دلیل کمبود منابع و محدودیت بودجه، دولت را برای هزینه در بخش‌های سرمایه‌ای و زیربنایی و همچنین انواع مخارج سرمایه‌گذاری که موجب تحریک اشتغال می‌شود (مانند آموزش و بهداشت)، با محدودیت مواجه خواهد کرد و باعث کاهش اشتغال خواهد شد. بر اساس سایر نتایج، رشد اقتصادی، اثر منفی و معنادار بر بیکاری داشته که بیان‌گر برقراری قانون اوکان است. در مقابل، سهم مخارج نظامی از GDP اثر معناداری بر بیکاری در کشورهای مورد مطالعه نداشته است.

بر اساس نتایج به‌دست‌آمده مهم‌ترین توصیه سیاستی این تحقیق آن است که سیاست‌گذاران کشورهای مختلف، سطح بهینه هزینه‌های دفاعی را از بعد اقتصادی شناسایی کنند و از صرف هزینه‌های گسترده در این بخش اجتناب کنند. کشورهایی که سطح بار نظامی آن‌ها بالاست (بالاخص کشورهای واردکننده عمده تسلیحات و فاقد صنایع نظامی پیشرفته) بایستی به‌منظور افزایش اشتغال، مخارج و منابع را از این بخش به سایر بخش‌های محرک رشد اقتصادی انتقال دهند. همچنین کشورهایی که هنوز به سطح آستانه نرسیدند هزینه‌های نظامی خرج‌شده را صرف گسترش صنایع نظامی پیشرفته کنند و با نگرش جدید در روش‌های جاری تأمین نیروی انسانی و تدارکات نظامی و بومی‌سازی، زمینه ارتقای کارآیی در این بخش و بهبود وضعیت اشتغال را فراهم کنند.

منابع و مأخذ

منابع فارسی

- انصاری‌سامانی، حبیب و خیل‌کردی، رباب (۱۳۹۵). تأثیر اندازه دولت بر بیکاری: بررسی منحنی آبرامز در کشورهای توسعه‌یافته و درحال‌توسعه، *فصلنامه مدلسازی اقتصادسنجی*، ۲(۱) ۱۳۴-۱۱۳.
- فطرس، محمدحسن و گل‌خندان، ابوالقاسم (۱۳۹۶). تأثیر مخارج نظامی بر بیکاری در کشورهای منتخب درحال‌توسعه با استفاده از رهیافت میانگین گروهی تلفیقی، *تحلیل‌های اقتصادی توسعه ایران*، ۵(۳)، ۶۹-۵۱.
- گل‌خندان ابوالقاسم (۱۳۹۷). آزمون منحنی آبرامز در بخش دفاعی اقتصاد ایران، *مجله اقتصادی (دوماهنامه بررسی مسائل و سیاست‌های اقتصادی)*، ۱۸(۵و۶)، ۱۰۴-۸۳.

منابع لاتین

- Abell, J.D. (1990). Defense spending and unemployment rates: an empirical analysis disaggregated by race. *Cambridge Journal of Economics*, 14(4), 405-419.
- Azam, M., Khan, F., Zaman, K. & Rasli, A.M (2016). Military expenditures and unemployment nexus for selected South Asian Countries. *Social Indicators Research*, 127(3), 1103-1117..
- Barker, T., Dunne, P. & Smith, R. (1991). Measuring the peace dividend in the United Kingdom. *Journal of Peace Research*, 28(4), 345-358.
- Chester, E. (1978). Military spending and capitalist stability. *Cambridge Journal of Economics*, 2(3), 293-298.
- Dunne, J.P. & Smith, R.P. (1990.) Military expenditure and unemployment in the OECD. *Defence Economics*, 1, 57-73.
- Dunne, P. & Watson, D. (2005). Manufacturing labor demand, technological progress and military expenditure. *Frontiers in Finance and Economics*, 2(1), 18-30.
- Garrett-Peltier, H. & Parthasarathi, P. (2012). Military spending and jobs in massachusetts. May. Political Economy Research Institute (PERI), University of Massachusetts.
- Hooker, M.A. & Knetter, M.M. (1997). The effects of military spending on economic activity: Evidence from state procurement spending. *Journal of Money, Credit, and Banking*, 400-421.
- Huang, J.T. & Kao, A.P. (2005). Does defense spending matter to employment in Taiwan? *Defense and Peace Economics*, 16(2), 101-115.

- Hanif, A., Uddin, M.S, Bakirtas, T. & Kader, S.A. (2023). Military expenditure and unemployment nexus in Bangladesh. R*evista Finanzas y Política Económica*, 16(2), 101-115.
- Hansen, B.E. (1999). Threshold effects in non-dynamic panels: Estimation, testing, and inference. *Journal of Econometrics*, 93(2), 345-368.
- Hansen, B.E. (2000). Sample splitting and threshold estimation. *Econometrica*, 68(3), 575-603.
- Lee, C.T. (2021). Military spending and employment. *Defence and Peace Economics*, 15(1), 157-184.
- Malizard, J. (2014). Defense spending and unemployment in France. *Defense and Peace Economics*, 25(6), 635-642.
- Michael, C. & Stelios, R. (2017). Defense spending and unemployment: Evidence from southern European countries. *Peace Economics, Peace Science and Public Policy*, 23(1).
- Paul, S. (1996). Defense spending and unemployment rates: an empirical analysis for the OECD. *Journal of Economic Studies*, 23(2), 44-54.
- Payne, J.E. & Ross, K. (1992). Defense spending and the macroeconomy. *Defence Economics*, 3(2), 161-168.
- Pollin, R. & Garrett-Peltier, H. (2011). The U.S. employment effects of military and domestic spending priorities: 2011 update. December. Department of Economics and Political Economy Research Institute (PERI), University of Massachusetts.
- Qiong, L. & Junhua, H. (2015). Military expenditure and unemployment in China. *Procedia Economics and Finance*, 30, 498-504.
- Raifu, I.A., Obijole, E.O. & Nnadozie, O.O. (2022). The role of institutional quality in military spending and unemployment nexus in Nigeria. *journal Peace Economics, Peace Science and Public Policy*.
- Raifu, I.A & Afolabi, J.A. (2023). Military expenditure and unemployment in South Africa: Evidence from linear and nonlinear ARDL with and without structural break. Economic Alternatives, University of National and World Economy, Sofia, Bulgaria, issue 2, pages 321-343, June.
- Sanso-Navarro, M.S. & Vera-Cabello, M.V. (2015). The causal relationship between military spending and unemployment in the EU15. (January 15, 2015). Available at SSRN: https://ssrn.com/abstract=2550136 or http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.2550136
- Smith, R.P. (1977). Military expenditure and capitalism. *Cambridge Journal of Economics*, 1(1), 61-76.

- Tang, J.H., Lai, C.C. & Lin, E.S. (2009). Military expenditure and unemployment rates: Granger causality tests using global panel data. *Defense and Peace Economics*, 20(4), 253-267.
- Wing, M.M. (1991). Defense spending and employment in Indonesia. *Defense and Peace Economics*, 3(1), 83-92.
- Yildirim, J. & Sezgin, S. (2003). Military expenditure and employment in Turkey. *Defense and Peace Economics*, 14(2), 129-139.
- Zhong, M., Chang, T., Tang, D.P. & Wolde-Rufael, Y. (2015). The causal nexus between military spending and unemployment in the G7: a bootstrap panel causality test. *Defense and Peace Economics*, 26(6), 609-622.