بررسی مسائل اقتصاد ایران، پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
دوفصل‌نامهٔ علمی (مقالهٔ علمی ـ ترویجی)، سال ششم، شمارهٔ اول، بهار و تابستان ۱۳۹۸، ۱۹۹-۲۲۷

آیا اقتصاد ایران از کاهش در بودجه دفاعی منتفع می‌شود؟

ابوالقاسم گل‌خندان*

صاحبه محمدیان منصور**

چکیده

یکی از سؤالات اساسی در علم اقتصاد دفاع این است که آیا بخش دفاعی به فرآیند رشد و توسعه اقتصادی کمک می‌کند و یا بالعکس، منجر به کندشدن رشد اقتصادی می‌شود. از طرفی شواهد تجربی نشان می‌دهد که اثر افزایش در بودجه دفاعی بر رشد اقتصادی، به اندازه کاهش آن نیست (اثر نامتقارن). در این راستا، مقاله حاضر سعی دارد به این سؤال پاسخ دهد که آیا اقتصاد ایران از کاهش در بودجه دفاعی منتفع می‌شود؟ به این منظور از آزمون‌های هم‌انباشتگی نامتقارن و داده‌های آماری سال‌های ۱۳۹۵-۱۳۵۸ استفاده شده است. نتایج برآورد مدل با استفاده از رهیافت خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی غیرخطی (NARDL) نشان می‌دهد که در کوتاه‌مدت و بلندمدت، تکانه‌های مثبت و منفی بودجه دفاعی، رشد اقتصادی را افزایش داده؛ اما تأثیر تکانه‌های منفی بیشتر از تکانه‌های مثبت است (تأیید تأثیر نامتقارن). بر این اساس می‌توان گفت که کاهش در بودجه دفاعی و تخصیص بیشتر مخارج عمومی به سایر بخش‌های غیردفاعی، می‌تواند منجر به تسریع بیش‌تر رشد اقتصادی شود. البته این نتیجه فقط با درنظر گرفتن بعد اقتصادی آثار مخارج دفاعی اتخاذ شده و تصمیم در مورد این مخارج بایستی با درنظر گرفتن ابعاد سیاسی و امنیتی نیز همراه باشد. بر اساس سایر نتایج، نرخ رشد نیروی کار، سرمایه فیزیکی و سهم صادرات نفتی از صادرات غیرنفتی به‌ترتیب اثر منفی، مثبت و منفی بر رشد اقتصادی داشته‌اند.

---

* دکترای تخصصی اقتصاد بخش عمومی (نویسندهٔ مسئول)، golkhandana@gmail.com

** استادیار گروه اقتصاد، دانشگاه پیام نور، mohamadian106@yahoo.com

تاریخ دریافت: ۱۳۹۷/۱۱/۰٤، تاریخ پذیرش: ۱۳۹۸/۰۲/۲۵

Copyright © 2018, IHCS (Institute for Humanities and Cultural Studies). This is an Open Access article distributed under the terms of the Creative Commons Attribution 4.0 International, which permits others to download this work, share it with others and Adapt the material for any purpose

کلیدواژه‌ها: بودجه دفاعی، رشد اقتصادی، عدم تقارن، امنیت، خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی غیرخطی (NARDL).
طبقه‌بندی **JEL**: C22، H5، O53.

۱. مقدمه

موضوع اقتصاد و رابطه‌ی آن با نظامی‌گری، بحث بسیار مهم و پیچیده‌ای است که از زوایای مختلف قابل تأمل و بررسی است. اقتصاد از ناحیه فعالیت‌های نظامی می‌تواند هم رشد یابد و هم مورد آسیب قرار گیرد. بعضی از کشورها از طریق تولید و فروش تسلیحات جنگی توانسته‌اند ارز قابل توجهی به دست آورند. شعله‌ور شدن آتش جنگ در نقاط مختلف جهان تا حدودی متأثر از ملاحظات اقتصادی تولیدکنندگان این سلاح‌هاست که در کنار عوامل دیگری از قبیل نیل به اهداف سیاسی، آزمایش عملی سلاح‌ها و فراهم آمدن بستر لازم برای تحقیقات بیش‌تر در خصوص سلاح‌های پیشرفته، همیشه مورد توجه تولیدکنندگان بوده است. در کشورهای عقب‌مانده و درحال‌توسعه وضعیت تاحدود زیادی متفاوت و برعکس است. به طوری که در کشورهای یادشده، هزینه‌های نظامی که معمولاً برای تأمین امنیت صرف می‌شود، توان اقتصادی کشورها را تحلیل برده و در نتیجه معیشت و فرآیند توسعه را تحت تأثیر قرار می‌دهد (دیزجی و همکاران، ۱۳۸۸: ۱۱۸).

بخش دفاع یکی از مهم‌ترین بخش‌ها در اقتصاد ایران است. ایران در محیط بی‌ثبات خاورمیانه قرار دارد که طی سال‌های گذشته، با تهدیدات امنیتی گسترده‌ای از طرف کشورهایی نظیر ایالات متحده آمریکا و اسرائیل مواجه بوده است و هشت سال جنگ تحمیلی با کشور عراق را نیز پشت سر گذاشته است. مجموع این عوامل سبب شده است تا همواره به ناچار بخش عمده‌ای از کل مخارج عمومی در ایران، به بخش دفاعی اختصاص یابد. به‌گونه‌ای که طی سال‌های ۱۳۹۱-۱۳۳۸، متوسط سهم بخش دفاع از کل مخارج عمومی با مقداری بیش از ۲٤ درصد، بیش‌ترین مقدار در بین بخش‌های مختلف بوده است (گل‌خندان، ۱۳۹۵).

بر اساس توضیحات فوق، بررسی تأثیر مخارج دفاعی بر رشد اقتصادی ایران مهم جلوه می‌کند. تاکنون مطالعات مختلفی در این زمینه انجام شده است. بیشتر این مطالعات در قالب مدل‌های خطی انجام‌شده‌اند و بین افزایش و کاهش در مخارج دفاعی تمایزی قائل نشده‌اند (بررسی متقارن). در معدود مطالعاتی نیز که از مدل‌ها و روش‌های برآورد غیرخطی استفاده

شده، هدف اصلی تعیین سطح بهینه مخارج دفاعی بوده است (به ایـن مطالعـات در قسـمت پیشینه تحقیق اشاره شده است). هم‌چنین، در اندک مطالعاتی که رابطـه علیـت بـین مخـارج دفاعی و رشد اقتصادی را بررسی کرده‌اند، هدف بررسی جهت رابطه علیـت بـوده اسـت و به نوع آن (مثبت یا منفی) توجه نشده است. در راستای رفع این محدودیت‌ها، هدف اصـلی تحقیق حاضر، بررسی و مدل‌سازی تأثیر مخارج دفاعی بر رشـد اقتصـادی در ایـران، تحـت جداسازی تکانه‌های مثبت و منفی آن با استفاده از ابزار نوین اقتصادسنجی طـی دوره زمـانی ۱۳۹۵–۱۳۵۸ می‌باشد. به این منظور مقاله حاضر سعی دارد با تفکیـک تکانـه‌هـای مثبـت و منفی مخارج دفاعی به کمک روش هم‌انباشتگی نامتقارن و اسـتفاده از مـدل خودرگرسـیون با وقفه‌های توزیعی غیرخطی (NARDL) که به‌تـازگی در ادبیـات اقتصادسـنجی سـری‌هـای زمانی مطرح شده‌اند، تبیین دقیق‌تری از میزان تأثیرگذاری کوتاه‌مدت و بلندمدت تکانـه‌هـای مثبت و منفی مخارج دفاعی بر رشد اقتصادی در ایران ارائه دهد.

۲. ادبیات موضوع

۱.۲ مبانی نظری

در این قسمت از مقاله به تشریح تأثیر مخارج نظامی (دفاعی) بر رشد اقتصادی و هم‌چنـین، تحلیل ریاضی تأثیر غیرخطی مخارج نظامی بر رشد اقتصادی می‌پردازیم.

۱.۱.۲ تأثیر مخارج نظامی (دفاعی) بر رشد اقتصادی

بر اساس مبانی نظری و مطالعات تجربی، هزینه‌های نظـامی از طریـق چهـار کانـال: *تقاضـا*، *عرضه*، *منافع و هزینه‌ها* و *امنیت*، رشد و عملکرد اقتصادی را تحت تأثیر قرار مـی‌دهنـد کـه در دو کانال آخر بیشتر تأثیر غیرخطی مدنظر می‌باشـد. حـال بـه تشـریح ایـن چهـار کانـال می‌پردازیم.

الف: تقاضا

از زاویه اثرات مثبت تقاضا، یـک افـزایش بـرون‌زا در مخـارج نظـامی، سـمت تقاضـای اقتصاد را تحریک و افزایش می‌دهد. افزایش تقاضای کـل از طریـق مخـارج نظـامی باعـث می‌شود که میزان بهره‌برداری از ظرفیت‌های اقتصادی کشـور افـزایش یافتـه و افـزایش نـرخ بهره‌وری ناشی از آن موجب شود که افزایش تقاضا بدون افـزودن بـر نـرخ تـورم، موجـب

ارتقای سطح تولید از طریق ضریب فزاینده (تکاثر) کینزی و در نهایت رشد اقتصادی شود. به علاوه این‌که، اگر هزینه‌های نظامی صرف تولید تجهیزات و ادوات نظامی نیز شود، صادرات آن می‌تواند باعث بهبود تراز تجاری شده و از این طریق رشد اقتصادی را افزایش دهد (Dunne et al., 2005: 451).

در نقطه مقابل، از زاویه اثرات منفی تقاضا، گسترش مخارج نظامی با توجه به محدودیت بودجه دولت، از طریق اثر جای‌گزینی این مخارج با مخارج غیرنظامی بخش عمومی (مانند مخارج آموزشی و بهداشتی)، افزایش مالیات‌ها، بدهی‌های خارجی و گسترش حجم پول، باعث کاهش رشد اقتصادی می‌شود (Yildirim et al., 2011: 811). تأثیر منفی مخارج نظامی بر رشد اقتصادی را می‌توان با توجه به مثال کلاسیکی «جای‌گزینی اسلحه با رفاه» نیز تشریح کرد. بر این اساس، خرید اسلحه و تجهیزات نظامی با توجه به کمبود ارز، منابع موجود را برای وارد کردن کالاهای واسطه‌ای و سرمایه‌گذاری در جهت بهبود رشد اقتصادی بلندمدت پایدار، کاهش می‌دهد (Narayan & Smyth, 2009: 2). علاوه بر این، چنان‌چه هزینه‌های نظامی عمدتاً صرف واردت تجهیزات و ادوات نظامی شود، با توجه به تأثیر منفی آن بر روی تراز تجاری، می‌تواند رشد اقتصادی را کاهش دهد (Myo, 2013: 9).

ب. عرضه

از کانال اثرات سمت عرضه می‌توان تأثیر هزینه‌های نظامی بر روی رشد اقتصادی را این‌گونه تشریح کرد که افزایش این هزینه‌ها، از طریق به‌کارگیری فاکتورهای اساسی تولید (نظیر: سرمایه فیزیکی، سرمایه انسانی و منابع طبیعی) و تکنولوژی پیشرفته، سطح تولید بالقوه را افزایش می‌دهد و میزان رشد اقتصادی را تسریع می‌بخشند (گل‌خندان و همکاران، ۱۳۹٤). از طرفی دیگر، هزینه‌های نظامی می‌تواند از طریق اثر «بخشه‌سازی»، رشد اقتصادی را افزایش دهد. این اثر ناشی از تأثیر هزینه‌های نظامی در زیرساخت‌های فیزیکی و اجتماعی مانند جاده‌ها، حمل‌ونقل، بنادر و تحقیق و آموزش و هم‌چنین افزایش در هر آنچه که برای بخش غیرنظامی مفید است و منجر به رشد اقتصادی می‌شود، می‌باشد (Deger, 1986). البته ممکن است این کانال مانند کانال اثرات سمت تقاضا از طریق تغییر موجودی سرمایه و اثر جای‌گزینی مخارج نظامی به‌جای مخارج سرمایه‌گذاری، میزان رشد اقتصادی را کاهش دهد (Dunne et al., 2005: 452).

ج. منافع و هزینه‌ها

علاوه بر دو نظریه فوق (کانال‌های مثبت و منفی) در زمینه اثرگذاری هزینه‌های نظامی بر رشد اقتصادی، نظریه سومی نیز بر اساس ترکیب منافع و هزینه‌های آن شکل گرفته است. بر این اساس، افزایش هزینه‌های نظامی و بالتبع بخش نظامی دارای منافع مستقیم و هزینه‌های مستقیم و غیرمستقیمی است که فعالیت‌های اقتصادی را دستخوش تغییر می‌کند. از آن‌جا که نخست با افزایش اندازه بخش نظامی، سرعت افزایش منافع آن از هزینه‌های آن بی‌تر است، رشد اقتصادی نیز افزایش می‌یابد. با افزایش اندازه بخش نظامی تا نقطه بهینه بخش نظامی، این رشد اقتصادی تا ماکزیمم خود پیش می‌رود (جایی‌که فاصله منحنی منافع مستقیم از منحنی هزینه‌های مستقیم و غیرمستقیم هزینه‌های نظامی بیشترین مقدار را داراست و مقدار شیب این دو منحنی برابر است)؛ اما از این نقطه به بعد به‌دلیل افزایش سرعت هزینه‌های مستقیم و غیرمستقیم هزینه‌های نظامی از منافع مستقیم آن، همگام با افزایش اندازه بخش نظامی، رشد اقتصادی کاهش می‌یابد. به‌عبارت‌دیگر بر اساس این نظریه، یک رابطه غیرخطی به شکل U معکوس بین اندازه بخش نظامی و رشد اقتصادی برقرار است (Stroup & Heckelman, 2001: 336).

د. امنیت

ناامنی با کاهش منابع لازم برای سرمایه‌گذاری داخلی، مانع ورود سرمایه‌گذاری خارجی و تکنولوژی جدید همراه آن شده و موجب فرار سرمایه می‌شود. این عوامل باعث شده که کشور از ارتقای سطح فعالیت و کسب و کار باز بماند و شکاف تکنولوژی زیاد و رشد بالقوه کاهش یابد (Myo, 2013: 6). مجموع دلایل فوق سبب می‌شود که اثر افزایش هزینه‌های نظامی بر رشد اقتصادی از کانال افزایش امنیت مهم جلوه کند. به گونه‌ای که در بسیاری از کشورهای فقیر، جنگ و ناامنی از جمله موانع اصلی توسعه است (Dunne et al., 2005: 452).

بر اساس مطالعه بارو و سالایی مارتین (Barro & Sala-i-Martin, 1995)، آیزنمن و گلیک (Aizenman & Glick, 2003, 2006) یک چارچوب نظری برای بیان تعامل بین مخارج نظامی و تهدید، به‌منظور شرح تأثیر مخارج نظامی بر رشد اقتصادی ارائه کرده‌اند. آن‌ها تلاش کرده‌اند تا توضیح بدهند که با توجه به مسأله تأثیر غیرخطی و حذف متغیرهای اساسی، اثر مخارج نظامی بر رشد اقتصادی اغلب منفی و یا غیر معنادار به‌دست آمده است. آیزنمن و گلیک فرض می‌کنند که:

«تأثیر مخارج نظامی بر رشد اقتصادی، یک تابع غیرخطی از تهدید نظامی مؤثر مطرح‌شده توسط کشورهای بیگانه و سایر نیروهای خارجی است. هزینه‌های نظامی بدون تهدید، کاهنده رشد اقتصادی است؛ درحالی‌که هزینه‌های نظامی درصورت وجود تهدید به اندازه کافی بزرگ، رشد اقتصادی را افزایش می‌دهد». بر این اساس، این فرضیه می‌تواند به‌صورت زیر نوشته شود:

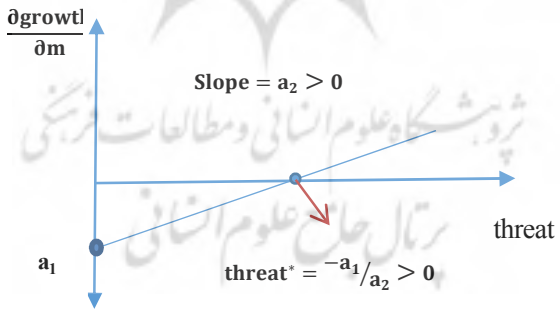
$$\frac{\partial \text{growth}}{\partial \text{m}} = a_1 + a_2\text{threat};\ a_1 < 0, a_2 > 0$$

$$\frac{\partial \text{growth}}{\partial \text{threat}} = b_1 + b_2\text{m};\ b_1 < 0, b_2 > 0$$

که در آن growth: رشد GDP سرانه حقیقی، m: بار نظامی و threat: سطح تهدید نظامی مؤثر یک کشور است. بر این اساس، مشخصات معادله رشد پایه به شرح زیر است:

$$\text{growth} = a_1\text{m} + a_2(\text{m})(\text{threat}) + b_1\text{threat} + \beta\text{X};\ \ a_1 < 0, b_1 < 0, a_2 > 0$$

که در آن، x مجموعه‌ای از متغیرهای کنترل مؤثر بر رشد اقتصادی است و برای سادگی فرض می‌شود که a_2 مساوی b_2 است. متغیرهای کنترل نیز شامل متغیرهای سنتی مانند: درآمد اولیه، سهم سرمایه‌گذاری از GDP و نرخ رشد جمعیت و هم‌چنین، متغیرهای دیگر مانند ویژگی‌های نهادی، جغرافیایی و جمعیتی می‌باشد. بر اساس رابطه فوق، در شکل (۱) اثر فرضی هزینه‌های نظامی بر رشد اقتصادی با توجه به سطح تهدیدات خارجی (شاخص معکوس امنیت) نشان داده شده است:



شکل (۱): اثر فرضی هزینه‌های نظامی بر رشد اقتصادی با توجه به سطح تهدیدات خارجی

مأخذ: یافته‌های تحقیق

بر اساس شکل فوق، در صورت عدم وجود تهدیدات خارجی، مخارج نظامی اثری منفی بر رشد اقتصادی داشته و با یک واحد افزایش در این مخارج، رشد اقتصادی معادل با a_1 واحد کاهش می یابد. اما با وجود تهدیدات خارجی، میزان اثرگذاری منفی مخارج نظامی بر رشد اقتصادی، با شیب مثبت a_2 کاهش می‌یابد و در صورتی که میزان تهدیدات خارجی به اندازه کافی بزرگ باشد و از سطح $-b_1/a_2$ تجاوز کند، تأثیر مخارج نظامی بر رشد اقتصادی مثبت خواهد شد.

۲.۱.۲ تحلیل ریاضی تأثیر غیرخطی مخارج نظامی بر رشد اقتصادی

از آنجا که هدف اصلی این مقاله بررسی تأثیر غیرخطی مخارج دفاعی بر رشد اقتصادی است، در این قسمت به تحلیل ریاضی این اثرگذاری می‌پردازیم. یک الگوی پایه‌ای جهت بررسی سهم مخارج بودجه‌ای دولت از تولید ناخالص داخلی که رشد اقتصادی را حداکثر می‌کند، الگوی رشد درون‌زای بارو (Baro, 1990) می‌باشد. جهت تحلیل مخارج بودجه‌ای نظامی و مخارج بودجه‌ای غیرنظامی بخش عمومی در الگوی رشد درون‌زای بارو، دواراجان (Davarajan, 1996) اجزای مختلف مخارج بودجه‌ای دولت را وارد الگوی رشد درون‌زا کرد. در این مقاله نیز به پیروی از دواراجان، اجزاء مخارج بودجه‌ای نظامی و مخارج بودجه‌ای غیرنظامی وارد الگو می‌شوند. فرض بر این است که دولت مرکزی پس از تصمیم‌گیری درباره سهم مخارج بخش عمومی از تولید ناخالص داخلی، تصمیمات مربوط به نحوه تخصیص مخارج را در داخل اجزاء آن اتخاذ می‌کند. این یک فرض منطقی درباره رفتار دولت می‌باشد و ما را قادر می‌سازد تا بتوانیم اثرات نهایی ناشی از تخصیص مجدد مخارج دولت را بررسی نماییم (کریمی پتانلار و باجلان، ۱۳۹۳).

با تجزیه مخارج بودجه‌ای دولت به دو بخش مخارج بودجه‌ای نظامی و مخارج بودجه‌ای غیرنظامی، محدودیت بودجه‌ای دولت را می‌توان به‌صورت زیر نوشت:

$$g = g_1 + g_2 = \tau . y \qquad (۱)$$

که در رابطه فوق g_1 سطح مخارج بودجه‌ای نظامی دولت، g_2 سطح مخارج بودجه‌ای غیرنظامی دولت، y سطح درآمد ملی و τ نرخ مالیات بر درآمد یکسان می‌باشد. اگر سهم مخارج بودجه‌ای نظامی و مخارج بودجه‌ای غیرنظامی دولت از کل مخارج بودجه‌ای را به‌ترتیب با φ $(0 \leq \varphi \leq 1)$ و $1 - \varphi$ نشان دهیم، داریم:

$$g_1 = \varphi.\tau.y \quad (۲)$$

$$g_2 = (1-\varphi).\tau.y \quad (۳)$$

با این تقسیم‌بندی مخارج بودجه‌ای دولت، تابع تولید کل اقتصاد را می‌توان به‌صورت یک تابع CES (تابع با کشش جای‌گزینی ثابت) و به‌شکل زیر نوشت:

$$y = [\alpha.k^{-\eta} + \beta_1.{g_1}^{-\eta} + \beta_2.{g_2}^{-\eta}]^{\frac{-1}{\eta}} \quad \alpha,\beta_1,\beta_2 > 0$$
$$\alpha + \beta_1 + \beta_2 = 1\ ,\quad \eta \geq -1 \qquad (٤)$$

در واقع فرض می‌شود که تولید کل تابعی از سه متغیر موجودی سرمایه بخش خصوصی (k) و دو نوع از مخارج دولت: شامل مخارج نظامی (g_1) و غیرنظامی (g_2) است. بر اساس روابط (۱)، (۲)، (۳) و (٤)، معادلات نرخ رشد موجودی سرمایه (سرمایه‌گذاری) بخش خصوصی و نرخ رشد ستاده واقعی اقتصاد به‌ترتیب توسط روابط (۵) و (٦) تعیین می‌شوند:

$$\dot{k} = (1-\tau)y - c = (1-\tau).[\alpha.k^{-\eta} + \beta_1.{g_1}^{-\eta} + \beta_2.{g_2}^{-\eta}]^{\frac{-1}{\eta}} - c \qquad (۵)$$

و

$$\gamma = \frac{1}{\theta}.\left[\frac{(1-\tau).\alpha}{\left[{\alpha.\tau^{\eta}}/{\tau^{\eta} - \beta_1.\varphi^{-\eta} - \beta_2.(1-\varphi)^{-\eta}}\right]^{\frac{1+\eta}{\eta}}}\right] - \frac{\rho}{\theta} \qquad (٦)$$

در روابط بالا c مصرف خصوصی، ρ نرخ ترجیح زمانی در تابع رفاه اجتماعی به‌صورت:

$$\int_0^{\infty} u(c)\exp(-\rho t)\,dt \qquad (۷)$$

و θ پارامتر موجود در تابع مطلوبیت حاصل از مصرف شخصی می‌باشد:

$$u(c) = \frac{c^{1-\theta} - 1}{1-\theta} \qquad (۸)$$

معادله (٦) یک معادله غیرخطی از نرخ مالیات بر درآمد یکسان و سهم منابع اختصاص‌یافته به هر یک از اجزاء مخارج بودجه‌ای دولت می‌باشد. با مشتق‌گیری از معادله (٦) نسبت به متغیر سهم مخارج بودجه‌ای نظامی از تولید ناخالص داخلی داریم:

$$\frac{\partial\gamma}{\partial\varphi}=\frac{\alpha(1-t)(1+\eta)[\alpha t^{\eta}]^{-\frac{1+\eta}{\eta}}\left[\beta_1\varphi^{-(1+\eta)}-\beta_2(1-\varphi)^{-(1+\eta)}\right]}{\theta[t^{\eta}-\beta_1\varphi^{-\eta}-\beta_2(1-\varphi)^{-\eta}]^{-\frac{1}{\eta}}} \qquad (۹)$$

عبارت فوق درصورتی مثبت است که:

$$(1+\eta)\left[\beta_1\varphi^{-(1+\eta)}-\beta_2(1-\varphi)^{-(1+\eta)}\right]>0 \qquad (۱۰)$$

از آن‌جا که $\eta\geq -1$ است؛ رابطه بالا در صورتی مثبت می‌باشد که:

$$\frac{\varphi}{1-\varphi}<\left(\frac{\beta_1}{\beta_2}\right)^{\frac{1}{1+\eta}}\rightarrow\frac{\partial\gamma}{\partial\varphi}>0 \qquad (۱۱)$$

و با فرض $\eta=0$ (تابع کاب داگلاس) داریم:

$$\frac{\varphi}{1-\varphi}<\frac{\beta_1}{\beta_2}\rightarrow\frac{\partial\gamma}{\partial\varphi}>0 \qquad (۱۲)$$

روابط (۱۱) و (۱۲) به این نکته دلالت دارند که اثر سهم مخارج بودجه‌ای نظامی بر رشد اقتصادی به نسبت پارامترهای بهره‌وری در مقایسه با نسبت سهم‌های اولیه مخارج بودجه‌ای بستگی دارد. بر طبق این رابطه، اگر نسبت سهم مخارج بودجه‌ای نظامی به مخارج بودجه‌ای غیرنظامی بالاتر از نسبت کشش‌های تولیدی (پارامترهای بهره‌وری) باشد، رشد اقتصادی کاهش می‌یابد. بر عکس اگر نسبت سهم مخارج بودجه‌ای نظامی به مخارج بودجه‌ای غیرنظامی پایین‌تر از نسبت کشش‌های تولیدی (پارامترهای بهره‌وری) باشد، رشد اقتصادی افزایش می‌یابد.

۲.۲ پیشینه تحقیق

تاکنون مطالعات تجربی مختلفی در زمینه رابطه هزینه‌های نظامی و مخارج دفاعی با استفاده از مدل‌ها و روش‌های برآورد مختلف برای نمونه‌های متفاوت انجام شده است که به نتایج متفاوتی دست یافته‌اند. علت تفاوت نتایج به‌دست‌آمده را می‌توان در متفاوت‌بودن مکان و بازه‌ی زمانی تحقیق، مدل تحقیق و روش برآورد آن، اثرگذاری غیرخطی متغیرها و سطح توسعه‌یافتگی و این‌که کشورهای مورد مطالعه واردکننده سلاح هستند یا صادرکننده، بیان کرد (گل‌خندان، ۱۳۹۳). با توجه به این نکات، در ادامه منتخبی از مطالعات تجربی انجام‌شده در زمینه موضوع تحقیق به‌ترتیب مطالعات خارجی و داخلی ارائه می‌شوند.

ویجورا و وب (Wijeweera & Webb, 2011) در مطالعه‌ای اثر هزینه‌های نظامی را بر رشد اقتصادی ۵ کشور جنوب آسیا (شامل: هند، پاکستان، نپال، سری‌لانکا و بنگلادش) طی

دوره‌ی زمانی ۲۰۰۷–۱۹۸۸ بررسی کرده‌اند. نتایج این مطالعه در قالب رهیافت هم‌انباشتگی پانلی، حاکی از تأثیر مثبت، اما ناچیز هزینه‌های نظامی بر رشد اقتصادی این کشورهاست؛ به‌گونه‌ای که با یک‌درصد افزایش در هزینه‌های نظامی، رشد اقتصادی ۰/۰٤ درصد افزایش می‌یابد. دادی و همکاران (Daddi et al., 2014) در بررسی تأثیر هزینه‌های نظامی بر رشد اقتصادی کشور ایتالیا، با استفاده از یک مدل LSTR به این نتیجه رسیده‌اند که این اثرگذاری به‌صورت غیرخطی است؛ به‌گونه‌ای که سطوح پایین هزینه‌های نظامی، رشد اقتصادی را افزایش داده و سطوح بالای هزینه‌های نظامی باعث کاهش رشد اقتصادی شده است. لذا، فرضیه شکل U معکوس بین مخارج نظامی و رشد اقتصادی تأیید می‌شود.

مولایی و گل‌خندان (Mowlaei & Golkhandan, 2015) اثر هزینه‌های نظامی را بر رشد اقتصادی کشورهای نفتی و غیرنفتی خاورمیانه طی سال‌های ۲۰۱۲–۱۹۹۰ بررسی کرده‌اند. یافته‌های این تحقیق درقالب یک مدل سولوی تعمیم‌یافته و روش اقتصادسنجی GMM حاکی از اثر منفی و معنادار هزینه‌های نظامی بر رشد اقتصادی این کشورهاست. هم‌چنین، میزان این اثرگذاری منفی برای کشورهای نفتی در قیاس با کشورهای غیرنفتی بزرگ‌تر است. احد و دار (Ahad & Dar, 2017) تأثیر نامتقارن مخارج دفاعی را بر رشد اقتصادی سه کشور: آمریکا، انگلیس و روسیه با استفاده از داده‌های فصلی دوره‌ی زمانی ۲۰۱٤–۱۹۹۲ و روش ARDL غیرخطی مورد بررسی تجربی قرار داده‌اند. نتایج این مطالعه، ضمن تأیید وجود رابطه تعادلی بلندمدت و کوتاه‌مدت نامتقارن، نشان می‌دهد که تأثیر مخارج دفاعی بر رشد اقتصادی کشورهای آمریکا و انگلیس در بلندمدت منفی؛ اما این اثرگذاری برای کشور روسیه مثبت است. علاوه بر این، مقایسه ضرایب شوک‌های مثبت و منفی مخارج دفاعی نشان می‌دهد که برای هر سه کشور مورد مطالعه، ضریب شوک‌های منفی از لحاظ جبری (مقدار) نسبت به شوک‌های مثبت، قابل توجه‌تر است.

کولیاس و همکاران (Kollias et al., 2017)، با استفاده از داده‌های جدید ارائه‌شده از سوی داده‌های مؤسسه بین‌المللی تحقیقات صلح استکهلم (SIPRI)، رابطه بین هزینه‌های دفاعی و رشد اقتصادی را در ۱۳ کشور آمریکای لاتین (شامل: آرژانتین، بولیوی، برزیل، شیلی، کلمبیا، جمهوری دومینیکن، اکوادو، السالوادور، گواتمالا، مکزیک، پاراگوئه، پرو، ونزوئلا) طی سال‌های ۲۰۱٤–۱۹٦۱ مورد بررسی قرار داده‌اند. نتایج این مطالعه با استفاده از آزمون غیرخطی نشان می‌دهد که برای کشورهای آرژانتین، بولیوی، برزیل، شیلی و جمهوری دومینیکن فرضیه مخارج دفاعی منجر به رشد اقتصادی، برای کشور السالوادور،

فرضیه بازخورد، برای کشور پاراگوئه فرضیه رشد اقتصادی منجر به مخارج دفاعی و برای سایر کشورهای مورد بررسی، فرضیه خنثی برقرار است. فیری (Phiri, 2017) در مطالعه‌ای به‌دنبال یافتن پاسخی برای این پرسش است که آیا مخارج نظامی اثر غیرخطی بر رشد اقتصادی کشور آفریقای جنوبی طی سال‌های ۲۰۱۵–۱۹۸۸ داشته است؟ نتایج این مطالعه با استفاده از یک مدل LSTR نشان می‌دهد که مخارج نظامی و رشد اقتصادی یک رابطه به شکل U معکوس تأیید می‌شود. هم‌چنین نتایج نشان می‌دهد که میزان فعلی هزینه‌های نظامی در این کشور بسیار زیاد است و نیاز به انتقال این مخارج به بخش غیرنظامی به‌منظور بهبود عملکرد اقتصادی می‌باشد.

حاتمی‌–ج و همکاران (Hatemi-J et al., 2018) رابطه علیت متقارن و غیرمتقارن بین مخارج نظامی و رشد اقتصادی را در شش کشور دارای مخارج نظامی بالا در جهان (شامل: چین، ژاپن، فرانسه، روسیه، عربستان و آمریکا) طی دوره‌ی زمانی ۲۰۱۳–۱۹۸۸ مورد بررسی قرار داده‌اند. به این منظور، مخارج نظامی و رشد اقتصادی به مؤلفه‌های مجموع تجمعی مثبت و منفی نیز تفکیک شده‌اند و از متغیر تشکیل سرمایه ناخالص به‌عنوان متغیر کنترل استفاده شده است. نتایج تجربی این مطالعه نشان می‌دهد که، الف: در مورد کشور چین وجود رابطه علیت دوطرفه بین مخارج نظامی و رشد اقتصادی و هم‌چنین وجود رابطه علیت یک‌طرفه از سمت شوک‌های مثبت رشد اقتصادی به شوک‌های مثبت مخارج نظامی در سطح خطای ۵ درصد تأیید می‌شود. ب. در مورد کشور ژاپن وجود سه رابطه علیت یک‌طرفه از سمت رشد اقتصادی به مخارج نظامی، شوک‌های مثبت رشد اقتصادی به شوک‌های مثبت مخارج نظامی و شوک‌های منفی مخارج نظامی به شوک‌های منفی رشد اقتصادی در سطح خطای ۱۰ درصد تأیید می‌شود. ج. در مورد کشور فرانسه وجود دو رابطه علیت یک‌طرفه از سمت رشد اقتصادی به مخارج نظامی و شوک‌های منفی رشد اقتصادی به شوک‌های منفی مخارج نظامی در سطح خطای ۱ درصد تأیید می‌شود. د. در مورد کشور روسیه وجود سه رابطه علیت دوطرفه بین رشد اقتصادی و مخارج نظامی، شوک‌های مثبت رشد اقتصادی و شوک‌های مثبت مخارج نظامی و شوک‌های منفی مخارج نظامی و شوک‌های منفی رشد اقتصادی در سطح خطای ۵ درصد تأیید می‌شود. و. در مورد کشور عربستان وجود سه رابطه علیت یک‌طرفه از سمت مخارج نظامی به رشد اقتصادی، شوک‌های مثبت رشد اقتصادی به شوک‌های مثبت مخارج نظامی و شوک‌های منفی رشد اقتصادی به شوک‌های منفی مخارج نظامی در سطح خطای ۱۰ درصد تأیید می‌شود. ه. در

مورد کشور آمریکا نیز وجود دو رابطه علیت یک‌طرفه از سمت مخارج نظامی به رشد اقتصادی و شوک‌های مثبت رشد اقتصادی به شوک‌های مثبت مخارج نظامی در سطح خطای ۱ درصد تأیید می‌شود.

گل‌خندان (Golkhandan, 2019) تأثیر مخارج دفاعی را بر رشد اقتصادی ایران طی سال‌های ۲۰۱٤-۱۹۹۰ بررسی کرده است. یافته‌های این تحقیق با به‌کارگیری یک مدل سمت تقاضا و الگوی تصحیح خطای برداری نشان می‌دهد که مخارج دفاعی در کوتاه‌مدت و بلندمدت، اثر مثبت و معناداری را بر رشد اقتصادی داشته است. راجو و احمد (Raju & Ahmed, 2019) تأثیر مخارج نظامی را بر رشد اقتصادی سه کشور هند، پاکستان و چین طی دوره‌ی زمانی ۲۰۱۷-۱۹۸۰ مورد بررسی قرار داده‌اند. یافته‌های این تحقیق با استفاده از تحلیل‌های هم‌انباشتگی و آزمون علیت گرنجری نشان می‌دهد که مخارج دفاعی در هر سه کشور در بلندمدت تأثیر مثبت بر رشد اقتصادی و در کوتاه‌مدت، بدون تأثیر بوده است. هم‌چنین، در هر سه کشور وجود رابطه علیت یک‌طرفه از مخارج نظامی به رشد اقتصادی تأیید می‌شود.

مولایی و همکاران (۱۳۹۳) تأثیر مخارج دفاعی را بر رشد اقتصادی ایران طی سال‌های ۱۳۸۹-۱۳۳۸ بررسی کرده‌اند. به این منظور از مدل سولوی تعمیم‌یافته و روش اقتصادسنجی یوهانسن استفاده شده است. یافته‌های این تحقیق نشان می‌دهد، در بلندمدت افزایش سهم مخارج دفاعی از تولید ناخالص داخلی، منجر به رشد اقتصادی شده است. همچنین، وجود رابطه علیت قوی از رشد اقتصادی به مخارج دفاعی تأیید می‌شود. کریمی‌پتانلار و باجلان (۱۳۹۳) در مطالعه خود با استفاده از روش ARDL نشان داده‌اند که بین رشد اقتصادی و سهم مخارج بودجه‌ای نظامی از تولید ناخالص داخلی یک رابطه U معکوس وجود دارد و سهمی از مخارج بودجه‌ای نظامی وجود دارد که رشد اقتصادی را حداکثر می سازد که حدود ۲/۷۳ درصد از تولید ناخالص داخلی می باشد که از مقدار متوسط آن در دوره مورد بررسی (۲/۹۵ درصد)، پایین‌تر است. بنابراین به‌نظر می رسد که جامعه از تخصیص مجدد منابع به سمت مخارج بودجه ای غیرنظامی مانند آموزش و بهداشت می‌تواند منتفع گردد.

گل‌خندان (۱۳۹٤الف) در مقاله‌ای با عنوان "تعیین سطح بهینه بخش دفاعی در ایران از منظر اقتصادی"، با استفاده از یک مدل LSTR نشان داده است که ضمن تأیید فرضیه شکل

U معکوس بین مخارج نظامی و رشد اقتصادی در ایـران طـی دوره‌ی زمـانی ۱۳۹۱–۱۳۳۸، مقدار بهینه مخارج نظامی در کشور حدود ۰/۰۲۱ از تولید ناخالص داخلی است.

۳. معرفی مدل و روش تحقیق

۱.۳ معرفی مدل و داده‌ها

در زمینه بررسی تأثیر مخارج دفاعی بر رشد اقتصادی، تاکنون مدل‌های تجربی مختلفی ارائـه شده است که در این مقاله از مدل سولوی تعمیم‌یافته ارائـه‌شـده توسـط نایـت و همکـاران (Knight et al., 1996) برای داده‌های اقتصاد ایران استفاده شده است. فـرض اساسـی در ایـن مدل آنست که کارایی تنها به نرخ رشد برون‌زای تکنولوژی وابسته نیسـت و تغییـر در سـهم مخارج نظامی دولت از تولید نیز بر کارایی اثر می‌گذارد. به این صـورت کـه افـزایش سـهم هزینه‌های نظامی از تولید، با تعلیم و آموزش نیروی‌هـای مسـلح (نظـامی) و افـزایش سـطح دانش و مهارت آن‌ها و هم‌چنین گسترش فعالیـت‌هـای تحقیـق و توسـعه (R&D) و انتقـال نیروی کار مجرب به بخش‌های غیرنظامی و خصوصی، میزان بهره‌وری را تغییـر مـی‌دهـد و پارامتر کارایی را متأثر می‌کند (Knight et al., 1996: 12-13). مزیت اصلی این مدل در مقایسـه با سایر مدل‌های مطرح‌شده در زمینه اثر هزینه‌های نظامی بر رشـد اقتصـادی، آنسـت کـه در بردارنده سایر فاکتورهای اساسی و اصلی رشد اقتصـادی، از قبیـل سـرمایه، شـامل: سـرمایه انسانی و سرمایه فیزیکی و نرخ رشد نیروی کار است (Hou & Chen, 2013: 186).

نقطه شروع این مدل استفاده از یک تابع تولید نئوکلاسیکی به‌صورت کاب ـ داگلاس بـا بازدهی ثابت نسبت به مقیاس تولید و متغیرهای تولیـد (Y)، سـرمایه (K)، پیشـرفت فنـی یـا سطح تکنولوژی (A) و نیروی کار (L) است (Dunne et al., 2005: 456):

$$Y(t) = K(t)^{\alpha}[A(t).L(t)]^{1-\alpha} 0<\alpha<1 \qquad (۱۳)$$

نیروی کار و پیشرفت فنی نیز طبق رابطه‌های زیر رشد می‌کنند:

$$L(t) = L(0)e^{nt} \qquad (۱٤)$$

$$A(t) = A(0)e^{gt}m(t)^{\theta} \qquad (۱۵)$$

در رابطه‌های فوق، n: نرخ برون‌زای رشد نیروی کار، g: نرخ برون‌زای رشـد تکنولـوژی و m سهم مخارج نظامی از تولید است. بر اساس معادله رابطه (۱۵) کارایی تنها به نرخ رشـد برون‌زای تکنولوژی وابسته نیست و تغییر در سهم مخارج نظامی دولت از تولید با کشـش θ

روی کارایی اثر می‌گذارد. هم‌چنین بر اساس این معادلـه تغییـر در سـهم مخـارج نظـامی از تولید (m) یک اثر بر سطح به‌جای می‌گذارد و نه اثر بر رشد. این تغییـر مسـیر رشـد متعـادل اقتصاد را تغییر می‌دهد، یعنی سطح تولید سرانه در هر نقطه از زمان افزایش می‌یابد، اما نـرخ رشد تولید سرانه روی مسیر رشد متعادل را تغییر نمی‌دهد (Ibid). اگر نرخ پس‌انـداز سـرمایه (درصدی از تولید که به سرمایه‌گذاری اختصاص داده می‌شود) به‌صورت s و نرخ اسـتهلاک به‌صورت δ نشان داده شود، می‌توان معادله اصلی الگوی سولو را برای هر واحد نیروی کـار مؤثر، به‌صورت زیر استخراج نمود:

$$\dot{k_e} = sk_e^{\alpha} - (n + g + \delta)k_e \iff \frac{\delta \ln k_e}{\delta t} = se^{(\alpha-1)\ln k_e} - (g + n + \delta) \quad (۱۶)$$

سطح وضعیت پایدار $k=K/A.L$ (سرمایه سـرانه نیـروی کـار مـؤثر) و $y=Y/A.L$ (تولیـد سرانه نیروی کار مؤثر) نیز از رابطه‌های زیر محاسبه می‌شوند (Ibid: 457):

$$\dot{k_e} = sk_e^{\alpha} - (n + g + \delta)k_e = 0 \Rightarrow k_e^{*} = \left[\frac{s}{n + g + \delta}\right]^{\frac{1}{1-\alpha}} \quad (۱۷)$$

$$y_e^{*} = \frac{K(t)^{\alpha}[A(t).L(t)]^{1-\alpha}}{A(t).L(t)} = \frac{K(t)^{\alpha}}{[A(t).L(t)]^{\alpha}} = \left[\frac{K(t)}{A(t).L(t)}\right]^{\alpha} = (k_e^{*})^{\alpha} = \left[\frac{s}{n + g + \delta}\right]^{\frac{\alpha}{1-\alpha}} \quad (۱۸)$$

با خطی‌کردن معادله رابطه (۱۶) به‌وسیله بسـط تقریبـی سـری تیلـوردر نزدیکـی سـطح پایدار k و استفاده از معادله (۱۷)، خواهیم داشت:

$$\frac{\partial \mathrm{Lnk_e}}{\partial t} = (\alpha - 1)(g + n + \delta)[\mathrm{Lnk_e}(t) - \mathrm{Lnk_e}^{*}] \quad (۱۸)$$

چون $\mathrm{Lny_e} = \alpha \mathrm{Lnk_e}$، می‌توان نشان داد که y با نرخی مشـابه نـرخ حرکـت از k بـه k^{*} به‌سمت y^{*} حرکت می‌کند، پس:

$$\frac{\partial \mathrm{Lny}}{\partial t} = (\alpha - 1)(g + n + \delta)[\mathrm{Lny_e}(t) - \mathrm{Lny_e}^{*}] \quad (۱۹)$$

با استفاده از معادله رابطه (۱۹) و تبـدیل t بـه t-1 در ایـن معادلـه، بـه‌منظـور اسـتفاده در مطالعات تجربی، خواهیم داشت:

$$\mathrm{Lny_e}(t) = e^{z} \ln y_e(t-1) + (1 - e^{z})\mathrm{lny_e}^{*} \ , z = (\alpha - 1)(n + g + \delta) \quad (۲۰)$$

حال با استفاده از رابطه‌های (۱۴)، (۱۶) و (۲۰) می‌توان به معادله‌ای بـرای درآمـد سـرانه ($y=Y/L$) به‌صورت زیر دست یافت:

$$\mathrm{Lny(t)} = \mathrm{e^z Lny(t-1)} + (1-\mathrm{e^z})\left\{\mathrm{LnA_0} + \frac{\alpha}{1-\alpha}[\mathrm{Lns} - \mathrm{Ln(n+g+d)}]\right\} + \theta\mathrm{Lnm(t)} - \mathrm{e^z}\theta\mathrm{Lnm(t-1)} + (\mathrm{t} - (\mathrm{t}-1)\mathrm{e^z})\mathrm{g} \quad (۲۱)$$

در نهایت با درنظرگرفتن:

(۲۲)

$$x_1 = s$$
$$x_2 = n + g + \delta$$
$$x_3 = m$$
$$x_4 = m_{t-1}$$
$$\gamma = e^z > 0$$
$$\beta_1 = \frac{(1-e^z)\alpha}{1-\alpha-\beta} > 0$$
$$\beta_2 = -\beta_1 < 0$$
$$\beta_3 = \theta$$
$$\beta_4 = -e^z\theta = -\gamma\beta_3$$
$$\eta_t = g(t-(t-1)e^z)$$
$$\mu_i = (1-e^z)A_0$$

می‌توان به مدل پانل‌دیتای پویای زیر دست یافت (گل‌خندان، ۱۳۹۸):

$$\mathrm{Lny_{i,t}} = \gamma\mathrm{Lny_{i,t-1}} + \sum_{j=1}^{4}\beta_j\,\mathrm{Lnx_{j,i,t}} + \eta_t + \mu_i + \mathrm{v_{it}} \quad (۲۳)$$

مدل فوق در حالت سری زمانی می‌تواند به‌صورت زیر نشان داده شود:

$$\mathrm{Ln}\left[\frac{\mathrm{gdp}}{\mathrm{l}}\right]_t = \beta_0 + \beta_1\mathrm{Ln(n+g+\delta)_t} + \beta_2\mathrm{Ln}\left[\frac{\mathrm{inv}}{\mathrm{gdp}}\right]_t + \beta_3\mathrm{Ln}\left[\frac{\mathrm{def}}{\mathrm{gdp}}\right]_t + \varepsilon_t \quad (۲۴)$$

که در در رابطه فوق:

Ln(gdp/l): لگاریتم طبیعی سرانه تولید ناخالص داخلی جمعیت فعال، به‌عنوان شاخص اندازه‌گیری رشد اقتصادی، Ln(n + g + δ): لگاریتم طبیعی مجموع نرخ‌های رشد جمعیت فعال، رشد تکنولوژی و استهلاک، Ln(inv/gdp): لگاریتم طبیعی نسبت سرمایه فیزیکی به تولید ناخالص داخلی، Ln(def/gdp): لگاریتم طبیعی نسبت مخارج دفاعی به تولید ناخالص داخلی، t: زمان و ε جزء اخلال مدل است.

بر اساس مدل فوق، تفکیک مخارج دفاعی به تکانه‌های مثبت و منفی، شرایط ساختاری اقتصاد ایران و اصل قلت پارامترهای توضیحی، مدل نهایی مورد استفاده در این تحقیق به‌صورت رابطه زیر درنظر گرفته شده است:

$$\text{Ln}\left[\frac{\text{gdp}}{\text{pop}}\right]_t = \beta_0 + \beta_1 \text{Ln}(n+0.05)_t + \beta_2 \text{Ln}\left[\frac{\text{inv}}{\text{gdp}}\right]_t + \beta_3 \text{Ln}\left[\frac{\text{oil}}{n-\text{oil}}\right]_t + \beta_4 \text{Ln}\left[\frac{\text{def}}{\text{gdp}}\right]^+_t + \beta_5 \text{Ln}\left[\frac{\text{def}}{\text{gdp}}\right]^-_t + \beta_6 \text{dum}_{59-67} + \varepsilon_t \quad (۲۵)$$

که در آن:

Ln(gdp/pop): لگاریتم طبیعی سرانه تولید ناخالص داخلی (به قیمت‌های ثابت سال ۱۳۸۳ و بر حسب هزار ریال به‌عنوان متغیر وابسته) به‌عنوان شاخص اندازه‌گیری رشد اقتصادی؛

Ln(n + 0.5): لگاریتم طبیعی مجموع نرخ‌های رشد جمعیت فعال، رشد تکنولوژی و استهلاک (متغیر کنترل)؛ که بر اساس مطالعات نایت و همکاران (Knight et al., 1996) و دون و نیکلایدو (Dunne & Nikolaidou, 2012)، مجموع نرخ‌های رشد تکنولوژی و استهلاک مساوی با مقدار ثابت ۰/۰۵ درنظر گرفته شده است.

Ln(inv/gdp): لگاریتم طبیعی نسبت تشکیل سرمایه ثابت ناخالص داخلی در بخش ماشین‌آلات و تجهیزات و بخش ساختمان به تولید ناخالص داخلی، به‌عنوان شاخص اندازه‌گیری سرمایه فیزیکی (متغیر کنترل)؛

Ln(def/gdp)^+: تکانه‌های (شوک‌های) مثبت سهم مخارج دفاعی از تولید ناخالص داخلی (شاخص بار دفاعی مثبت و متغیر مستقل مدل) که بر اساس تعریف گرنجر و یون (Granger & Yoon, 2002) به‌صورت مجموع تجمعی مثبت (اجزاء مثبت) لگاریتم طبیعی بار دفاعی تعریف و به‌صورت زیر محاسبه می‌شود:

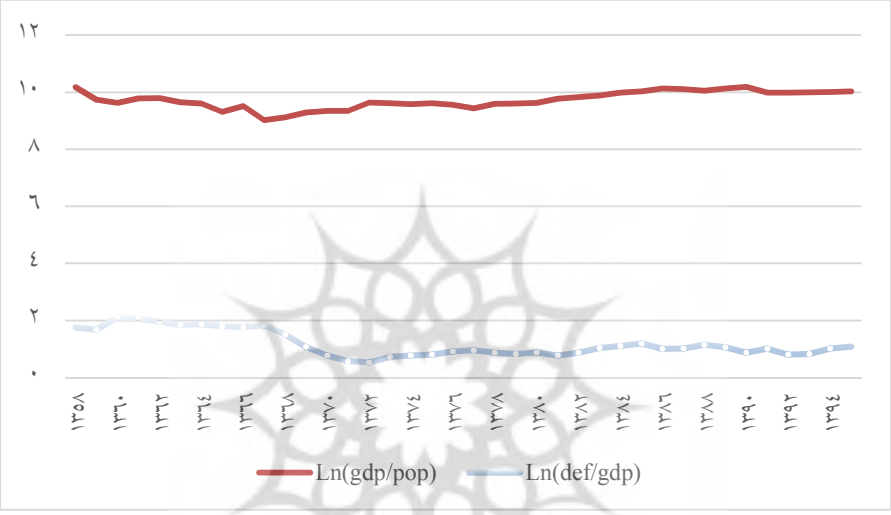
$$\text{Ln}\left[\frac{\text{def}}{\text{gdp}}\right]^+_t = \sum_{t=1358}^{1395} \Delta \text{Ln}\left[\frac{\text{def}}{\text{gdp}}\right]^+_t = \text{Max}(\Delta \text{Ln}(\text{def/gdp})_t, 0)$$

Ln(def/gdp)^-: تکانه‌های (شوک‌های) منفی سهم مخارج دفاعی از تولید ناخالص داخلی (شاخص بار دفاعی منفی و متغیر مستقل مدل) که بر اساس تعریف گرنجر و یون (Granger & Yoon, 2002) به‌صورت مجموع تجمعی منفی (اجزاء منفی) لگاریتم طبیعی بار دفاعی تعریف و به‌صورت زیر محاسبه می‌شود:

$$\text{Ln}\left[\frac{\text{def}}{\text{gdp}}\right]^-_t = \sum_{t=1358}^{1395} \Delta \text{Ln}\left[\frac{\text{def}}{\text{gdp}}\right]^-_t = \text{Min}(\Delta \text{Ln}(\text{def/gdp})_t, 0)$$

در شکل (۲) روند حرکتی لگاریتم طبیعی بار دفاعی ((Ln(def/gdp)) و روند حرکتی لگاریتم طبیعی تولید ناخالص داخلی سرانه ((Ln(gdp/pop)) به‌عنوان شاخص رشد

اقتصادی در ایران طی دوره‌ی زمانی ۱۳۹۵–۱۳۵۸ نشان داده شده است. همان‌طور که این شکل نشان می‌دهد بیشترین میزان بار دفاعی ایران متعلق به سال‌های ابتدایی و زمان جنگ تحمیلی با کشور عراق می‌باشد. هم‌چنین، بر اساس شکل (۲) می‌توان گفت که پس از دوره‌ی جنگ تحمیلی، به‌طور کلی رشد اقتصادی در ایران روندی صعودی، اما شیبی (سرعتی) ملایم و تقریبا کند داشته است. در جدول (۱) نیز آماره‌های توصیفی مربوط به این دو متغیر شامل مینیمم، ماکزیمم، میانگین و انحراف معیار ارائه شده است.



شکل (۲): روند حرکتی لگاریتم طبیعی بار دفاعی (بر حسب درصد) و لگاریتم تولید ناخالص داخلی سرانه (شاخص رشد اقتصادی) ایران طی دوره‌ی زمانی ۱۳۹۵–۱۳۵۸

مأخذ: یافته‌های تحقیق

جدول (۱): آماره‌های توصیفی متغیرهای اصلی تحقیق

متغیر	مینیمم	ماکزیمم	میانگین	انحراف معیار
Ln(gdp/pop)	۹/۰۱۵	۱۰/۱۸٤	۹/۷۲۹	۰/۳۰۳
Ln(def/gdp)	۰/۵۳۱	۲/۱۰۲	۱/۱۷۹	۰/٤٥٦

مأخذ: محاسبات تحقیق

Ln(oil/n-oil): لگاریتم طبیعی نسبت صادرات نفتی به صادرات غیرنفتی (متغیر کنترل) و؛

dum_{59-67}: متغیر مجازی جنگ تحمیلی با عراق که برای سال‌های ۱۳۵۹ تا ۱۳٦۷، برابر یک و برای بقیه سال‌ها صفر می‌باشد.

داده‌های متغیرهای این تحقیق طی بازه زمانی ۱۳۹۵-۱۳۵۸ درنظر گرفته شده‌اند. مأخذ این داده‌ها، وب‌سایت‌های بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، مرکز آمار ایران و مؤسسه بین‌المللی تحقیقات صلح استکهلم (SIPRI) است.

۲.۳ روش تحقیق

در این مطالعه به‌منظور بررسی آثار نامتقارن تکانه‌های نفتی بر روی شاخص قیمت مواد غذایی در ایران از یکی از روش‌های تک‌معادله‌ای موسوم به الگوی نامتقارن (غیرخطی) خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی (NARDL) بهره‌گیری شده است. مدل ARDL نامتقارن به‌کار رفته در این تحقیق یک تکنیک جدید برای تشخیص روابط غیرخطی و نامتقارن بین متغیرهای اقتصادی در بلندمدت و کوتاه‌مدت است. این تکنیک توسط شین و همکاران (Shin et al., 2011) توسعه یافت و در واقع گسترش‌یافته مدل ARDL خطی است. روش NARDL نیز همانند روش ARDL، نسبت به سایر روش‌های آزمون هم‌انباشتگی مزیت‌هایی دارد. اول این‌که می‌توان این آزمون را، صرف‌نظر از این که متغیرهای مدل کاملاً I(1) و I(0) یا ترکیبی از هر دو باشند، به‌کار برد. دوم این‌که، این روش پویایی‌های کوتاه‌مدت را در بخش تصحیح خطا وارد نمی‌کند (Banerji et al., 1993). سومین مزیت آن است که این روش را می‌توان با تعداد مشاهدات اندک نیز به‌کار برد (Narayan & Narayan, 2004: 102) و در نهایت این‌که استفاده از این روش حتی زمانی‌که متغیرهای توضیحی درون‌زا هستند، ممکن می‌باشد (Alam & Quazy, 2003: 93).

قبل از توسعه کامل یک مدل NARDL، با فرض وجود دو متغیر مستقل مخارج نظامی (mil) و وابسته رشد اقتصادی (g)، رابطه بلندمدت زیر را را بر اساس مطالعه تجربی گرنجر و یون (Granger & Yoon, 2002) تعریف می‌کنیم:

$$g_t = \beta^+(mil)^+_t + \beta^-(mil)^-_t + u_t \qquad (۲٦)$$

که g_t و mil_t متغیرهای انباشته از مرتبه یک I(1) هستند و

$$(mil)_t = (mil)_0 + (mil)^+_t + (mil)^-_t \qquad (۲۷)$$

$$(\mathrm{mil})_t^{+} = \sum_{j=1}^{t} \Delta \mathrm{mil}_j^{+} = \mathrm{Max}(\Delta \mathrm{mil}_j, 0), (\mathrm{mil})_t^{-} = \sum_{j=1}^{t} \Delta \mathrm{mil}_j^{-} = \mathrm{Min}(\Delta \mathrm{mil}_j, 0)$$

ترکیب خطی هم‌انباشته مؤلفه‌های مجموع تجمعی مثبت و منفی (شوک‌های مثبت و منفی) را در نظر می‌گیریم:

$$z_t = \beta_0^{+} g_t^{+} + \beta_0^{-} g_t^{-} + \beta_1^{-} (\mathrm{mil})_t^{+} + \beta_1^{-} (\mathrm{mil})_t^{-} \qquad (۲۸)$$

اگر z_t انباشته از مرتبه صفر باشد، در این‌صورت گفته می‌شود که mil_t و g_t به‌صورت نامتقارن هم‌انباشته‌اند. چنان‌چه $\beta_0^{+} = \beta_0^{-}$ و $\beta_1^{+} = \beta_1^{-}$ باشد، در این‌صورت هم‌انباشتگی به صورت متقارن خواهد بود (Schorderet, 2003). حال با در نظر گرفتن نحوه جداسازی تکانه‌های مثبت و منفی متغیر mil به صورت رابطه (۲۷) و وارد کردن آن در مدل می‌توان آثار نامتقارن مخارج نظامی را بر رشد اقتصادی اندازه‌گیری و بررسی کرد. حال با واردکردن تکانه‌های مثبت و منفی متغیر mil در یک ARDL(p,q)، به مدل NARDL(p,q) (ARDL غیرخطی)، به‌صورت زیر دست خواهیم یافت:

$$g_t = \sum_{j=1}^{p} \varphi_j g_{t-j} + \sum_{j=0}^{q} (\theta^{+}_j (\mathrm{mil})^{+}_{t-j} + \theta^{-}_j (\mathrm{mil})^{-}_{t-j}) + \varepsilon_t \quad (۲۹)$$

که در رابطه فوق p و q تعداد وقفه‌های بهینه، φ_j ضرایب وقفه‌های متغیر وابسته، θ^{+}_j و θ^{-}_j ضرایب نامتقارن وقفه‌های متغیر وابسته و ε_t جمله اخلال با میانگین صفر و واریانس ثابت است.

هر رابطه بلندمدت در مدل ARDL(p,q)، یک ECM کوتاه‌مدت دارد که دست‌یابی به آن، تعادل را تضمین می‌کند. بر این اساس، در مدل NARDL نیز الگوی تصحیح خطا به صورت زیر تنظیم می‌شود (گل‌خندان، ۱۳۹٤ب):

$$\Delta g_t = \rho g_{t-1} + \theta^{+} (\mathrm{mil})^{+}_{t-1} + \theta^{-} (\mathrm{mil})^{-}_{t-1} + \sum_{j=1}^{p-1} \gamma_j \Delta g_{t-j} + \sum_{j=0}^{q-1} (\vartheta^{+}_j \Delta (\mathrm{mil})^{+}_{t-j} + \vartheta^{-}_j \Delta x (\mathrm{mil})^{-}_{t-j}) + \varepsilon_t = \rho \xi_{t-1} + \sum_{j=1}^{p-1} \gamma_j \Delta g_{t-j} + \sum_{j=0}^{q-1} (\vartheta^{+}_j \Delta (\mathrm{mil})^{+}_{t-j} + \vartheta^{-}_j \Delta (\mathrm{mil})^{-}_{t-j}) + \varepsilon_t \quad (۳۰)$$

که در آن:

$$\rho = \sum_{j=1}^{p} \varphi_j - 1, \gamma_j = -\sum_{i=j+1}^{p} \varphi_i \text{ for } j = 1, \dots, p-1, \theta^+ = \sum_{j=0}^{q} \theta^+{}_j, \theta^-$$
$$= \sum_{j=0}^{q} \theta^-{}_j, \varphi^+{}_0 = \theta^+{}_0, \varphi^+{}_j$$
$$= -\sum_{i=j+1}^{q} \theta^+{}_j \text{for } j = 1, \dots, q-1, \varphi^-{}_0 = \theta^-{}_0, \varphi^-{}_j$$
$$= -\sum_{i=j+1}^{q} \theta^-{}_j \text{for } j = 1, \dots, q-1$$

همچنین در رابطه فوق، عبارت $g_{t-1} - \beta^+(mil)^+{}_t - \beta^-(mil)^-{}_t = \xi_t$ به جزء تصحیح خطای نامتقارن اشاره دارد و $\beta^+ = -\theta^+/\rho$ و $\beta^- = -\theta^-/\rho$ ضرایب بلندمدت نامتقارن می‌باشند (Shin et al., 2011). به منظور بررسی وجود مرتبه هم‌انباشتگی یکسان بین متغیرها، علامت منفی و معناداربودن آماری ضریب ξ_{t-1} در تخمین ضرایب کوتاه‌مدت، بیان‌گر برقراری و وجود رابطه بلندمدت بین متغیرهای مدل خواهد بود.

٤. برآورد مدل و تحلیل نتایج تجربی

قبل از برآورد مدل به روش NARDL، بایست ابتدا نسبت به مانایی و نامانایی سری‌های زمانی مورداستفاده در مدل اطمینان حاصل شود. به این منظور از آزمون دیکی ــ فولر تعمیم‌یافته (ADF) درحالتی‌که در آن مدل دارای عرض از مبدأ و متغیر روند زمانی می‌باشد، استفاده شده است. نتایج این آزمون در جدول (۲) آمده است. بر اساس نتایج این جدول و سطوح احتمال محاسبه‌شده کلیه متغیرها به جز بار دفاعی و نسبت صادرات نفتی به غیرنفتی در سطح ۵ درصد نامانا بوده، اما پس از یک‌بار تفاضل‌گیری به‌صورت مانا درآمده‌اند. لذا متغیرها، مانا از مرتبه I(1) و I(0) هستند.

جدول (۲): نتایج آزمون ریشه واحد دیکی فولر تعمیم‌یافته

متغیر	ADF(prob)	متغیر	ADF(prob)	درجه مانایی
Ln(def/gdp)	۰/۰۳۸	Δ(Ln(def/gdp))	۰/۰۰۰	**I(0)**
Ln(gdp/pop)	۰/۲۶۱	Δ(Ln(gdp/pop))	۰/۰۰۰	**I(1)**
Ln(n+0.05)	۰/۶۸۸	Δ(Ln(n+0.05))	۰/۰۱۲	**I(1)**

I(1)	۰/۰۰۰	Δ(Ln(inv/gdp))	۰/۳۵۴	Ln(inv/gdp)
I(0)	۰/۰۰۰	Δ(Ln(oil/n-oil))	۰/۰۲۸	Ln(oil/n-oil)
I(1)	۰/۰۲۸	$\Delta(\mathrm{Ln}([\frac{\mathrm{def}}{\mathrm{gdp}}]^{+}))$	۰/۵۵۲	$\mathrm{Ln}([\frac{\mathrm{def}}{\mathrm{gdp}}]^{+})$
I(1)	۰/۰۱۸	$\Delta(\mathrm{Ln}([\frac{\mathrm{def}}{\mathrm{gdp}}]^{-}))$	۰/۴۴۶	$\mathrm{Ln}([\frac{\mathrm{def}}{\mathrm{gdp}}]^{-})$

*وقفه انتخابی برای آماره ADF توسط معیار شوارتز انتخاب شده است و علامت Δ، به تفاضل اشاره دارد.

مأخذ: محاسبات تحقیق

به‌منظور استفاده از مدل NARDL بایستی وجود هم‌انباشتگی نامتقارن (غیرخطی) بین متغیرها ثابت شود. به‌منظور تحلیل هم‌انباشتگی کرانه‌های پسران و همکاران (Pesaran et al., 2001)، نیازمند برآورد مدل تصحیح خطای نامقید (UECM) زیر هستیم:

(۳۱)

$$\begin{aligned}\Delta\mathrm{Ln}(\frac{gdp}{pop})_t = \alpha_0 &+ \sum_{i=1}^{p} b_i \Delta\,\mathrm{Ln}(\frac{gdp}{pop})_{t-i} + \sum_{i=1}^{q_1} d_i \Delta\,\mathrm{Ln}(n+0.05)_{t-i} \\ &+ \sum_{i=1}^{q_2} e_i \Delta\,\mathrm{Ln}(\frac{inv}{gdp})_{t-i} + \sum_{i=1}^{q_3} f_i \Delta\,\mathrm{Ln}(\frac{oil}{n-oil})_{t-i} \\ &+ \sum_{i=1}^{q_4} \varphi^{+} \Delta\,\mathrm{Ln}(\frac{def^{+}}{gdp})_{t-i} + \sum_{i=1}^{q_5} \varphi^{-} \Delta\,\mathrm{Ln}(\frac{def^{-}}{gdp})_{t-i} \\ &+ \delta_1 \mathrm{Ln}(\frac{gdp}{pop})_{t-1} + \delta_2 \mathrm{Ln}(n+0.05)_{t-1} + \delta_3 \mathrm{Ln}(\frac{inv}{gdp})_{t-1} \\ &+ \delta_4 \mathrm{Ln}(\frac{oil}{n-oil})_{t-1} + \theta^{+} \mathrm{Ln}(\frac{def^{+}}{gdp})_{t-1} + \theta^{-} \mathrm{Ln}(\frac{def^{-}}{gdp})_{t-1} \\ &+ \rho dum_{59-67} + \mu_t\end{aligned}$$

که در آن δ_1،δ_2،δ_3،δ_4، θ^{+} و θ^{-} ضرایب بلندمدت، α_0 عرض از مبدأ، Δ عملگر تفاضل، μ_t جمله اخلال p، q_1، q_2، q_3، q_4، و q_5 تعداد وقفه‌های بهینه است که به کمک ضوابطی مانند: آکائیک (AIC)، شوارتز ـ بیزین (SBC)، حنان ـ کوئین (HQC) یا $\bar{R}^2$ تعیین می‌شود. مقادیر با وقفه متغیر وابسته و مقادیر با وقفه و جاری متغیرهای مستقل نیز، پویایی‌های کوتاه‌مدت را نشان می‌دهند. فرآیند آزمون باند برای عدم وجود ارتباط سطحی بین متغیر مستقل و متغیرهای وابسته از طریق صفر قرار دادن ضرایب سطوح با وقفه متغیرهای مذکور در معادله فوق به دست می‌آید. بنابراین فرض صفر مبنی بر عدم وجود هم‌انباشتگی به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$H_0 = \delta_1 = \delta_2 = \delta_3 = \delta_4 == \theta^{+} = \theta^{+} = 0$$

در این روش، دو حد بحرانی ارائه شده است؛ حد بالایی برای سری‌های زمانی I(1) و حد پایینی برای سری‌های I(0). چنان‌چه مقدار آماره F محاسبه‌شده از مقدار حد بالایی

بیشتر باشد، فرض صفر عدم هم‌انباشتگی رد می‌شود؛ و چنان‌چه مقدار F کمتر از حد پایینی باشد، فرض صفر رد نمی‌شود و در صورتی‌که آماره F درون محدوده‌ها قرار گیرد، نمی‌توان نتیجه‌ای گرفت مگر این‌که، درجه انباشتگی متغیرها را بدانیم (Pesaran et al., 2001: 290).

در مقابل، بایستی وجود رابطه بلندمدت متقارن نیز بین متغیرهای مدل آزمون شود. در این حالت، در صورت تأیید وجود رابطه بلندمدت متقارن، به‌جای مدل NARDL، بایستی از مدل ARDL استفاده کنیم. به منظور بررسی رابطه بلندمدت متقارن نیز بایستی مدل تصحیح خطای نامقید (UECM) زیر را برآورد کنیم:

(۳۲)

$$\begin{aligned}\Delta \mathrm{Ln}\left(\frac{gdp}{pop}\right)_t = \alpha_0 &+ \sum_{i=1}^{p} b_i \Delta \,\mathrm{Ln}\left(\frac{gdp}{pop}\right)_{t-i} + \sum_{i=1}^{q_1} d_i \Delta \,\mathrm{Ln}(n+0.05)_{t-i} \\ &+ \sum_{i=1}^{q_2} e_i \Delta \,\mathrm{Ln}\left(\frac{inv}{gdp}\right)_{t-i} + \sum_{i=1}^{q_3} f_i \Delta \,\mathrm{Ln}\left(\frac{oil}{n-oil}\right)_{t-i} \\ &+ \sum_{i=1}^{q_4} \varphi \Delta \,\mathrm{Ln}\left(\frac{def}{gdp}\right)_{t-i} + \delta_1 \mathrm{Ln}\left(\frac{gdp}{pop}\right)_{t-1} + \delta_2 \mathrm{Ln}(n+0.05)_{t-1} \\ &+ \delta_3 \mathrm{Ln}\left(\frac{inv}{gdp}\right)_{t-1} + \delta_4 \mathrm{Ln}\left(\frac{oil}{n-oil}\right)_{t-1} + \theta \mathrm{Ln}\left(\frac{def}{gdp}\right)_{t-1} \\ &+ \rho dum_{59-67} + \mu_t\end{aligned}$$

حال با استفاده از آزمون هم‌انباشتگی کرانه‌های پسران و همکاران (۲۰۰۱) به بررسی رابطه بلندمدت متقارن و نامتقارن بین متغیرهای مدل می‌پردازیم. تعداد متغیرها در حالت مدل نامتقارن و متقارن به‌ترتیب ٦ و ٥ بوده و این مدل‌ها تنها دارای جمله ثابت هستند. با توجه به این موضوع مقادیر بحرانی ارائه‌شده توسط پسران و همکاران (۲۰۰۱) در سطوح معناداری مختلف از جدول ارائه‌شده توسط آنها استخراج و در بخش پایینی جدول (۳) آمده‌اند. بر اساس مقادیر بحرانی و آماره F محاسبه‌شده در بخش بالایی جدول (۳)، وجود رابطه تعادلی بلندمدت بین متغیرهای مدل نامتقارن، در سطح ٥ درصد تأیید می‌شود؛ زیرا مقدار آماره F محاسبه‌شده در این مدل، بزرگ‌تر از حد بالایی مقادیر بحرانی ارائه‌شده توسط پسران و همکاران (۲۰۰۱) در سطح ٥ درصد است. این در حالیست که مقدار آماره F محاسبه‌شده در مدل متقارن کمتر از حدود پایینی مقادیر بحرانی ارائه‌شده توسط پسران و همکاران (۲۰۰۱) حتی در سطح ۱۰ درصد است. بنابراین وجود رابطه بلندمدت نامتقارن تأیید و وجود رابطه بلندمدت متقارن رد می‌شود.

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

	مدل برآوردی	طول وقفه بهینه	آماره F
ARDL غیرخطی	رابطه (۳۱)	(۱،۰،۰،۱،۱ ،۰)	٤/۰۸**
ARDL خطی	رابطه (۳۲)	(۱،۰،۱،۰ ،۲)	۲/۱۹

سطح معناداری	مقادیر بحرانی آزمون پسران و همکاران (۲۰۰۱)			
	K=۶		K=۵	
	کرانه پایین	کرانه بالا	کرانه پایین	کرانه بالا
٪۱۰	۲/۱۲	۳/۲۳	۲/۲٦	۳/۳٥
٪٥	۲/٤٥	۳/٦۱	۲/٦۲	۳/۷۹
٪۱	۳/۱٥	٤/٤۳	۳/٤۱	٤/٦۸

* علامت ** معناداری در سطح ٥ درصد است.

مأخذ: مقادیر بحرانی از جداول پسران و همکاران (Pesaran et al., 2001: 300) و سایر نتایج بر اساس محاسبات تحقیق.

پس از تأیید وجود رابطه بلندمدت نامتقارن بین متغیرهای مدل، نوبت به برآورد این رابطه می‌رسد. در جدول (٤) نتایج برآورد رابطه‌های بلندمدت و کوتاه‌مدت به‌کمک روش NARDL گزارش شده است. بر این اساس کلیه ضرایب در سطح اطمینان ۱۰ درصد معنادار هستند. بر اساس آزمون‌های تشخیصی نیز که در قسمت پایین جدول (٤) آمده است، فرضیه صفر مبنی بر عدم خودهمبستگی سریالی، وجود فرم تبعی مناسب، توزیع نرمال و همسانی واریانس را نمی‌توان رد کرد، که این امر اعتبار نتایج را نشان می‌دهد. بنابراین نتایج به‌دست‌آمده را می‌توان تفسیر کرد.

جدول (۴): نتایج برآورد رابطه‌های تعادلی بلندمدت و کوتاه‌مدت به‌روش NARDL

متغیر	ضرایب تخمینی
بلندمدت	
Ln(n+0.05)	-۰/۱٥٥ (۰/۰٦٦)
Ln(inv/gdp)	۰/٥٥۲ (۰/۰۰۰)
Ln(oil/n-oil)	-۰/۲۸۸ (۰/۰۰۰)
$Ln(\left[\frac{def}{gdp}\right]^{+})$	۰/۰٦۱ (۰/۰۲٥)

$\mathrm{Ln}(\left[\frac{\mathrm{def}}{\mathrm{gdp}}\right]^{-})$	۰/۱۳۵ (۰/۰۰۱)
$\mathrm{DUM}_{59\text{-}67}$	−۰/۰۸۸ (۰/۰۰۸)
کوتاه‌مدت	
$\Delta\mathrm{Ln}(n+0.05)$	−۰/۰۵۷ (۰/۰۸۲)
$\Delta\mathrm{Ln}(inv/gdp)$	۰/۱۹۵ (۰/۰۰۰)
$\Delta\mathrm{Ln}(oil/n\text{-}oil)$	−۰/۱۰۶ (۰/۰۰۰)
$\Delta\mathrm{Ln}(\left[\frac{\mathrm{def}}{\mathrm{gdp}}\right]^{+})$	۰/۰۲۲ (۰/۰۳۱)
$\Delta\mathrm{Ln}(\left[\frac{\mathrm{def}}{\mathrm{gdp}}\right]^{-})$	۰/۰۴۹ (۰/۰۰۵)
$\Delta\mathrm{DUM}_{59\text{-}67}$	−۰/۰۳۱ (۰/۰۱۱)
ECM(-1)	−۰/۳۵۱ (۰/۰۰۰)
آزمون‌های تشخیصی	
نوع آزمون	مقدار آماره
R-bar-square	۰/۷۵
F-statistic	۲۱۲/۲۸۵ (۰/۰۰۰)
Serial correlation (chi-square)	۶/۴۰۵ (۰/۱۷۱)
Function Form (chi-square)	۱/۶۵۴ (۰/۲۰۱)
Normality (chi-square)	۱/۳۷۹ (۰/۴۹۹)
Heteroscedasticity (chi-square)	۰/۰۵۵ (۰/۷۰۹)

* اعداد داخل پرانتز نشان‌دهنده ارزش احتمال است.

مأخذ: محاسبات تحقیق.

تأثیر تکانه‌های مثبت بار دفاعی بر رشد اقتصادی در بلندمدت و کوتاه‌مدت (در سطح ۵ درصد) مثبت است. به‌گونه‌ای که با افزایش یک‌درصدی در بار دفاعی، رشد اقتصادی در بلندمدت و کوتاه‌مدت به ترتیب حدود ۰/۰۶ و ۰/۰۲ درصد افزایش خواهد یافت. تأثیر تکانه‌های منفی بار دفاعی نیز بر رشد اقتصادی در بلندمدت و کوتاه‌مدت (در سطح ۵ درصد) مثبت است. به‌گونه‌ای که با کاهش یک‌درصدی در بار دفاعی، رشد اقتصادی در بلندمدت و کوتاه‌مدت به‌ترتیب حدود ۰/۱۴ و ۰/۰۵ درصد افزایش خواهد یافت. نتایج به‌دست‌آمده نشان می‌دهد که اثر تکانه‌های مثبت و منفی بار دفاعی بر رشد اقتصادی در ایران نامتقارن و اثر هر دو تکانه در کوتاه‌مدت و بلندمدت مثبت است. اما اثر تکانه‌های منفی بر افزایش رشد اقتصادی نسبت به تکانه‌های مثبت، به‌دلیل وجود کانال‌های اثرگذار

منفی بیشتر مخارج دفاعی بر رشد اقتصادی در ایران، به مراتب بزرگتر است (حدود دو و نیم برابر).

ضرایب کوتاه‌مدت و بلندمدت لگاریتم نرخ رشد جمعیت فعال به‌علاوه مقدار ثابت ۵ درصد (Ln(n+0.05)) منفی و معنادار (در سطح ۱۰ درصد) است؛ به‌گونه‌ای که با افزایش (کاهش) یک‌درصدی در این متغیر، رشد اقتصادی در بلندمدت و کوتاه‌مدت، به‌ترتیب حدود ۰/۱۶ و ۰/۰۶ درصد کاهش (افزایش) می‌یابد. علی‌رغم آنکه بر اساس مبانی نظری در بیش تر کشورهای پیشرفته و توسعه‌یافته، جمعیت، نیروی کار و رشد آن‌ها به‌عنوان یکی از عوامل اصلی رشد اقتصادی مطرح می‌شود، در کشورهای درحال‌توسعه (مانند ایران) شواهد و مطالعات مختلف نشان می‌دهد که این عوامل بر رشد اقتصادی تأثیر چندانی نداشته است؛ بلکه حتی در برخی موارد عامل محدودکننده رشد نیز محسوب شده است. یکی از واقعیت‌های اقتصاد ایران در مورد نیروی کار فعال، بیکاری آشکار و پنهان و کم‌کاری نیروی‌کار است؛ به نحوی‌که می‌توان انتظار داشت طبق تئوری‌های اقتصاد خرد، با افزایش یک عامل تولید و گذشتن آن از یک حد مشخص، نه تنها این عامل تأثیری بر رشد اقتصادی نداشته باشد؛ بلکه حتی تولید نیز کاهش یابد (مولایی و همکاران، ۱۳۹۳).

ضرایب کوتاه‌مدت و بلندمدت لگاریتم نسبت سرمایه‌گذاری فیزیکی به gdp (Ln(inv/gdp)) مثبت و معنادار (در سطح ۱ درصد) است؛ به‌گونه‌ای که با افزایش (کاهش) یک‌درصدی در این متغیر، رشد اقتصادی در بلندمدت و کوتاه‌مدت، به‌ترتیب حدود ۰/۵۵ و ۰/۲۰ درصد افزایش (کاهش) می‌یابد. اثر مثبت سرمایه‌گذاری بر رشد اقتصادی تقریبا در تمام مطالعات انجام‌شده نتیجه‌گیری شده است.

ضرایب کوتاه‌مدت و بلندمدت لگاریتم طبیعی نسبت درآمدهای حاصل از صادرات نفت به صادرات غیرنفتی (Ln(oil/n-oil)) منفی و معنادار (در سطح ۱ درصد) است؛ به‌گونه‌ای که با افزایش (کاهش) یک‌درصدی در این متغیر، رشد اقتصادی در بلندمدت و کوتاه‌مدت، به‌ترتیب حدود ۰/۲۹ و ۰/۱۱ درصد کاهش (افزایش) می‌یابد. این رابطه مطابق انتظار و در ادبیات اقتصادی به «بیماری هلندی» معروف است. به این معنا که با افزایش نسبت صادرات نفتی به صادرات غیرنفتی، رابطه مبادله به ضرر کالاهای مبادله ای تغییر کند و درنتیجه رشد اقتصادی کاهش یابد.

علامت متغیر مجازی جنگ تحمیلی $DUM_{59\text{-}67}$ نیز مطابق انتظار در کوتاه‌مدت و بلندمدت، منفی و معنادار است.

ضریب جمله تصحیح خطا (ECM) منفی، معنادار (در سطح ۱ درصد) و مطابق علامت انتظاری است. مقدار این ضریب در مدل تخمینی برابر با مقداری حدود ۰/۳۵- است؛ که نشان می‌دهد در هر سال ۰/۳۵ درصد از عدم تعادل یک دوره (یک سال) در رشد اقتصادی، در دوره بعد تعدیل می‌شود. بنابراین تعدیل به‌سمت تعادل با سرعت نسبتاً بالایی و بعد از حدود سه سال صورت می‌گیرد. به‌منظور آزمون ثبات ساختاری الگو از آماره‌های پسماند تجمعی (CUSUM) و مجذور پسماند تجمعی (CUSUMQ)، استفاده شده است. بر این اساس، نمودارهای پسماند تجمعی و مجذور پسماند تجمعی بین دو خط بحرانی در سطح ۵ درصد قرار گرفته است؛ که این نتیجه بیان‌گر پایداری مدل در بلندمدت است. در جدول (۵)، نتایج آزمون والد نیز برای بررسی تقارن و یا عدم تقارن شوک‌های بار دفاعی در مدل برآوردشده‌ی تحقیق در کوتاه‌مدت و بلندمدت، آمده است. بر اساس نتایج این جدول، در سطح معنی‌داری ۱ درصدی، تساوی ضرایب شوک‌های مثبت و منفی بار دفاعی را نمی‌توان در کوتاه‌مدت و بلندمدت پذیرفت و فرضیه‌ی صفر به نفع فرضیه‌ی مقابل رد می‌شود. بنابراین، اثر شوک‌های مثبت و منفی بار دفاعی بر رشد اقتصادی در کوتاه‌مدت و بلندمدت، نامتقارن است.

جدول (۵): نتایج آزمون والد برای بررسی تقارن اثرات شوک‌های بار دفاعی در روش NARDL

$\theta^+ = \theta^-$	
مقدار آماره‌ی آزمون در بلندمدت	**مقدار آماره‌ی آزمون در کوتاه‌مدت**
۲۶/۲۲(۰/۰۰۰)	۲٤/۷۵(۰/۰۰۰)

* اعداد داخل پرانتز نشان‌دهنده ارزش احتمال است.

مأخذ: محاسبات تحقیق

۵. جمع‌بندی و نتیجه‌گیری

این مطالعه به بررسی آثار نامتقارن تکانه‌های مثبت و منفی بار دفاعی بر رشد اقتصادی ایران با استفاده از داده‌های سالانه‌ی دوره‌ی زمانی ۱۳۹۵-۱۳۵۸ پرداخته است. به این منظور از سایر متغیرهای مؤثر بر رشد اقتصادی، نظیر: سرمایه فیزیکی، نرخ رشد نیروی کار، نسبت صادرات نفتی به غیرنفتی و متغیر مجازی سال‌های جنگ تحمیلی نیز استفاده شده است. نتایج آزمون هم‌انباشتگی باند وجود رابطه‌ی غیرخطی و نامتقارن بین تکانه‌های بار دفاعی و

رشد اقتصادی را تأیید می‌کند. برآورد این رابطه به‌وسیله روش خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی غیرخطی (NARDL) حاکی از آنست که تکانه‌های مثبت و منفی بار دفاعی اثر مثبت بر رشد اقتصادی دارد و این تأثیرگذاری مثبت برای تکانه‌های کاهشی بار دفاعی بیش‌تر است. بر اساس سایر نتایج، نرخ رشد نیروی کار، سرمایه فیزیکی، سهم صادرات نفتی از صادرات غیرنفتی و جنگ تحمیلی به‌ترتیب اثر منفی، مثبت، منفی و منفی بر رشد اقتصادی داشته‌اند.

بر این اساس نتایج اصلی این تحقیق می‌توان گفت که کاهش در بودجه دفاعی و تخصیص بیشتر مخارج عمومی به سایر بخش‌های غیردفاعی، می‌تواند منجر به تسریع بیش‌تر رشد اقتصادی شود. البته این نتیجه فقط با درنظر گرفتن بعد اقتصادی آثار مخارج دفاعی اتخاذ شده و تصمیم در مورد این مخارج بایستی با درنظر گرفتن ابعاد سیاسی و امنیتی نیز همراه باشد؛ بالاخص برای کشور ایران که با تهدیدات امنیتی کشورهای مختلفی در منطقه خاورمیانه و خارج از منطقه مواجه است. بنابراین چنان‌چه بهبودی در روابط ایران با بیگانگانی که امنیت ملی کشور را تهدید می‌کنند، صورت نگیرد، کاهش در مخارج نظامی که بیشتر برای مسائل امنیتی صرف می‌شود، ممکن نیست. در این‌صورت سیاستمداران و برنامه‌ریزان کشور، بایستی هزینه‌های دفاعی را صرف گسترش صنایع نظامی پیشرفته کنند و با تجدیدنظر در روش های جاری تأمین نیروی انسانی و تدارکات نظامی، زمینه ارتقای کارآیی در این بخش را فراهم کنند. هم‌چنین پیشنهاد می‌شود که با شناسایی تعیین سطح بهینه مخارج دفاعی، با انتقال منابع از بخش دفاعی به سایر بخش‌های محرک رشد اقتصادی (مانند آموزش و بهداشت)، رشد اقتصادی کشور را تسریع بخشید.

کتاب‌نامه

دیزجی، منیژه؛ پناهی، حسین و تقی‌زاده، حجت (۱۳۸۸). اثر هزینه‌های نظامی بر بدهی‌های خارجی در کشورهای درحال‌توسعه، *فصلنامه مدلسازی اقتصادی*، سال سوم، شماره ۱، صص ۱۳۶-۱۱۷.

کریمی پتانلار، سعید و باجلان، علی اکبر (۱۳۹۳). اثر سهم مخارج بودجه‌ای نظامی بر رشد اقتصادی در ایران، *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران*، شماره ٦١، صص ۸۲-٦۳.

گل‌خندان، ابوالقاسم (۱۳۹۳). بررسی و مقایسه تطبیقی تأثیر هزینه‌های نظامی بر رشد اقتصادی کشورهای درحال‌توسعه و توسعه‌یافته منتخب، *فصلنامه تحقیقات توسعه اقتصادی*، شماره ۱۵.

گل‌خندان، ابوالقاسم (١٣٩٤الف). تعیین سطح بهینه‌ی بخش دفاعی در ایران از منظر اقتصادی، *فصلنامه مدیریت نظامی*، شماره ٦٠، صص ۲۱۲-۱۷٦.

گل خندان ابوالقاسم (۱۳۹٤ب). تأثیر تکانه های مثبت و منفی قیمت نفت بـر شـاخص قیمـت سـهام در ایران (آیا این اثرگذاری نامتقارن است؟ *فصلنامه سیاست‌های مالی واقتصادی*، ٤ (۱۵)، صص ۱۱۸۹.

گل‌خندان، ابوالقاسم (۱۳۹۵). برآورد تابع تقاضای مخارج دفاعی در ایران، *فصلنامه علوم و فنـون نظـامی*، شماره ۳٦، صص ۵۵-۲۹.

گل خندان، ابوالقاسم (۱۳۹٦). تحلیل پویای رابطه منابع طبیعی و نظـامی‌گـری در کشـورهای خاورمیانـه، *فصلنامه مطالعات راهبردی سیاستگذاری عمومی*، شماره ۲۲، صص ۳۷-۱۹.

گل‌خندان، ابوالقاسم. (۱۳۹۸). گزیده‌ای از موضوعات در علم اقتصاد دفـاع (تقـرب تجربـی). جلـد دوم، تهران، انتشارات نارون دانش.

گل‌خندان، ابوالقاسم؛ خوانساری، مجتبـی و گـل‌خنـدان، داود (۱۳۹٤). نظـامی‌گـری و رشـد اقتصـادی: شواهدی تجربی از کشورهای منطقه منا در قالب الگوی پانل‌پویا، *فصلنامه رشد و توسـعه اقتصـادی*، شماره ۱۸، صص ۵۰-۳۱.

مولایی، محمد؛ گل‌خندان، ابوالقاسم و گل‌خندان، داود (۱۳۹۳). رابطه مخارج دفـاعی و رشـد اقتصـادی در ایران، *فصلنامه راهبرد اقتصادی*، شماره ۹، صص ۹۹-۷۳.

Ahad, M. & Dar, A.A. (2017). Modelling the asymmetric impact of defence spending on economic growth: Evidence from non-linear ARDL and multipliers, Journal of Economic and Administrative Sciences, ISSN: 1026-4116.

Aizenman, J. & Glick, R. (2003). Military Expenditure, Threats and Growth. NBER Working Paper, 9618, Massachusetts.

Alam, M.I. & Quazy, R.M. (2003). Determinant of Capital Flight: An Econometric Case Study of Bangladesh, Review of Applied Economics, 17, 85-103.

Banerji, A., Dolado, J., Galbraith, J.W. & Hendry, D.F. (1993). Co-integration, Error Correction, and the Econometric Analysis of Non-Stationary Data, Oxford University Press.

Barro, R J. & Sala-i-Martin, X. (1995). Economic Growth. The MIT Press.

Daddi, P., D'agostino, G., Pieroni, L., & Steinbrueck, E. (2014). Does military spending stimulate growth? An empirical investigation in Italy, MPRA Paper, No. 58290.

Davarajan, S. (1996). the composition of public expenditure and economic growth, Journal of Monetary Economics, 37, 313-344.

Dunne, P. & Nikolaidou, E. (2012). Defense Spending and Economic Growth in the EU15, Defense and Peace Economics, 23(6), 537-548.

Dunne, P., Smith, R. & Willenbockel, D. (2005). Models of Military Expenditure and Growth: A Critical Review, Defense and Peace Economics, 16(6), 449-461.

Golkhandan, A. (2019). Defense Spending and Economic Growth in Iran: Evidence from Co-integration Analysis, 5th International Conference of Modern Research in Management, Economics and Development, University of Georgia.

Granger, C.W. & Yoon, G. (2002). Hidden Co-integration, University of California, Working Paper.

Hatemi-J, A., Chang, T., Chen, W.Y., Lin, F.L. & Gupta, R. (2018). Asymmetric causality between military expenditures and economic growth in top six defense spenders. Quality & Quantity, 52(3), 1193-1207.

Knight, M., Loayza, N. & Villanueva, D. (1996). The Peace Dividend: Military Spending Cuts and Economic Growth, IMF Staff Papers, 43, 1-44.

Kollias, C., Paleologou, SM., Tzeremes, P. et al. (2017). Defence expenditure and economic growth in Latin American countries: evidence from linear and nonlinear causality tests, Latin American Economic Review, 26: 2.

Mowlaei, M. & Golkhandan, A. (2015). Dynamic Analysis of the Impact of Military Expenditure on Economic Growth in Oil and Non-Oil Countries in the Middle East, Iranian Economic Review, No. 19, 233-250.

Myo, K.M. (2013). Military Expenditures and Economic Growth in Asia. Annual International Conference on Economics and Security, Stockholm International Peace Research Institute (SIPRI), 1-50.

Narayan, P.K. & Narayan, S. (2004). Estimating Income and Price Elasticity's of Imports for Fiji in a Co-integration Framework, Economic Modeling, 22, 423-438.

Narayan, P.K. & Smyth, R. (2009). A Panel Data Analysis of the Military Expenditure-External Debt Nexus: Evidence from Six Middle Eastern Countries, Journal of Peace Research, 235-250.

Pesaran, M.H., Shin, Y. & Smith, R.J. (2001). Bounds testing approaches to the analysis of level relationships, Journal of Applied Econometrics, 16(20), 289–326.

Phiri, A. (2017). Does Military Spending Nonlinearly Affect Economic Growth in South Africa? Defense and Peace Economics, 4(1), 19-32.

Raju, M. H. & Ahmed, R. (2019). Effect of military expenditure on economic growth: evidences from India Pakistan and China using cointegration and causality analysis, Asian Journal of German and European Studies, 4(3).

Schorderet, Y. (2003). Asymmetric Cointegration, University of Geneva.

Shin, Y., Yu, B. & Greenwood-Nimmo, M. (2011). Modeling Asymmetric Co-integration and Dynamic Multipliers in a Nonlinear ARDL Framework, Mimeo.

Stroup, M.D. & Heckelman, J.C. (2001). Size of the Military Sector And Economic Growth: A Panel Data Analysis of Africa and Latin America. Journal of Applied Economics, IV (2), 329-360.

Wijeweera, A. & Webb, M.J. (2011). Military Spending and Economic Growth in South Asia: A Panel Data Analysis, Defense and Peace Economics, 22(5), 545-554.

Yildirim, J., Ocal, N. & Keskin, H. (2011). Military Expenditure, Economic Growth and Spatial Spillovers: A Global Perspective, International Conference on Applied Economics, 811-821.