

## 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 ۱۳۵۸-۱۳۹۵ 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 در نظر گرفتن بعد اقتصادی آثار مخارج دفاعی اتخاذ شده و تصمیم در مورد این مخارج بایستی با در نظر 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 به ترتیب اثر منفی، مثبت و منفی بر رشد اقتصادی داشته‌اند.

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

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

تاریخ دریافت: ۱۳۹۷/۱۱/۰۴، تاریخ پذیرش: ۱۳۹۸/۰۲/۲۵

**کلیدواژه‌ها:** بودجه دفاعی، رشد اقتصادی، عدم تقارن، امنیت، خودرگسیون 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 در حال توسعه 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 کشورهای نظیر ایالات متحده آمریکا و اسرائیل مواجه بوده است و هشت سال جنگ تحمیلی با کشور عراق را نیز پشت سر گذاشته است. مجموع این عوامل سبب شده است تا همواره به ناچار بخش عمده‌ای از کل مخارج عمومی در ایران، به بخش دفاعی اختصاص یابد. به گونه‌ای که طی سال‌های ۱۳۹۱-۱۳۳۸، متوسط سهم بخش دفاع از کل مخارج عمومی با مقداری بیش از ۲۴ 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 انجام شده‌اند 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

آیا اقتصاد ایران از کاهش در بودجه دفاعی منتفع می‌شود؟ ۲۰۱

شده، هدف اصلی تعیین سطح بهینه مخارج دفاعی بوده است (به این مطالعات در قسمت پیشینه تحقیق اشاره شده است). همچنین، در اندک مطالعاتی که رابطه علیت بین مخارج دفاعی و رشد اقتصادی را بررسی کرده‌اند، هدف بررسی جهت رابطه علیت بوده است و به نوع آن (مثبت یا منفی) توجه نشده است. در راستای رفع این محدودیت‌ها، هدف اصلی تحقیق حاضر، بررسی و مدل‌سازی تأثیر مخارج دفاعی بر رشد اقتصادی در ایران، تحت جداسازی تکانه‌های مثبت و منفی آن با استفاده از ابزار نوین اقتصادسنجی طی دوره زمانی ۱۳۹۵-۱۳۵۸ می‌باشد. به این منظور مقاله حاضر سعی دارد با تفکیک تکانه‌های مثبت و منفی مخارج دفاعی به کمک روش هم‌انباشتگی نامتقارن و استفاده از مدل خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی غیرخطی (NARDL) که به‌تازگی در ادبیات اقتصادسنجی سری‌های زمانی مطرح شده‌اند، تبیین دقیق‌تری از میزان تأثیرگذاری کوتاه‌مدت و بلندمدت تکانه‌های 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 همچنین، 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 نظامی از طریق چهار کانال: تقاضا، عرضه، منافع و هزینه‌ها و امنیت، رشد و عملکرد اقتصادی را تحت تأثیر قرار می‌دهند که در دو کانال آخر بیشتر تأثیر غیرخطی مدنظر می‌باشد. حال به تشریح این چهار کانال می‌پردازیم.

الف: تقاضا

از زاویه اثرات مثبت تقاضا، یک افزایش برون‌زا در مخارج نظامی، سمت تقاضای اقتصاد را تحریک و افزایش می‌دهد. افزایش تقاضای کل از طریق مخارج نظامی باعث می‌شود که میزان بهره‌برداری از ظرفیت‌های اقتصادی کشور افزایش یافته و افزایش نرخ بهره‌وری ناشی از آن موجب شود که افزایش تقاضا بدون افزودن بر نرخ تورم، موجب

ارتقای سطح تولید از طریق ضریب فزاینده (تکثیر) کینزی و در نهایت رشد اقتصادی شود. به علاوه این که، 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 رفا» 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 می‌بخشد (گل‌خندان و همکاران، ۱۳۹۴). 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 به جای مخارج سرمایه‌گذاری، میزان رشد اقتصادی را کاهش دهد (Dunne et al., 2005: 452).

#### ج. منافع و هزینه‌ها

آیا اقتصاد ایران از کاهش در بودجه دفاعی منتفع می‌شود؟ ۲۰۳

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 (جایی که 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 به دلیل افزایش سرعت هزینه‌های مستقیم و غیرمستقیم هزینه‌های نظامی از منافع مستقیم آن، همگام با افزایش اندازه بخش نظامی، رشد اقتصادی کاهش می‌یابد. به عبارت دیگر 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

نامانی 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، به منظور 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 به دست آمده است. آیزنمن و گلیک فرض می‌کنند که:

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

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

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

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:

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

که در آن، x مجموعه‌ای از متغیرهای کنترل مؤثر بر رشد اقتصادی است و برای سادگی

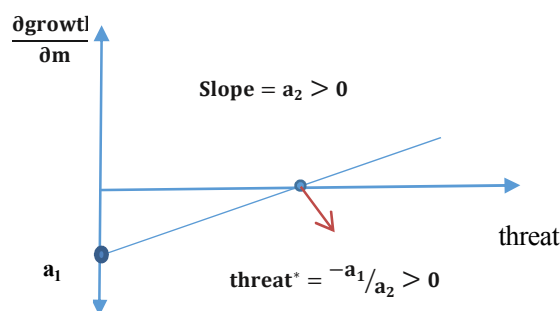
فرض می‌شود که  $a_2$  مساوی  $b_2$  است. متغیرهای کنترل نیز شامل متغیرهای سستی مانند:

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  $a_1$  واحد کاهش می‌یابد. 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 به صورت زیر نوشت:

$$g = g_1 + g_2 = \tau \cdot y \quad (1)$$

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

$$g_1 = \varphi \cdot \tau \cdot y \quad (۲)$$

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

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

$$y = [\alpha \cdot k^{-\eta} + \beta_1 \cdot g_1^{-\eta} + \beta_2 \cdot g_2^{-\eta}]^{\frac{-1}{\eta}} \quad \alpha, \beta_1, \beta_2 > 0 \quad (۴)$$

$$\alpha + \beta_1 + \beta_2 = 1, \quad \eta \geq -1$$

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<sub>1</sub>) و غیرنظامی (g<sub>2</sub>) است. بر اساس روابط (۱)، (۲)، (۳) و (۴)، معادلات نرخ رشد موجودی سرمایه (سرمایه‌گذاری) بخش خصوصی و نرخ رشد ستاده واقعی اقتصاد به ترتیب توسط روابط (۵) و (۶) تعیین می‌شوند:

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

و

$$\gamma = \frac{1}{\theta} \cdot \left[ \frac{(1 - \tau) \cdot \alpha}{\left[ \alpha \cdot \tau^\eta / \tau^\eta - \beta_1 \cdot \varphi^{-\eta} - \beta_2 \cdot (1 - \varphi)^{-\eta} \right]^{\frac{1+\eta}{\eta}}} \right] - \frac{\rho}{\theta} \quad (۶)$$

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

$$\int_0^\infty u(c) \exp(-\rho t) dt \quad (۷)$$

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

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

معادله (۶) یک معادله غیرخطی از نرخ مالیات بر درآمد یکسان و سهم منابع اختصاص یافته به هر یک از اجزاء مخارج بودجه‌ای دولت می‌باشد. با مشتق‌گیری از معادله (۶) نسبت به متغیر سهم مخارج بودجه‌ای نظامی از تولید ناخالص داخلی داریم:



آیا اقتصاد ایران از کاهش در بودجه دفاعی منتفع می‌شود؟ ۲۰۷

$$\frac{\partial \gamma}{\partial \varphi} = \frac{\alpha(1-t)(1+\eta)[\alpha t^\eta]^{-\frac{1+\eta}{\eta}} [\beta_1 \varphi^{-(1+\eta)} - \beta_2 (1-\varphi)^{-(1+\eta)}]}{\theta [t^\eta - \beta_1 \varphi^{-\eta} - \beta_2 (1-\varphi)^{-\eta}]^{-\frac{1}{\eta}}} \quad (9)$$

عبارت فوق در صورتی مثبت است که:

$$(1+\eta)[\beta_1 \varphi^{-(1+\eta)} - \beta_2 (1-\varphi)^{-(1+\eta)}] > 0 \quad (10)$$

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

$$\frac{\varphi}{1-\varphi} < \left(\frac{\beta_1}{\beta_2}\right)^{\frac{1}{1+\eta}} \rightarrow \frac{\partial \gamma}{\partial \varphi} > 0 \quad (11)$$

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

$$\frac{\varphi}{1-\varphi} < \frac{\beta_1}{\beta_2} \rightarrow \frac{\partial \gamma}{\partial \varphi} > 0 \quad (12)$$

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 پیشنهاد 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 به دست آمده را می‌توان در متفاوت بودن مکان و بازه‌ی زمانی تحقیق، مدل تحقیق و روش برآورد آن، اثرگذاری غیرخطی متغیرها و سطح توسعه‌یافتگی و این که کشورهای مورد مطالعه واردکننده سلاح هستند یا صادرکننده، بیان کرد (گل‌خندان، ۱۳۹۳). با توجه به این نکات، در ادامه منتخبی از مطالعات تجربی انجام شده در زمینه موضوع تحقیق به ترتیب 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 ۰/۰۴ 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 در قالب 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 ۲۰۱۴-۱۹۹۲ 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، اکوادور، السالوادور، گواتمالا، مکزیک، پاراگوئه، پرو، ونزوئلا) طی سال‌های ۲۰۱۴-۱۹۶۱ 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 به دنبال 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 به منظور بهبود عملکرد اقتصادی می‌باشد.

حاتمی ج و همکاران (Hatemi-J et al., 2018) رابطه علیت متقارن و غیرمقارن 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، 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 یک طرفه 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 ۲۰۱۴-۱۹۹۰ 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 یک طرفه 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 می‌سازد که حدود ۲/۷۳ درصد از تولید ناخالص داخلی می‌باشد که از مقدار متوسط آن در دوره مورد بررسی (۲/۹۵ درصد)، پایین‌تر است. بنابراین به نظر می‌رسد که جامعه از تخصیص مجدد منابع به سمت مخارج بودجه‌ای غیرنظامی مانند آموزش و بهداشت می‌تواند منتفع گردد.

گل‌خندان (۱۳۹۴الف) 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

آیا اقتصاد ایران از کاهش در بودجه دفاعی منتفع می‌شود؟ ۲۱۱

U معکوس بین مخارج نظامی و رشد اقتصادی در ایران طی دوره‌ی زمانی 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 ارائه شده است که در این مقاله از مدل سولوی تعمیم‌یافته ارائه‌شده توسط نایت و همکاران (Knight et al., 1996) برای داده‌های اقتصاد ایران استفاده شده است. فرض اساسی در این مدل آنست که کارایی تنها به نرخ رشد برون‌زای تکنولوژی وابسته نیست و تغییر در سهم مخارج نظامی دولت از تولید نیز بر کارایی اثر می‌گذارد. به این صورت که افزایش سهم هزینه‌های نظامی از تولید، با تعلیم و آموزش نیروی‌های مسلح (نظامی) و افزایش سطح دانش و مهارت آن‌ها و همچنین گسترش فعالیت‌های تحقیق و توسعه (R&D) و انتقال نیروی کار معجز به بخش‌های غیرنظامی و خصوصی، میزان بهره‌وری را تغییر می‌دهد و پارامتر کارایی را متأثر می‌کند (Knight et al., 1996: 12-13). مزیت اصلی این مدل در مقایسه با سایر مدل‌های مطرح‌شده در زمینه اثر هزینه‌های نظامی بر رشد اقتصادی، آنست که در بردارنده سایر فاکتورهای اساسی و اصلی رشد اقتصادی، از قبیل سرمایه، شامل: سرمایه انسانی و سرمایه فیزیکی و نرخ رشد نیروی کار است (Hou & Chen, 2013: 186).

نقطه شروع این مدل استفاده از یک تابع تولید نئوکلاسیکی به صورت کاب - داگلاس با بازدهی ثابت نسبت به مقیاس تولید و متغیرهای تولید (Y)، سرمایه (K)، پیشرفت فنی یا سطح تکنولوژی (A) و نیروی کار (L) است (Dunne et al., 2005: 456):

$$Y(t) = K(t)^\alpha [A(t) \cdot L(t)]^{1-\alpha} \quad 0 < \alpha < 1 \quad (13)$$

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

$$L(t) = L(0)e^{nt} \quad (14)$$

$$A(t) = A(0)e^{gt} m(t)^\theta \quad (15)$$

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

روی کارایی اثر می‌گذارد. هم‌چنین بر اساس این معادله تغییر در سهم مخارج نظامی از تولید (m) یک اثر بر سطح به‌جای می‌گذارد و نه اثر بر رشد. این تغییر مسیر رشد متعادل اقتصاد را تغییر می‌دهد، یعنی سطح تولید سرانه در هر نقطه از زمان افزایش می‌یابد، اما نرخ رشد تولید سرانه روی مسیر رشد متعادل را تغییر نمی‌دهد (Ibid). اگر نرخ پس‌انداز سرمایه (درصدی از تولید که به سرمایه‌گذاری اختصاص داده می‌شود) به صورت s و نرخ استهلاک به صورت  $\delta$  نشان داده شود، می‌توان معادله اصلی الگوی سولو را برای هر واحد نیروی کار مؤثر، به صورت زیر استخراج نمود:

$$k'_e = sk_e^\alpha - (n + g + \delta)k_e \iff \frac{\delta \ln k_e}{\delta t} = se^{(\alpha-1)\ln k_e} - (g + n + \delta) \quad (16)$$

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

$$k'_e = sk_e^\alpha - (n + g + \delta)k_e = 0 \Rightarrow k_e^* = \left[ \frac{s}{n + g + \delta} \right]^{\frac{1}{1-\alpha}} \quad (17)$$

$$y_e^* = \frac{K(t)^\alpha [A(t).L(t)]^{1-\alpha}}{A(t).L(t)} = \frac{K(t)^\alpha}{[A(t).L(t)]^\alpha} \quad (18)$$

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

با خطی کردن معادله رابطه (۱۶) به وسیله بسط تقریبی سری تیلور در نزدیکی سطح پایدار k و استفاده از معادله (۱۷)، خواهیم داشت:

$$\frac{\partial \ln k_e}{\partial t} = (\alpha - 1)(g + n + \delta)[\ln k_e(t) - \ln k_e^*] \quad (18)$$

چون  $\ln y_e = \alpha \ln k_e$  می‌توان نشان داد که y با نرخی مشابه نرخ حرکت از  $k^*$  به سمت  $y^*$  حرکت می‌کند، پس:

$$\frac{\partial \ln y_e}{\partial t} = (\alpha - 1)(g + n + \delta)[\ln y_e(t) - \ln y_e^*] \quad (19)$$

با استفاده از معادله رابطه (۱۹) و تبدیل t به t-1 در این معادله، به منظور استفاده در مطالعات تجربی، خواهیم داشت:

$$\ln y_e(t) = e^z \ln y_e(t-1) + (1 - e^z) \ln y_e^*, \quad z = (\alpha - 1)(n + g + \delta) \quad (20)$$

حال با استفاده از رابطه‌های (۱۴)، (۱۶) و (۲۰) می‌توان به معادله‌ای برای درآمد سرانه  $(y = Y/L)$  به صورت زیر دست یافت:

آیا اقتصاد ایران از کاهش در بودجه دفاعی منتفع می‌شود؟ ۲۱۳

$$\begin{aligned} \text{Lny}(t) = e^z \text{Lny}(t-1) + (1 - e^z) \left\{ \text{Ln}A_0 + \frac{\alpha}{1-\alpha} [\text{Lns} - \text{Ln}(n + g + d)] \right\} + \\ \theta \text{Lnm}(t) - e^z \theta \text{Lnm}(t-1) + (t - (t-1)e^z)g \end{aligned} \quad (21)$$

در نهایت با در نظر گرفتن:

(۲۲)

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

می‌توان به مدل پانل دیتای پویای زیر دست یافت (گل خندان، ۱۳۹۸):

$$\text{Lny}_{i,t} = \gamma \text{Lny}_{i,t-1} + \sum_{j=1}^4 \beta_j \text{Lnx}_{j,i,t} + \eta_t + \mu_i + v_{it} \quad (23)$$

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

$$\text{Ln} \left[ \frac{\text{gdp}}{l} \right]_t = \beta_0 + \beta_1 \text{Ln}(n + g + \delta)_t + \beta_2 \text{Ln} \left[ \frac{\text{inv}}{\text{gdp}} \right]_t + \beta_3 \text{Ln} \left[ \frac{\text{def}}{\text{gdp}} \right]_t + \varepsilon_t \quad (24)$$

که در در رابطه فوق:

$\text{Ln}(\text{gdp}/l)$ : لگاریتم طبیعی سرانه تولید ناخالص داخلی جمعیت فعال، به‌عنوان شاخص اندازه‌گیری رشد اقتصادی،  $\text{Ln}(n + g + \delta)$ : لگاریتم طبیعی مجموع نرخ‌های رشد جمعیت فعال، رشد تکنولوژی و استهلاک،  $\text{Ln}(\text{inv}/\text{gdp})$ : لگاریتم طبیعی نسبت سرمایه فیزیکی به تولید ناخالص داخلی،  $\text{Ln}(\text{def}/\text{gdp})$ : لگاریتم طبیعی نسبت مخارج دفاعی به تولید ناخالص داخلی،  $t$ : زمان و  $\varepsilon$  جزء اختلال 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 به صورت رابطه زیر در نظر گرفته شده است:

$$\begin{aligned} \ln \left[ \frac{\text{gdp}}{\text{pop}} \right]_t = & \beta_0 + \beta_1 \ln(n + 0.05)_t + \beta_2 \ln \left[ \frac{\text{inv}}{\text{gdp}} \right]_t + \beta_3 \ln \left[ \frac{\text{oil}}{n - \text{oil}} \right]_t \\ & + \beta_4 \ln \left[ \frac{\text{def}}{\text{gdp}} \right]_t^+ + \beta_5 \ln \left[ \frac{\text{def}}{\text{gdp}} \right]_t^- + \beta_6 \text{dum}_{59-67} + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (25)$$

که در آن:

$\ln(\text{gdp}/\text{pop})$ : 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 در نظر گرفته شده است.

$\ln(\text{inv}/\text{gdp})$ : 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)؛

$\ln(\text{def}/\text{gdp})^+$ : تکانه‌های (شوکه‌های) 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:

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

$\ln(\text{def}/\text{gdp})^-$ : تکانه‌های (شوکه‌های) 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:

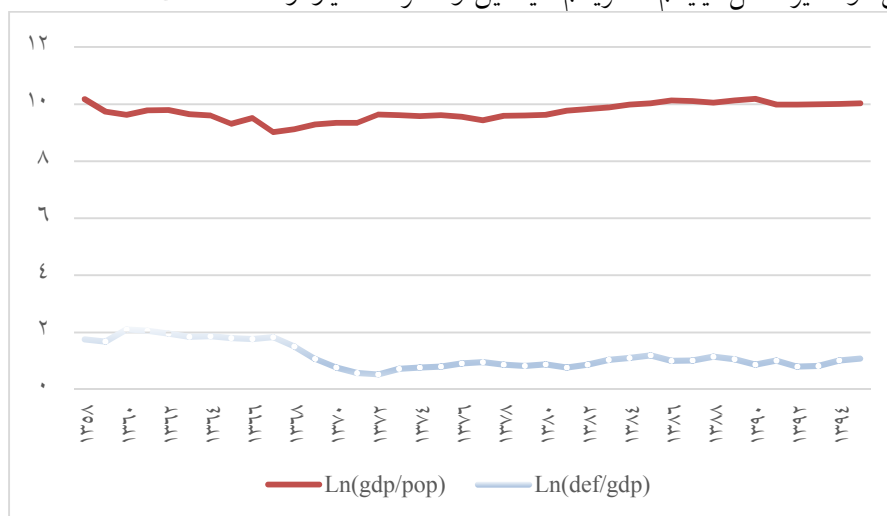
$$\ln \left[ \frac{\text{def}}{\text{gdp}} \right]_t^- = \sum_{t=1358}^{1395} \Delta \ln \left[ \frac{\text{def}}{\text{gdp}} \right]_t^- = \text{Min}(\Delta \ln(\text{def}/\text{gdp})_t, 0)$$

در شکل (۲) روند حرکتی لگاریتم طبیعی بار دفاعی ( $\ln(\text{def}/\text{gdp})$ ) و روند حرکتی لگاریتم طبیعی تولید ناخالص داخلی سرانه ( $\ln(\text{gdp}/\text{pop})$ ) به‌عنوان شاخص رشد



آیا اقتصاد ایران از کاهش در بودجه دفاعی منتفع می‌شود؟ ۲۱۵

اقتصادی در ایران طی دوره‌ی زمانی ۱۳۵۸-۱۳۹۵ 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 تقریباً 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 ۱۳۵۸-۱۳۹۵

مأخذ: یافته‌های تحقیق

جدول (۱): آماره‌های توصیفی متغیرهای اصلی تحقیق

متغیر	مینیمم	ماکزیمم	میانگین	انحراف معیار
Ln(gdp/pop)	۹/۰۱۵	۱۰/۱۸۴	۹/۷۲۹	۰/۳۰۳
Ln(def/gdp)	۰/۵۳۱	۲/۱۰۲	۱/۱۷۹	۰/۴۵۶

مأخذ: محاسبات تحقیق

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

و؛

dum<sub>59-67</sub>: متغیر مجازی جنگ تحمیلی با عراق که برای سال‌های ۱۳۵۹ تا ۱۳۶۷، برابر یک و برای بقیه سال‌ها صفر می‌باشد.  
 داده‌های متغیرهای این تحقیق طی بازه زمانی ۱۳۵۸-۱۳۹۵ در نظر 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 به منظور 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 به کار 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 گسترش یافته مدل ARDL خطی است. روش NARDL نیز همانند روش ARDL، نسبت به سایر روش‌های آزمون هم‌انباشتگی مزیت‌هایی دارد. اول این که می‌توان این آزمون را، صرف‌نظر از این که متغیرهای مدل کاملاً I(0) و I(1) یا ترکیبی از هر دو باشند، به کار برد. دوم این که، این روش پویایی‌های کوتاه‌مدت را در بخش تصحیح خطا وارد نمی‌کند (Banerji et al., 1993). سومین مزیت آن است که این روش را می‌توان با تعداد مشاهدات اندک نیز به کار برد (Narayan & Narayan, 2004: 102) و در نهایت این که استفاده از این روش حتی زمانی که متغیرهای توضیحی درون‌زا هستند، ممکن می‌باشد (Alam & Quazy, 2003: 93).

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 بر اساس مطالعه تجربی گرنجر و یون (Granger & Yoon, 2002) تعریف می‌کنیم:

$$g_t = \beta^+ (mil)_t^+ + \beta^- (mil)_t^- + u_t \quad (26)$$

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

$$(mil)_t = (mil)_0 + (mil)_t^+ + (mil)_t^- \quad (27)$$

آیا اقتصاد ایران از کاهش در بودجه دفاعی منتفع می‌شود؟ ۲۱۷

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

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

$$z_t = \beta_0^+ g_t^+ + \beta_0^- g_t^- + \beta_1^+ (\text{mil})_t^+ + \beta_1^- (\text{mil})_t^- \quad (28)$$

اگر  $z_t$  انباشته از مرتبه صفر باشد، در این صورت گفته می‌شود که  $\text{mil}_t$  و  $g_t$  به صورت نامتقارن هم‌انباشته‌اند. چنانچه  $\beta_1^+ = \beta_1^-$  و  $\beta_0^+ = \beta_0^-$  در این صورت هم‌انباشته‌گی به صورت متقارن خواهد بود (Schorderet, 2003). حال با در نظر گرفتن نحوه جداسازی تکانه‌های مثبت و منفی متغیر  $\text{mil}$  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 وارد کردن تکانه‌های مثبت و منفی متغیر  $\text{mil}$  در یک  $\text{ARDL}(p,q)$ ، به مدل  $\text{NARDL}(p,q)$  (ARDL غیرخطی)، به صورت زیر دست خواهیم یافت:

$$g_t = \sum_{j=1}^p \varphi_j g_{t-j} + \sum_{j=0}^q (\theta_j^+ (\text{mil})_{t-j}^+ + \theta_j^- (\text{mil})_{t-j}^-) + \varepsilon_t \quad (29)$$

که در رابطه فوق  $p$  و  $q$  تعداد وقفه‌های بهینه،  $\varphi_j$  ضرایب وقفه‌های متغیر وابسته،  $\theta_j^+$  و  $\theta_j^-$  ضرایب نامتقارن وقفه‌های متغیر وابسته و  $\varepsilon_t$  جمله اخلاص با میانگین صفر و واریانس ثابت است.

هر رابطه بلندمدت در مدل  $\text{ARDL}(p,q)$ ، یک  $\text{ECM}$  کوتاه‌مدت دارد که دست‌یابی به آن، تعادل را تضمین می‌کند. بر این اساس، در مدل  $\text{NARDL}$  نیز الگوی تصحیح خطا به صورت زیر تنظیم می‌شود (گل‌خندان، ۱۳۹۴ ب):

$$\begin{aligned} \Delta g_t = & \rho g_{t-1} + \theta^+ (\text{mil})_{t-1}^+ + \theta^- (\text{mil})_{t-1}^- + \sum_{j=1}^{p-1} \gamma_j \Delta g_{t-j} + \sum_{j=0}^{q-1} (\theta_j^+ \Delta (\text{mil})_{t-j}^+ + \\ & \theta_j^- \Delta (\text{mil})_{t-j}^-) + \varepsilon_t = \rho \xi_{t-1} + \sum_{j=1}^{p-1} \gamma_j \Delta g_{t-j} + \sum_{j=0}^{q-1} (\theta_j^+ \Delta (\text{mil})_{t-j}^+ + \\ & \theta_j^- \Delta (\text{mil})_{t-j}^-) + \varepsilon_t \quad (30) \end{aligned}$$

که در آن:

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

همچنین در رابطه فوق، عبارت  $\xi_t = \beta^+(\text{mil})^+_t - \beta^-(\text{mil})^-_t = g_{t-1} - \beta^+$  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 معنادار بودن آماری ضریب  $\xi_{t-1}$  در تخمین ضرایب کوتاه‌مدت، بیان‌گر برقراری و وجود رابطه بلندمدت بین متغیرهای مدل خواهد بود.

#### ۴. برآورد مدل و تحلیل نتایج تجربی

قبل از برآورد مدل به روش NARDL، بایست ابتدا نسبت به مانایی و نامانایی سری‌های زمانی مورد استفاده در مدل اطمینان حاصل شود. به این منظور از آزمون دیکی – فولر تعمیم یافته (ADF) درحالتی که 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 محاسبه شده کلیه متغیرها به جز بار دفاعی و نسبت صادرات نفتی به غیرنفتی در سطح ۵ درصد نامانا بوده، اما پس از یکبار تفاضل گیری به صورت مانا درآمده‌اند. لذا متغیرها، مانا از مرتبه  $I(1)$  و  $I(0)$  هستند.

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

درجه مانایی	ADF(prob)	متغیر	ADF(prob)	متغیر
<b>I(0)</b>	۰/۰۰۰	$\Delta(\text{Ln}(\text{def}/\text{gdp}))$	۰/۰۳۸	$\text{Ln}(\text{def}/\text{gdp})$
<b>I(1)</b>	۰/۰۰۰	$\Delta(\text{Ln}(\text{gdp}/\text{pop}))$	۰/۲۶۱	$\text{Ln}(\text{gdp}/\text{pop})$
<b>I(1)</b>	۰/۰۱۲	$\Delta(\text{Ln}(n+0.05))$	۰/۶۸۸	$\text{Ln}(n+0.05)$

آیا اقتصاد ایران از کاهش در بودجه دفاعی منتفع می‌شود؟ ۲۱۹

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

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

مأخذ: محاسبات تحقیق

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

(۳۱)

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

که در آن  $\delta_1, \delta_2, \delta_3, \delta_4, \theta^+, \theta^-$  ضرایب بلندمدت،  $\alpha_0$  عرض از مبدأ،  $\Delta$  عملگر تفاضل،  $\mu_t$  جمله اختلال  $p, q_1, q_2, q_3, q_4, q_5$  و تعداد وقفه‌های بهینه است که به کمک ضوابطی مانند: آکائیک (AIC)، شوارتز - بیزین (SBC)، حنان - کوئین (HQC) یا  $\bar{R}^2$  تعیین می‌شود. مقادیر با وقفه متغیر وابسته و مقادیر با وقفه و جاری متغیرهای مستقل نیز، پویایی‌های کوتاه‌مدت را نشان می‌دهند. فرآیند آزمون باند برای عدم وجود ارتباط سطحی بین متغیر مستقل و متغیرهای وابسته از طریق صفر قرار دادن ضرایب سطوح با وقفه متغیرهای مذکور در معادله فوق به دست می‌آید. بنابراین فرض صفر مبنی بر عدم وجود 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 صورتی که 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، به جای 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)

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

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 به ترتیب ۶ و ۵ 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 ۵ 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 ۵ 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.

آیا اقتصاد ایران از کاهش در بودجه دفاعی منتفع می‌شود؟ ۲۲۱

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

آماره F	طول وقفه بهینه	مدل برآوردی	
۴/۰۸**	(۱،۰،۰،۱،۰)	رابطه (۳۱)	
۲/۱۹	(۱،۰،۱،۰،۲)	رابطه (۳۲)	
مقادیر بحرانی آزمون پسران و همکاران (۲۰۰۱)			
K=۵		K=۶	
کرانه بالا	کرانه پایین	کرانه بالا	کرانه پایین
۳/۳۵	۲/۲۶	۳/۲۳	۲/۱۲
۳/۷۹	۲/۶۲	۳/۶۱	۲/۴۵
۴/۶۸	۳/۴۱	۴/۴۳	۳/۱۵

\* علامت \*\* معناداری در سطح ۵ 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 (۴) 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 (۴) 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 به‌دست آمده را می‌توان تفسیر کرد.

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

متغیر	ضرایب تخمینی
بلندمدت	
$\ln(n+0.05)$	-۰/۱۵۵ (۰/۰۶۶)
$\ln(inv/gdp)$	۰/۵۵۲ (۰/۰۰۰)
$\ln(oil/n-oil)$	-۰/۲۸۸ (۰/۰۰۰)
$\ln\left(\left[\frac{def}{gdp}\right]^+\right)$	۰/۰۶۱ (۰/۰۲۵)

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

\* اعداد داخل پرانتز نشان‌دهنده ارزش احتمال است.

مأخذ: محاسبات تحقیق.

تأثیر تکانه‌های مثبت بار دفاعی بر رشد اقتصادی در بلندمدت و کوتاه مدت (در سطح ۵ درصد) مثبت است. به گونه‌ای که با افزایش یک درصدی در بار دفاعی، رشد اقتصادی در بلندمدت و کوتاه مدت به ترتیب حدود ۰/۰۶ و ۰/۰۲ درصد افزایش خواهد یافت. تأثیر تکانه‌های منفی بار دفاعی نیز بر رشد اقتصادی در بلندمدت و کوتاه مدت (در سطح ۵ درصد) مثبت است. به گونه‌ای که با کاهش یک درصدی در بار دفاعی، رشد اقتصادی در بلندمدت و کوتاه مدت به ترتیب حدود ۰/۱۴ و ۰/۰۵ درصد افزایش خواهد یافت. نتایج به دست آمده نشان می‌دهد که اثر تکانه‌های مثبت و منفی بار دفاعی بر رشد اقتصادی در ایران نامتقارن و اثر هر دو تکانه در کوتاه مدت و بلندمدت مثبت است. اما اثر تکانه‌های منفی بر افزایش رشد اقتصادی نسبت به تکانه‌های مثبت، به دلیل وجود کانال‌های اثرگذار



آیا اقتصاد ایران از کاهش در بودجه دفاعی منتفع می‌شود؟ ۲۲۳

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 در حال توسعه (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 نیروی کار است؛ به نحوی که 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 تقریباً 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 مبادله‌ای تغییر کند و در نتیجه رشد اقتصادی کاهش یابد.

علامت متغیر مجازی جنگ تحمیلی  $DUM_{59-67}$  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 به سمت تعادل با سرعت نسبتاً بالایی و بعد از حدود سه سال صورت می‌گیرد. به منظور 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)	۲۴/۷۵(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 به وسیله 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 به ترتیب 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 در نظر گرفتن بعد اقتصادی آثار مخارج دفاعی اتخاذ شده و تصمیم در مورد این مخارج بایستی با در نظر 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 این صورت سیاستمداران و برنامه‌ریزان کشور، بایستی هزینه‌های دفاعی را صرف گسترش صنایع نظامی پیشرفته کنند و با تجدیدنظر در روش‌های جاری تأمین نیروی انسانی و تدارکات نظامی، زمینه ارتقای کارایی 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 در حال توسعه، *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 ۶۱، صص ۸۲-۶۳.
- گل‌خندان، ابوالقاسم (۱۳۹۳). بررسی و مقایسه تطبیقی تأثیر هزینه‌های نظامی بر رشد اقتصادی کشورهای در حال توسعه و توسعه‌یافته منتخب، *فصلنامه تحقیقات توسعه اقتصادی*، شماره ۱۵.
- گل‌خندان، ابوالقاسم (۱۳۹۴ الف). تعیین سطح بهینه‌ی بخش دفاعی در ایران از منظر اقتصادی، *فصلنامه مدیریت نظامی*، شماره ۶۰، صص ۲۱۲-۱۷۶.

- گل خندان ابوالقاسم (۱۳۹۴ب). تأثیر تکانه های مثبت و منفی قیمت نفت بر شاخص قیمت سهام در ایران (آیا این اثرگذاری نامتقارن است؟ فصلنامه سیاست های مالی و اقتصادی، ۴ (۱۵)، صص ۱۱۸۹.
- گل خندان، ابوالقاسم (۱۳۹۵). برآورد تابع تقاضای مخارج دفاعی در ایران، فصلنامه علوم و فنون نظامی، شماره ۳۶، صص ۲۹-۵۵.
- گل خندان، ابوالقاسم (۱۳۹۶). تحلیل پویای رابطه منابع طبیعی و نظامی گری در کشورهای خاورمیانه، فصلنامه مطالعات راهبردی سیاستگذاری عمومی، شماره ۲۲، صص ۱۹-۳۷.
- گل خندان، ابوالقاسم. (۱۳۹۸). گزیده ای از موضوعات در علم اقتصاد دفاع (تقرب تجربی). جلد دوم، تهران، انتشارات نارون دانش.
- گل خندان، ابوالقاسم؛ خوانساری، مجتبی و گل خندان، داود (۱۳۹۴). نظامی گری و رشد اقتصادی: شواهدی تجربی از کشورهای منطقه منا در قالب الگوی پانل پویا، فصلنامه رشد و توسعه اقتصادی، شماره ۱۸، صص ۳۱-۵۰.
- مولایی، محمد؛ گل خندان، ابوالقاسم و گل خندان، داود (۱۳۹۳). رابطه مخارج دفاعی و رشد اقتصادی در ایران، فصلنامه راهبرد اقتصادی، شماره ۹، صص ۷۳-۹۹.

- 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.