

## بهینه یابی هزینه‌های دفاعی در جمهوری اسلامی ایران و کشورهای منتخب: رهیافت Armey Curve

شهاب‌الدین فولادی مقدم<sup>۱</sup>

سهیل فتاحی<sup>۲</sup>

میرحسین قوامی<sup>۳</sup>

تاریخ پذیرش: ۱۳۹۶/۰۲/۰۲

تاریخ دریافت: ۱۳۹۵/۱۱/۰۱

### چکیده

در دنیایی که به‌طور مداوم درگیر جنگ و خشونت است مطالعه در مورد امنیت و دفاع لازم و ضروری به نظر می‌آید. امنیت به‌عنوان شرط لازم برای رشد و توسعه اقتصادی شناخته می‌شود از این رو هزینه‌های دفاعی هر کشور علاوه بر ابعاد امنیتی از لحاظ اقتصادی نیز دارای اهمیت ویژه‌ای هست. این مقاله به دنبال پر کردن یک جای خالی در ادبیات اقتصاد دفاع در جمهوری اسلامی ایران هست تا مشخص کنیم که مقدار بهینه هزینه‌های دفاعی چه مقدار است و این مقدار بهینه با وضعیت موجود چقدر فاصله دارد. ابتدا با استفاده از داده‌های تابلویی و مدل اثرات ثابت<sup>۴</sup> به بررسی نوع اثر هزینه‌های دفاعی بر تولید ناخالص سرانه در کشورهای منتخب پرداخته و سپس با بهره‌گیری از مدل منحنی آرمی به بهینه یابی هزینه‌های دفاعی در جمهوری اسلامی ایران می‌پردازیم. آزمون‌های هاسمن<sup>۵</sup> و اف لیمر<sup>۶</sup> درستی مدل اقتصادسنجی مورد استفاده را تأیید می‌کنند. مطالعه این مقاله در بازه‌ی زمانی ۱۹۹۰ تا ۲۰۱۶ انجام گرفته شده است. نتایج نشان می‌دهد هزینه‌های دفاعی جمهوری اسلامی ایران با توجه به وضعیت اقتصادی کشور از حد بهینه پایین‌تر بوده و تنها در بعضی از سال‌ها به مقدار بهینه نزدیک شده است.

**واژگان کلیدی:** هزینه‌های دفاعی، منحنی آرمی، مقدار بهینه.

<sup>۱</sup> فارغ التحصیل کارشناسی ارشد اقتصاد دانشگاه علامه طباطبائی (shahab.fuladi@gmail.com)

<sup>۲</sup> فارغ التحصیل کارشناسی ارشد اقتصاد دانشگاه علامه طباطبائی (soheil.fattahi@yahoo.com)

<sup>۳</sup> هیئت علمی گروه اقتصاد دانشگاه علامه طباطبائی

<sup>3</sup>-fixed Effect

<sup>4</sup>-Hausman Test

<sup>5</sup>-Limer

## ۱. مقدمه

اولین مرحله در شناخت اقتصادی به‌منظور دستیابی به توسعه پایدار، رشد اقتصادی است و شرط لازم برای تحقق رشد اقتصادی تأمین امنیت می‌باشد. تئوری کلاسیک‌ها به‌عنوان ابتدایی‌ترین درس از علم اقتصاد مهم‌ترین وظایف دولت‌ها را تأمین امنیت می‌داند بنابراین امنیت را می‌توان در حیطه کالاهای عمومی در اقتصاد قرارداد. هزینه‌های دفاعی به دلیل داشتن جنبه‌های حیاتی و امنیتی یکی از اصلی‌ترین نگرانی‌ها برای بسیاری از کشورهای جهان است از این‌جهت اقتصاد دفاع به‌عنوان یکی از شاخه‌های بخش عمومی در علم اقتصاد مطرح می‌شود تا به بررسی ارتباط مسائل دفاعی با اقتصاد بپردازد که مهم‌ترین آن‌ها بررسی رابطه بین هزینه‌های دفاع و رشد اقتصادی است. تجربه‌ی جنگ هشت‌ساله برای جمهوری اسلامی ایران این نتیجه را در برداشت که هزینه‌های دفاعی علاوه بر تضمین امنیت برای فعالیت‌های اقتصادی حکم بازدارندگی از هرگونه خطر خارجی را نیز در پی دارد. از این‌رو با توجه به اهمیت این موضوع، با صرف هزینه‌ها، بخش دفاعی کشور تقویت شد. عمده‌ی هزینه‌های این بخش در حوزه‌ی تحقیق و توسعه و نوآوری قرار داشت چراکه خواست جمهوری اسلامی ایران بر این بود که بخش دفاعی نباید به خارج از کشور وابسته باشد. تلاش برای تحقق چنین هدفی در نهادهای نظامی کشور سؤال‌های جدیدتری را در شاخه‌ی اقتصاد دفاع به وجود آورد. هزینه‌های دفاعی با وضعیت اقتصادی کشور که با تولید ناخالص ملی شناخته می‌شود چه نسبتی دارد؟ و مهم‌تر از آن آیا این هزینه‌ها در موقعیت بهینه خود قرار دارند یا خیر؟ به‌منظور پاسخگویی به این سؤالات این مقاله با استفاده از داده‌های تابلویی و مدل اقتصادسنجی اثرات ثابت به بررسی تأثیر هزینه‌ها دفاعی بر روی تولید ناخالص ملی در کشورهای ایران - ترکیه - عربستان - پاکستان - تونس پرداخته و سپس با به‌کارگیری مدل منحنی آرمی سعی دارد مقدار بهینه هزینه‌های دفاعی در جمهوری اسلامی ایران را مشخص کند. لذا بعد از بیان مقدمه در بخش دوم ادبیات تحقیق و مطالعات تجربی قبلی در قالب یک جدول مرور خواهد شد. در بخش سوم مدل اقتصادسنجی مورد استفاده در مقاله ارائه خواهد شد. سپس در بخش چهارم یافته‌های تجربی ارائه و مورد تجزیه تحلیل قرار گرفته و در نهایت در بخش پنجم به جمع‌بندی، نتیجه‌گیری و ارائه توصیه‌های سیاستی می‌پردازیم.

## ۲. ادبیات و مبانی نظری تحقیق

در بیشتر مطالعات تجربی از روش‌های اقتصادسنجی استفاده می‌شود. تلاش محققین اقتصادی همواره بر آن بوده تا با ارتباط از روش‌ها و الگوهای کمی بستری مناسب برای درک واقعیت‌های اقتصادی فراهم آورند و برای رسیدن به این مقصود در هر برهه از زمان روش‌های جدیدتری پیشنهاد می‌شود که به‌نوبه خود برای مشکلات روش‌های قدیمی‌تر راه‌حل ارائه می‌کنند. با نگاهی کلی به مطالعات اقتصاد دفاع درمی‌یابیم که روش‌های سری زمانی ساختاری مانند<sup>۱</sup> ARDL و همین‌طور مدل<sup>۲</sup> VAR بسیار مورد استفاده قرار گرفته است.

<sup>۱</sup> - Autoregressive Distributed Lag

<sup>۲</sup> - Vector Autoregression

از دیگر روش‌های پرکاربرد در این زمینه مدل  $2SLS^1$  هست که محققین برای مطالعاتی که نیاز به ساختن دستگاه معادلات و متغیر ابزاری<sup>۲</sup> می‌باشد استفاده می‌کنند. روش‌های تعادل عمومی<sup>۳</sup>  $CGE$  نیز از محبوبیت زیادی در مطالعات اقتصاد دفاع برخوردار است. روش‌های نامبرده شده عمدتاً به شناسایی تأثیر هزینه‌های دفاعی بر رشد اقتصادی به کار برده شده که قسمت اول این مقاله را تشکیل می‌دهد. بدین منظور ما برای شناسایی این تأثیرات از یک تابع کاب داگلاس<sup>۴</sup> استفاده کرده‌ایم که از متغیرهای آن لگاریتم طبیعی گرفته شده است.

$$\text{Log}(PER) = \beta_1 + \beta_2 \text{Log}(MILITARY)$$

به منظور یکدست کردن داده‌ها و نرمال کردن متغیرها از نسخه‌ی سرانه‌ی آن‌ها استفاده شده است. در اینجا  $PER$  تولید ناخالص ملی سرانه و  $MILITARY$  هزینه‌های دفاعی سرانه هست. داده‌ها استفاده شده در تحقیق از سایت بانک جهانی<sup>۵</sup> برحسب دلار آمریکا برای کشورهای ایران-عربستان-ترکیه-پاکستان-تونس و مصر استخراج شده است. در انتخاب کشورهای مورد مطالعه سعی شده کشورهای انتخاب شود که از لحاظ جمعیت وضعیت جغرافیایی و از همه مهم‌تر شرایط اقتصادی با جمهوری اسلامی ایران وضعیت مشابهی داشته باشند.

روش بهینه‌یابی آرمی که قسمت دوم مقاله را شامل می‌شود عمدتاً برای اندازه‌گیری میزان بهینه‌ی هزینه‌های دولت با توجه به شرایط اقتصادی به کار می‌رود (ماوروف<sup>۶</sup>، ۲۰۰۷)؛ اما این مدل اخیراً در مطالعات مربوط به بهینه‌یابی هزینه‌های دولت مانند هزینه‌های بهداشت و آموزش نیز مورد استفاده قرار گرفته است. بهینه‌یابی با استفاده از این روش فقط مختص به هزینه‌ها نمی‌باشد چراکه مطالعاتی نیز برای تعیین مقدار بهینه‌ی مالیات با توجه به  $GDP$  از این مدل بهره برده‌اند. در این مقاله با استفاده از روش حالت-فضا<sup>۷</sup> در قالب الگوی آرمی به بهینه‌یابی هزینه‌ی دفاعی جمهوری اسلامی ایران پرداخته‌ایم. این مدل برای مطالعاتی که دارای ضرایب متغیر در طول زمان<sup>۸</sup> (TVP) هستند بسیار مناسب است از این رو برای مطالعاتی با چنین ویژگی‌های مدل حالت-فضا نسب به سایر مدل‌ها دارای برتری می‌باشد زیرا در صورت ثابت فرض کردن ضرایب در طول زمان، ضرایب تخمین زده شده به دلیل خطای تصریح<sup>۹</sup>، نارایب<sup>۱۰</sup> و ناسازگار<sup>۱۱</sup> خواهند بود؛ بنابراین سیستم

<sup>1</sup>-Two Stage Least Square

<sup>2</sup>-Instrument Variable

<sup>3</sup>-Computational General Equilibrium

<sup>4</sup>-Cup-Douglas

<sup>5</sup>-World Bank

<sup>6</sup>-Hristo Mavrov

<sup>7</sup>-State-Space

<sup>8</sup>-Time Varying Parameter

<sup>9</sup>- Misspecification

<sup>10</sup>- Unbiased

<sup>11</sup>-Consistent

معادلات حالت-فضا به راحتی امکان بهینه‌یابی هزینه‌های دفاعی را برای هر سال به صورت مجزا برای ما فراهم می‌کند. تحلیل‌های آماری با استفاده از نرم‌افزار Eviews9 انجام شده است. ادبیات مطالعات اقتصاد دفاع دارای طیف گسترده‌ای می‌باشد که همگی بخشی از این زمینه بکر تحقیقاتی را مورد مطالعه قرار داده‌اند. در جدول زیر بعضی از مطالعات بین‌المللی و داخلی که در حیطه‌ی اقتصاد دفاع و هزینه‌های دولت انجام شده و همچنین روش‌های مورد استفاده، سال‌های مورد مطالعه و نتایج کسب شده نشان داده شده است.

جدول شماره (۱) پیشینه مطالعات

نویسنده	کشور	دوره مطالعه	روش	نتایج
Amjad Ali and Muhammad Ather	پاکستان	۱۹۸۰-۲۰۱۳	2sls	هزینه‌های دفاعی رشد اقتصادی را کند می‌کند
Hewon Yang-Chan Young Hong	کره جنوبی	-	CGE	اثرات افزایش هزینه‌های دفاعی و منابع مالی بر GDP متفاوت است
Laura Obreya Brasoveanv	رمانی	۱۹۹۰-۲۰۰۷	Cluster analysis	رابطه‌ی بین هزینه‌های دفاعی و رشد اقتصادی منفی است
Masoud Ali Khalid-Alhaji Bukar Mustapga	چین	۱۹۸۰-۲۰۱۱	ARDL	رابطه معکوس بین هزینه‌های دفاعی و رشد اقتصادی
Muhammad Azfar Anwar-Zain Rafique	پاکستان	۱۹۸۰-۲۱۰	رابطه علیت گرنجر <sup>۱</sup>	یک رابطه بلندمدت بین هزینه‌ها دفاعی و رشد اقتصادی وجود دارد
Mristo Marvrov	بلغارستان	۱۹۹۰-۲۰۰۶	Armey curve	هزینه‌های جاری دولت بالاتر از مقدار بهینه است
Suna Korkmaz	حوزه مدیترانه	۲۰۰۵-۲۰۱۲	Panel Data	تا زمانی که هزینه‌های دفاعی تأثیر منفی بر رشد دارد منجر به بیکاری می‌شود
ابوالقاسم خندان	ایران	۱۳۳۸-۱۳۹۱	ARDL	عوامل اصلی مخارج دفاعی ایران راهبردی است
ابوالقاسم خندان	کشورهای منتخب	۱۹۹۴-۲۰۱۰	GMM	تأثیر منفی هزینه‌های دفاعی بر رشد اقتصادی
محمدحسین حسینی- حمد عزیز نژاد	ایران	۱۳۵۰-۱۳۸۲	روش همگرایی	عوامل اصلی هزینه‌های دفاعی ایران استراتژیک هستند

منبع: یافته‌های محقق

<sup>1</sup> - Granger causality test

### ۳. متدولوژی

#### ۳-۱. داده‌های تابلویی و مدل اثرات ثابت

مدل‌های داده‌های تابلویی یکی از جدیدترین و کاربردی‌ترین موضوعات در ادبیات اقتصادسنجی می‌باشد چراکه داده‌های تابلویی محیطی بسیار غنی برای گسترش دادن تکنیک‌های تخمین و نتایج تئوریک را فراهم می‌آوردند. داده‌های تابلویی ترکیبی از داده‌های مقطعی و سری زمانی می‌باشد که دارای دو بعد زمان و واحدهای مختلف در هر مقطع زمانی هستند. بهترین را برای برطرف کردن مشکل هم خطی<sup>۱</sup> در مدل‌های اقتصادسنجی افزایش داده‌ها می‌باشد که عمدتاً با تبدیل کردن آن‌ها به صورت تابلویی این مشکل به حداقل خود کاهش می‌یابد (بالتاچی<sup>۲</sup>، ۲۰۰۵).

مدل اثرات ثابت یکی از مدل‌های داده‌های تابلویی است که این امکان را برای ما فراهم می‌آورد که مقاطع دارای شخصیت‌های متفاوت را در طور زمان مورد بررسی قرار دهیم. در روش اثرات ثابت فرض می‌شود که اختلاف بین مقاطع را می‌توان به صورت تفاوت در عرض از مبدأ نشان داد؛ بنابراین در این مدل هر  $(\alpha_i)$  یک پارامتر ناشناخته است که باید برآورد شود. به فرض که  $X_i$  و  $Y_i$  شامل  $T$  مشاهده برای واحد  $i$  ام باشند و  $\varepsilon_i$  بردار جز اختلال بوده و دارای ابعاد  $T \times 1$  باشد، در نتیجه باید رابطه را به صورت معادله زیر نوشت:

$$Y_i = I\alpha_i + \beta X_i + \varepsilon_i$$

که این معادله را می‌توان به صورت ماتریس خلاصه‌شده زیر نوشت:

$$Y = [X \ d_1 \ d_2 \ \dots \ d_n] \begin{bmatrix} \beta \\ \alpha \end{bmatrix} + \varepsilon_i$$

که  $d_i$  متغیر مجازی برای نشان دادن  $i$  امین مقطع است. حال اگر  $D$  به صورت زیر تعریف شود:

$$D = [d_1 \ d_2 \ \dots \ d_n]$$

آنگاه معادله به صورت زیر خواهد بود:

$$Y = D\alpha + X\beta + \varepsilon$$

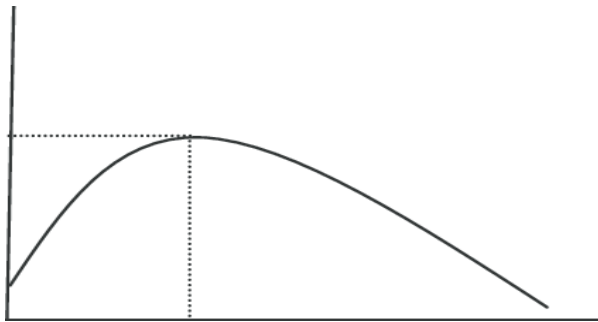
<sup>۱</sup>-collinearity

<sup>۲</sup>- Baltagi

که این رابطه را به‌عنوان حداقل مربعات متغیر مجازی<sup>۱</sup> (LSDV) می‌نامند. مدل، یک مدل رگرسیونی کلاسیک بوده و هیچ شرط جدیدی برای تجزیه و تحلیل آن نیست. می‌توان این مدل را با استفاده از روش OLS<sup>۲</sup> با K تخمین زننده در X و n ستون در D، به‌عنوان یک مدل چند متغیره با n+K پارامتر برآورد کرد (گرین<sup>۳</sup>، ۲۰۰۱).

### ۲-۳. مدل منحنی آرمی

روش‌های متفاوتی در اقتصاد به‌منظور نشان دادن حد بهینه هزینه‌های دفاعی وجود دارد. در ادبیات اقتصادی برای بیان این مسئله این رابطه را می‌توان با یک منحنی U شکل معکوس که به منحنی آرمی معروف است نشان داد (آرمی<sup>۴</sup>، ۱۹۹۵). محور اصلی مدل بر پایه منحنی لافر<sup>۵</sup> ساخته شده که توسط یک سناتور آمریکایی به نام دیک آرمی معرفی شده است. می‌توان گفت که پایه و اساس منحنی آرمی بر اساس قانون بازده نزولی شکل گرفته است.



شکل شماره (۱) منحنی بهینه آرمی

منبع: آرمی، ۱۹۹۵

منحنی آرمی یک رابطه غیرخطی بین هزینه‌های دفاعی و GDP را نشان می‌دهد که شامل یک نقطه حداکثر هست. این منحنی شکل آستانه‌ای هزینه‌های دفاعی است که با مقدار GDP معین مقدار بهینه هزینه‌های دفاعی را تضمین می‌کند. با این توضیح که هر افزایش بیشتری در این هزینه‌ها تأثیر منفی یا کاهش نرخ رشد در GDP را باعث می‌شود. مدل بهینه آرمی یک معادله درجه دو است که در آن از دو جمله اول بسط تیلور به‌صورت زیر استفاده می‌شود.

$$GDP = \beta_0 + \beta_1 X_1 - \beta_2 X_1^2$$

<sup>۱</sup>-Least Square Dummy Variable (LSDV)

<sup>۲</sup>-Ordinary Least Squares

<sup>۳</sup>-Greene

<sup>۴</sup>-Armev

<sup>۵</sup>-Laffer Curve

$X_1$  در این تابع همان هزینه‌های دفاعی می‌باشد و توان دوم آن نیز با  $X_1^2$  نشان داده شده است. علامت مثبت نشان‌دهنده تأثیرات مثبت هزینه‌های دفاعی روی GDP می‌باشد و علامت منفی نماینده تأثیرات منفی بر روی GDP است. با مشتق گرفتن از  $X_1$  در این رابطه و حل آن برای  $X_1$  مقدار بهینه به دست می‌آید.

### ۳-۳. مدل حالت-فضا

سیستم معادلات فضا حالت پردازیم بر این اساس دارای دو معادله زیر خواهیم بود (همیلتون<sup>۱</sup>، ۱۹۹۴).

$$Y_t = AX_t + H\xi_t + w_t$$

$$\xi_{t+1} = F\xi_t + v_{t+1}$$

در اینجا  $A$  و  $H$  و  $F$  ماتریس حاوی پارامترها هستند که به ترتیب  $(n \times k)$ ،  $(n \times r)$  و  $(r \times r)$  بعدی هستند. معادله (۱) به معادله مشاهده معروف است، در این معادله  $X_t$  یک بردار  $(k \times 1)$  بوده که متغیرهای برون‌زا (قیمت، درآمد، دما، قیمت کالای جانشین و...) یا از پیش تعیین شده را شامل می‌شود؛ و همین‌طور بردار  $Y$  یک بردار  $(n \times 1)$  است در نقش متغیر وابسته که در اینجا همان مصرف برق می‌باشد.

بردار  $\xi_t$ ،  $(r \times 1)$  است حاوی جزء غیرقابل مشاهده و یا همان متغیر حالت می‌باشد. معادله شماره (۲) که تعیین‌کننده الگوی متغیر حالت هست به معادله حالت معروف است. هر دو معادله دارای اجزای اختلال به ترتیب  $w_t$  و  $v_t$  هستند که هر کدام از هم مستقل بوده و هم توزیع نیز می‌باشند.

$$v_t \sim N(0, Q)$$

$$w_t \sim N(0, R)$$

در اینجا  $R$  و  $Q$  نیز به ترتیب  $(r \times r)$  و  $(n \times n)$  هستند. همین‌طور باید گفت اجزاء اختلال معادله مشاهده و حالت نسبت به وقفه‌های خود نیز نا همبسته هستند.

$$E(v_t, w_s) = 0$$

### ۴. ارائه یافته‌ها

حیطه‌ی پژوهش حاضر معطوف به شش کشور منتخب است. بر این اساس انتخاب کشورهای مورد مطالعه بر مبنای جمعیت، اندازه اقتصادی، موقعیت جغرافیایی انجام شده است. در این مطالعه کشورها در بازه‌ی زمانی

<sup>1</sup> -James D. Hamilton

۲۰۱۶-۱۹۹۰ مورد بررسی قرار گرفته‌اند. سپس یافته‌های مربوط به بهینه‌یابی هزینه دفاعی سرانه برای جمهوری اسلامی ایران برای سال‌های ۲۰۱۶-۱۹۹۰ ارائه شده است.

#### ۴-۱. اثر مخارج سرانه دفاعی بر تولید ناخالص ملی سرانه

قبل از انجام هرگونه برآوردی لازم است که مانایی متغیرهای استفاده شده مورد بررسی قرار گیرد. سپس در صورت نامانای بودن متغیرها می‌بایستی آزمون هم انباشتگی<sup>۲</sup> انجام شود تا مجوز لازم برای استفاده از مدل‌های مرسوم اقتصادسنجی در سطح  $I(0)$  را داشته باشیم؛ بنابراین ما از آزمون کائو<sup>۳</sup> برای بررسی هم انباشتگی متغیرها استفاده کردیم زیرا که این آزمون مختص داده‌های تابلویی می‌باشد.

جدول شماره (۲) آزمون کائو

Kao Residual Cointegration Test	
t-Statistic	Prob.
-1.405770	0.0799

منبع: محاسبات تحقیق

با توجه به اینکه فرض صفر آزمون فوق عدم هم انباشتگی می‌باشد، بنابراین بارد شدن فرض صفر به این نتیجه می‌رسیم که هم انباشتگی وجود دارد و می‌توان تمامی متغیرها را در سطح بدون تفاضل گیری وارد کرد.

طبق آنچه در چکیده مقاله گفته شد می‌بایست ابتدا با استفاده از آزمون اف لیمر، تابلویی بودن یا نبودن (Pooled) و یا همگن بودن کشورهای مورد مطالعه را مورد بررسی قرار دهیم. در جدول زیر نتایج آزمون اف لیمر ارائه شده است.

جدول شماره (۳) آزمون اف لیمر

Redundant Fixed Effects Tests Equation: FLIMER Test cross-section fixed effects		
Effects Test	Statistic	Prob.
Cross-section F	98.074239	0.0000

منبع: محاسبات تحقیق

از آنجاکه فرض صفر آزمون اف لیمر همگن بودن کشورهای منتخب است، بنابراین رد شدن این فرض مبنی بر متفاوت بودن کشورها از یکدیگر بوده و تابلویی بودن مدل تحقیق را نشان خواهد داد. در صورتی که کشورها همگن می‌بودند، به این مفهوم دلالت داشت که ساختار کلی کشورها با یکدیگر فرقی نداشته و

<sup>1</sup>-Stationary

<sup>2</sup>-Cointgration

<sup>3</sup>-Kao Test



می‌توانیم شخصیت یکسانی برای آن‌ها قائل شویم؛ اما رد این فرض با این قطعیت حاکی از کاملاً متفاوت بودن کشورهای منتخب از یکدیگر است.

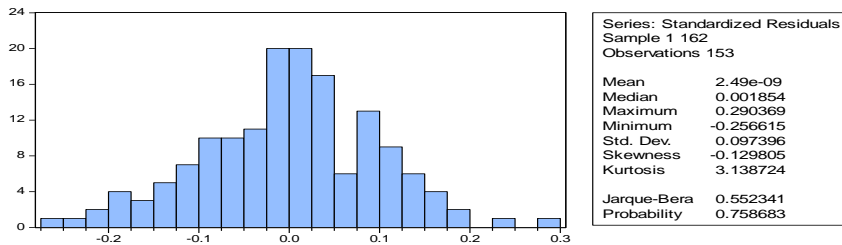
اکنون که فرض همگن بودن کشورهای منتخب رد شده است، بایستی با استفاده از آزمون هاسمن به بررسی این امر بپردازیم که مدل پنل مورد بررسی ما از نوع اثرات تصادفی<sup>۱</sup> است یا اثرات ثابت. نتایج آزمون هاسمن به صورت زیر می‌باشد:

جدول شماره (۴) آزمون هاسمن

Correlated Random Effects – Hausman Test		
Equation: HAUSMAN		
Test cross-section random effects		
Test Summary	Statistic	Prob.
Cross-section random	6.708869	0.0096

منبع: محاسبات تحقیق

از آنجاکه فرض صفر آزمون هاسمن مبتنی بر اثرات تصادفی بودن مدل می‌باشد، بنابراین رد شدن این فرض مبنی بر اثرات ثابت بودن مدل تحقیق می‌باشد. اکنون بر اساس دو آزمون فوق مدل پنل مورد شناسایی قرار گرفته است و بنابراین بایستی از مدل اثرات ثابت استفاده گردد.



شکل شماره (۲) آزمون تشخیصی

منبع: محاسبات تحقیق

آزمون تشخیصی به ما نشان می‌دهد اجزای اخلاص مورد بررسی دارای توزیع نرمال می‌باشند یا خیر. برای این کار از آزمون جاکر برا استفاده می‌کنیم. فرضیه صفر این آزمون نرمال بودن توزیع جزء اخلاص می‌باشد و فرضیه مقابل آن نرمال نبودن جزء اخلاص است. در اینجا به این دلیل که فرضیه صفر رد نمی‌شود جزء اخلاص نرمال می‌باشد همین‌طور که به راحتی می‌توان در شکل بالا مشاهده کرد که توزیع جزء اخلاص بسیار نزدیک به توزیع نرمال است.

اکنون دریافته‌ایم که بایستی تمامی متغیرها در سطح وارد و همچنین از مدل اثرات ثابت استفاده نماییم. نتایج تخمین به صورت زیر می‌باشند:

<sup>1</sup>-Random Effects

جدول شماره (۵) نتایج تخمین

Dependent Variable: LOG(PER) Method: Panel EGLS (Cross-section weights) Sample: 1 162 Total panel (unbalanced) observation: 153 Iterate coefficients after one-step weighting matrix Convergence achieved after 12 total coef iterations				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	7.367200	0.753689	9.774854	0.0000
Military	0.373852	0.053609	6.973665	0.0000
AR(1)	0.966375	0.018206	53.08073	0.0000
Effects Specification				
Cross-section fixed (dummy variables)				
R-squared 0.993361 Adjusted R-squared 0.993040 S.E. of regression 0.099719 F-statistic 3099.219 Prob(F-statistic) 0.000000			Mean dependent var 9.216429 S.D. dependent var 2.575894 Sum squared resid 1.441862 Durbin-Watson stat 1.717496	

منبع: محاسبات تحقیق

طبق آنچه گفته شد تمامی متغیرها به صورت لگاریتمی استفاده شده‌اند بنابراین ضرایب حاصل از تخمین به صورت کشش تولید می‌شوند. همان‌طور که ملاحظه می‌شود مقادیر بحرانی به دست آمده همگی کمتر از پنج درصد بوده بنابراین ضرایب تخمین زده شده با احتمال ۹۵٪ قابل اطمینان هستند. صفر بودن آماره F بر این امر تأکید دارد که شناسایی مدل به درستی صورت گرفته است. با وارد کردن AR(1) آماره‌ی دوربین واتسون و ضریب تعیین به نحو قابل توجهی بهبود یافت بنابراین به نظر می‌رسد وارد کردن AR مرتبه اول با توجه به معناداری ضریب آن برای تخمین ضروری باشد. نتایج نشان می‌دهد که رابطه میان تولید ناخالص ملی سرانه و هزینه‌های دفاعی سرانه در کشورهای مورد مطالعه مثبت و معنادار می‌باشد. به گونه‌ای که اگر هزینه‌های سرانه‌ی دفاعی ۱٪ رشد داشته باشد تولید ناخالص ملی سرانه نیز ۰/۳۷٪ رشد خواهد داشت.

#### ۴-۲. بهینه‌یابی آرمی

همان‌طوری که بحث کردیم قبل از به کارگیری بهینه‌یابی آرمی در قالب مدل حالت-فضا برای تخمین، آزمون هانسن به ما کمک می‌کند تا ثابت کنیم پارامترهای تخمین زده شده در طول زمان در حال تغییر هستند. فرضیه صفر این آزمون می‌گوید که پارامترها پایدار هستند و فرضیه مقابل نشان می‌دهد که پارامترها

ناپایدار هستند. همان طور که نتایج نشان می دهند آماره ی آزمون  $1/612043$  می باشد با احتمال  $0/01$  و از آنجائیکه احتمال آماره آزمون به میزان قابل توجهی کوچک تر از  $0/05$  است بنابراین آزمون هانسن فرضیه صفر را رد کرده و ناپایداری پارامترها را تأیید می کند.

جدول شماره (۶) آزمون هانسن

Hansen Test Result				
Null hypothesis: Parameters are stable				
	Stochastic	Deterministic	Excluded	
Lc statistic	Trends(m)	Trends(k)	Trends(p2)	Prob.*
1.612043	1	0	0	<0.01
Hansen (1992b) Lc(m2=1, k=0) p-values, where m2=m-p2 is the number of stochastic trends in the asymptotic distribution				

منبع: محاسبات تحقیق

بعدازاینکه آزمون هانسن ناپایداری پارامترها و درستی مدل مورد استفاده را تأیید به بر آورد مدل می پردازیم. در جدول زیر تخمین نهایی مدل حالت-فضا ارائه شده است:

جدول شماره (۷) نتایج تخمین حالت-فضا

Kalman filter estimation results				
Method: Maximum likelihood (OPG-BHHH / Marquardt Steps)				
Sample: 1990 2016				
Included observation: 27				
Convergence achieved after 0 iterations				
	Coefficient	Std.Error	z-Statistic	Prob.
C(1)	-0.136116	6.45E-07	-211193.3	0.0000
C(2)	-1494.664	0.594469	-2514.286	0.0000
	Final state	Root MSE	z-Statistic	Prob.
SV1	71.66792	0.003095	23152.72	0.0000
SV2	-0.195240	1.16E-05	16830.76	0.0000
Log likelihood-298998211		Akaike info criterion 2214682		
Parameters 2		Schwarz criterion 2214683		
Diffuse priors 2		Hannan-Quinn criter 2214682		

منبع: محاسبات تحقیق

نتایج نشان می دهد تمامی مقادیر بحرانی حاصل از نتیجه تخمین کمتر از صفر بود بنابراین ضرایب تخمین زده با احتمال بالای معنادار می باشند. در جدول بالا SV1 همان ضریب درجه اول از هزینه های دفاعی بوده و

SV2 ضریب درجه دوم این هزینه‌ها را نشان می‌دهد. همان‌طور که گفته شد ما دو جمله اول بسط تیلور را در قالب مدل حالت-فضا تخمین زده‌ایم و ضرایب به‌دست‌آمده در جدول بالا متعلق به ضرایب سال پایانی مطالعه می‌باشد. این مدل به ما این امکان را می‌دهد که برای هر سال مورد مطالعه و برای هر جمله یک ضریب جداگانه تخمین بزنیم که نتایج آن را در جدول زیر مشاهده می‌کنید.

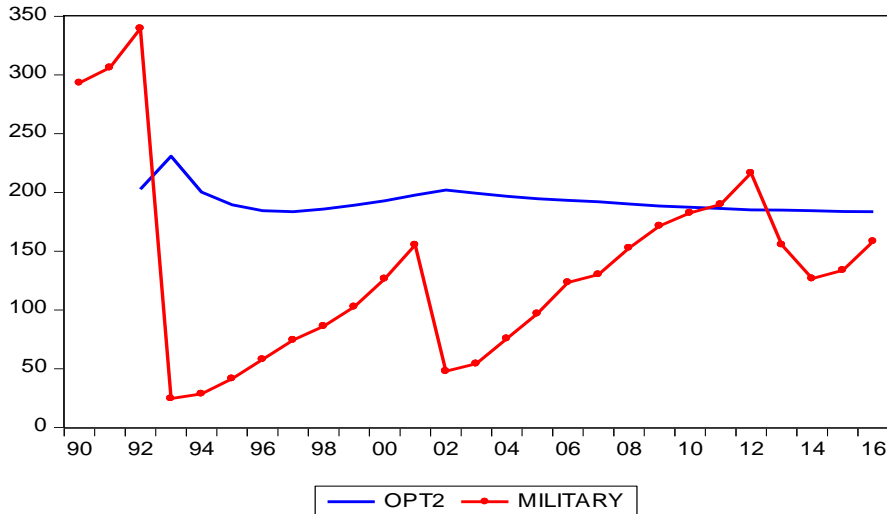
جدول شماره (۸) نتایج بهینه‌یابی

Year	$B_1$	$B_2$	OPT
1990	0	0	0
1991	NA	NA	NA
1992	45.77092568	-0.112875545	202.7495226
1993	34.5802888	-0.074874566	230.9214644
1994	48.54575914	-0.121180327	200.3037962
1995	58.86314822	-0.155388251	189.4066889
1996	65.63653831	-0.177840889	184.537253
1997	67.27742574	-0.183277828	183.5394559
1998	63.52334984	-0.170847932	185.9061132
1999	59.18688655	-0.156501687	189.0934462
2000	54.86420074	-0.142227572	192.8747007
2001	50.23445694	-0.127006353	197.7635597
2002	46.82283131	-0.115895213	202.0050278
2003	48.65402347	-0.122037326	199.3407467
2004	50.60356869	-0.128569576	196.7944915
2005	52.37360687	-0.13447511	194.7334592
2006	53.82434205	-0.139287886	193.2125745
2007	54.9472092	-0.142975184	192.1564558
2008	57.26257914	-0.150551686	190.1758154
2009	59.64016187	-0.158205661	188.4893418
210	61.40094384	-0.163759008	187.4734849
2011	63.7086366	-0.170911632	186.3788789
2012	66.70066918	-0.18004696	185.2313119
2013	69.02775603	-0.186515628	185.0455024
2014	70.2080506	-0.190363662	184.4050747
2015	71.2238832	-0.193779506	183.7755821
2016	71.4622198	-0.194575473	183.6362482

منبع: محاسبات محقق

در جدول بالا  $B_1$  نشان‌دهنده‌ی ضرایب جمله اول بسط تیلور بوده و  $B_2$  نشان‌دهنده‌ی ضرایب جمله‌ی دوم بسط تیلور می‌باشد. ستون آخر که OPT نام‌گذاری شده است به معنای مقدار هزینه‌های سرانه دفاعی می‌باشد که از تقسیم  $B_1$  بر دو برابر  $B_2$  به‌دست‌آمده است.

بعد از به دست آورد مقدار بهینه هزینه‌های سرانه دفاعی برای جمهوری اسلامی ایران نوبت به مقایسه این هزینه‌ها با وضع موجود می‌باشد نمودار زیر نشان‌دهنده مقدار بهینه و مقدار واقعی هزینه‌های سرانه دفاعی برای ایران است.



شکل (۳) نمودار مقادیر بهینه و واقعی  
منبع: محاسبات محقق

همان‌طور که در نمودار بالا نشان داده شده است هزینه‌های دفاعی ابتدا بالاتر مقدار بهینه بود که می‌تواند به دلیل سال‌های جنگ باشد اما بلافاصله بعد از جنگ به دلیل توجه دولت به بخش‌های دیگر اقتصادی به شدت از هزینه‌های دفاعی کاسته شده و به پایین‌تر از مقدار بهینه کاهش پیدا کرده است سپس با مرور زمان تا سال ۲۰۰۰ این هزینه‌ها روند افزایشی داشته ولی به مقدار بهینه نمی‌رسد. بعد از آن به دلیل سیاست‌های اقتصادی دوباره این هزینه‌ها کاهش پیدا کرده تا از سال ۲۰۰۸ به بعد مجدداً این هزینه‌ها روند افزایشی را تجربه کرده تا بالاخره برای اولین بار بعد از جنگ در سال ۲۰۱۲ به مقدار بهینه می‌رسد؛ که می‌تواند به دلیل مجادلات اتمی کشور با ایالات متحده آمریکا و همچنین تهدیدهای نظامی گوناگون می‌باشد؛ اما پس از تغییر دولت و توجه بیشتر به دغدغه‌های اقتصادی و همین‌طور قراردادهای بین‌المللی توافق هسته‌ای (برجام) در سال‌های اخیر مجدد این هزینه‌ها کاهش پیدا کرده است.

#### ۴. نتیجه‌گیری

با توجه به اینکه آمادگی نظامی هر کشور تأثیر مستقیمی بر امنیت فضای عمومی - به‌عنوان زیرشاخه‌ای از امنیت حقوق مالکیت و امنیت محیط کسب‌وکار - دارد، از این‌رو تحلیل میزان بهینه هزینه‌های دفاعی کشور از اهمیت ویژه‌ای برخوردار است. با توجه به تحلیل پویا از میزان بهینه هزینه‌های دفاعی در طی سال‌های

مورد بررسی به این نتیجه می‌رسیم که چندی پس از پایان جنگ تحمیلی افت هزینه‌های دفاعی مشهود است به‌گونه‌ای که فاصله‌ای معنادار تا میزان بهینه رخ می‌دهد؛ اما با تنش آلود شدن فضای روابط بین‌الملل این هزینه‌ها به تدریج افزایش یافته و در نهایت به میزان بهینه می‌رسد، اما پس از کاهش تنش در روابط بین‌الملل این هزینه‌ها باز رو به کاهش گذاشته و از میزان بهینه کمتر می‌شود، به طوری که اکنون اگرچند سالی است روند افزایشی در میزان سرانه هزینه‌های دفاعی شاهد هستیم اما هنوز به میزان بهینه نرسیده‌ایم. نکته‌ای دیگری که ذکر آن حائز اهمیت است، آن است که با توجه به تغییرات جزئی هزینه‌های بهینه برآورد شده می‌توان با افزایش هزینه سرانه دفاعی کشور به مقدار بهینه دست یافت. مهم‌ترین وظیفه دولت‌ها در علم اقتصاد تأمین امنیت شناخته می‌شود بنابراین اقتصاددان‌ها عمدتاً علاقه‌مند به کاهش تصدی‌گری دولت در سایر بخش‌های اقتصادی و افزایش هزینه‌های دولت در بخش دفاعی کشور هستند. از این رو پیشنهاد می‌شود هم‌زمان با کاهش هزینه‌های دولت در بخش‌های غیرضروری این هزینه‌ها در بلندمدت به بخش دفاعی انتقال یابد تا بتوان به مقدار بهینه نزدیک شد. در پایان این نکته مورد تأکید قرار می‌گیرد که تحلیل هزینه‌های دفاعی تنها از جنبه‌ی تأثیر بر رشد اقتصادی کافی نیست و کشورها در تعیین میزان بودجه دفاعی علاوه بر جنبه‌های اقتصادی، دیگر جنبه‌های سیاسی و امنیتی را نیز مورد بررسی قرار می‌دهند.

## منابع و مأخذ

### منابع فارسی

- گل خندان، ابوالقاسم (۱۳۹۵). برآورد تابع تقاضای مخارج دفاعی در ایران-فصلنامه علوم و فنون نظامی- سال دوازدهم شماره ۳۶-پائیز ۹۵- صفحه ۵۳-۲۷.
- گل خندان، ابوالقاسم (۱۳۹۲)-بررسی و مقایسه تطبیقی تأثیر هزینه‌های نظامی بر رشد اقتصادی کشورهای منتخب درحال توسعه و توسعه‌یافته رهیافت GMM- فصلنامه تحقیقات توسعه اقتصادی شماره پانزدهم صفحات ۴۴-۲۳.
- حسنی، محمد حسین-عزیزنژاد، صمد (۱۳۸۶)-هزینه‌های دفاعی و تأثیر آن بر رشد اقتصادی-فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران، سال نهم شماره ۳۰، صفحات ۲۱۲-۱۹۳.

### منابع لاتین

- Anwar, M. A. Rafique, Z. & Joiya, S. A. (2012). Defense spending-economic growth nexus: A case study of Pakistan. *Pakistan Economic and Social Review*, 163-182.
- Ali, A. & Ather, M. (2015). Impact of Defense Expenditure on Economic Growth: Time Series Evidence from Pakistan. *Global Journal of Management And Business Research*.
- BRAȘOVEANU, L. O. (2010). The impact of defense expenditure on economic growth. *Romanian Journal of Economic Forecasting*, 148.
- Baltagi, B. (2008). *Econometric analysis of panel data*. John Wiley & Sons.
- Greene, W. H. (2000). *Econometric analysis 4<sup>th</sup> edition*. International edition, -New J Hausman, J. A. (1978).
- Specification tests in econometrics. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 1251-1271.
- Kao, C. (1999). Spurious regression and residual-based tests for cointegration in panel data. *Journal of econometrics*, 90(1), 1-44. Prentice Hall.
- Korkmaz, S. (2015). The Effect of Military Spending on Economic Growth and Unemployment in Mediterranean Countries. *International Journal of Economics and Financial Issues*, 5(1), 273.
- Hamilton, J. D. (1994). *Time series analysis (Vol. 2)*. Princeton: Princeton university press
- Hansen, B.E. 1992. Tests for parameter instability in regressions with I(1)
- Mavroy, H. (2007). The size of government expenditure and the rate of economic growth in Bulgaria. *Economic Alternatives*, 1, 52-63.

- Mustapha, M. A. K. A. B. MILITARY EXPENDITURE AND ECONOMIC GROWTH IN THE CASE OF CHINA: USING ARDL APPROACH.
- Yang, H. W. Hong, C. Y. Jeong, S. M. & Lee, J. D. (2012).
- Expenditure and Economic Growth in the case of the South Korea: The dynamic Computational Equilibrium model in an Endogeneous Growth Perspective (No. 4264). EcoMod.



