

مجله اقتصادی

شماره‌های ۵ و ۶، مرداد و شهریور ۱۳۹۷، صفحات ۱۰۴-۸۳

آزمون منحنی آبرامز در بخش دفاعی اقتصاد ایران

ابوالقاسم گل خندان

دانشجوی دکتری دانشگاه لرستان

golkhandana@gmail.com

بر اساس منحنی آبرامز، افزایش مخارج دولت بیکاری را گسترش می‌دهد. بر این اساس، مطالعه حاضر به بررسی تأثیر مخارج دفاعی دولت بر نرخ بیکاری در ایران پرداخته است. به عبارت دیگر، هدف اصلی این تحقیق بررسی منحنی آبرامز در بخش دفاعی اقتصاد ایران است. به این منظور از آزمون‌های هم‌انباشتگی یوهانسن - یوسیلیوس و علیت گرنجری تودا و یاماموتو طی دوره زمانی ۱۳۹۶-۱۳۷۵ استفاده شده است. یافته‌های این تحقیق نشان‌دهنده اثر مثبت و معنادار مخارج دفاعی بر نرخ بیکاری در بلندمدت و تأیید منحنی آبرامز در بخش دفاعی است. نتایج آزمون علیت گرنجری نیز یک رابطه علیت یک‌طرفه از مخارج دفاعی به نرخ بیکاری را نشان می‌دهد. بر این اساس، مهم‌ترین توصیه سیاستی این تحقیق کوچک شدن اندازه دولت در بخش دفاعی جهت کاهش نرخ بیکاری است. بر اساس سایر نتایج، مخارج غیردفاعی دولت در بلندمدت اثر منفی و معناداری بر نرخ بیکاری داشته که نشان‌دهنده عدم تأیید منحنی آبرامز در بخش غیردفاعی است.

واژگان کلیدی: بیکاری، مخارج دفاعی، منحنی آبرامز، هم‌انباشتگی، علیت گرنجری تودا و یاماموتو.

۱. مقدمه

بیکاری یکی از اصلی‌ترین چالش‌های پیش روی کشورهای در حال توسعه (مانند ایران) به شمار می‌رود که پیامدهای نامطلوب آن تمام بخش‌های جامعه را تحت تأثیر قرار می‌دهد. در این راستا، دخالت و نقش دولت در اقتصاد یکی از پدیده‌های مورد توجه اقتصاددانان بوده و هم‌اکنون نیز هست. دولت با ارائه کالاهای عمومی، سهم عمده‌ای در تولید ناخالص داخلی (GDP) دارد و می‌تواند نرخ بیکاری را تحت تأثیر قرار دهد. مهم‌تر آنکه سازوکار بازار به‌تنهایی نمی‌تواند تمام وظایف اقتصادی را انجام دهد و سیاست‌های دولت برای هدایت، اصلاح و تکمیل آن لازم و از اهمیت خاصی برخوردار است (زرآذین و حسین‌پور، ۱۳۹۵). بر این اساس، بررسی تأثیر مخارج و اندازه دولت بر روی یکی از شاخص‌های اصلی اقتصاد کلان، یعنی نرخ بیکاری در کشورهای در حال توسعه بسیار با اهمیت است؛ زیرا رفع معضل بیکاری مستلزم ریشه‌یابی عوامل اصلی آن است که به نظر می‌رسد مخارج دولت از جمله عوامل اصلی تأثیرگذار بر آن است.

تاکنون مطالعات گسترده‌ای تأثیر مخارج کل دولت را بر بیکاری مورد بررسی قرار داده‌اند. یکی از مهم‌ترین مطالعات انجام‌شده در این زمینه، به مطالعه آبرامز^۱ (۱۹۹۹) برمی‌گردد. نتایج تحقیق وی، وجود یک رابطه مثبت قوی و معنادار را بین این دو متغیر نشان داد. پس از آن، این رابطه با عنوان منحنی آبرامز شناخته شده است. اما بسیاری از مطالعات تجربی جدید نظیر مطالعات مالیزارد^۲ (۲۰۱۴)، کیونگ و جانها^۳ (۲۰۱۵) و میکائیل و استلیئوس^۴ (۲۰۱۷) نشان داده‌اند که نوع و شدت اثرگذاری مخارج دفاعی (نظامی) و غیردفاعی دولت بر بیکاری می‌تواند متفاوت باشد و می‌باید در بررسی‌های تجربی این دو مخارج از هم تفکیک شوند. به عبارت دیگر، ممکن است منحنی آبرامز از لحاظ برقراری و یا عدم برقراری در دو بخش دفاعی و غیردفاعی با یکدیگر متفاوت باشند.

1. Abrams
2. Malizard
3. Qiong and Junhua
4. Michael and Stelios

قرار گرفتن کشور ایران در منطقه‌ای حساس و استراتژیک و مواجهه با تهدیدات امنیتی بعضی از کشورهای خارجی از یک سو و بالا بودن سهم مخارج دفاعی از GDP^۱ از سوی دیگر، باعث شده تا موضوع اثرات اقتصادی مخارج دفاعی بر متغیرهای کلان اقتصادی ایران، از اهمیت خاصی برخوردار باشد. مطالعات انجام شده در رابطه با مخارج دفاعی و بیکاری عمدتاً حول دو محور اصلی متمرکز بوده است؛ یکی شناخت اثر مخارج دفاعی بر بیکاری و دیگری تحلیل رابطه علیت میان این دو. مطالعات داخلی انجام شده در این زمینه بسیار اندک می‌باشند؛ لذا مطالعه حاضر سعی دارد با تدوین یک مدل بر اساس مبانی نظری، اثر مخارج دفاعی بر بیکاری را در ایران از هر دو جنبه مورد تحلیل و بررسی قرار دهد.

۲. ادبیات موضوع

۲-۱. مبانی نظری

بررسی تأثیر مخارج دفاعی بر متغیرهای اقتصادی در علم «اقتصاد دفاع»^۲ مورد بررسی قرار می‌گیرد. اقتصاد دفاع شاخه‌ای جدید از مطالعات اقتصادی است که مدیریت مخارج دفاعی را طی دوره‌های جنگ و صلح مطالعه و آثار خارجی این مخارج را بر سایر بخش‌های اقتصاد تحلیل می‌کند. به طور کلی، مخارج دفاعی به عنوان مخارج کالاهای عمومی یک اقتصاد در نظر گرفته می‌شوند، ولی اقتصاد دفاع رابطه مخارج دفاعی و متغیرهای اقتصادی را از طریق کانال‌های مختلف آنالیز می‌کند (آندو^۳، ۲۰۰۹: ۱۴۲). بخش وسیعی از مطالعات اقتصاد دفاع بر روی رابطه مخارج دفاعی و رشد اقتصادی متمرکز شده و شروع این مطالعات نیز با مطالعه تجربی بنوا^۴ (۱۹۷۳) بوده است (مالیزارد، ۲۰۱۴: ۶۳۶). وی اثر مثبت مخارج نظامی را بر رشد اقتصادی ۴۴ کشور کمتر توسعه یافته طی سال‌های ۶۵-۱۹۵۰ نتیجه‌گیری کرد. مطالعه بنوا سبب شد بعدها مطالعات گسترده دیگری در این

۵. محاسبات این تحقیق با استفاده از داده‌های بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران و سایر گزارش‌های اقتصادی طی دوره ۹۴-۱۳۳۸، نشان می‌دهد متوسط سهم مخارج دفاعی از تولید ناخالص داخلی تقریباً ۵ درصد است که سالانه به طور متوسط با نرخ تقریبی ۵ درصد رشد می‌کند.

2. Defense Economics
3. Ando
4. Benoit

زمینه و آثار مخارج نظامی بر سایر متغیرها با استفاده از روش‌های توسعه‌یافته‌تری انجام شود. یکی دیگر از این متغیرهای کلان اقتصادی، بیکاری است.

تاکنون مطالعات گسترده‌ای تأثیر مخارج کل دولت (اندازه دولت) را بر بیکاری مورد بررسی قرار داده‌اند. یکی از مهم‌ترین مطالعات انجام‌شده در این زمینه، به مطالعه آبرامز^۱ (۱۹۹۹) برمی‌گردد. وی داده‌های ۲۰ کشور عضو OECD را طی دوره ۹۳-۱۹۸۴ مورد بررسی قرار داد و نتایج تحقیق وی، وجود یک رابطه مثبت قوی را بین این دو متغیر نشان داد. پس از آن، این رابطه با عنوان منحنی آبرامز شناخته شد (انصاری سامانی و خیل کردی، ۱۳۹۵).

به طور کلی، دلایل متعددی وجود دارد که موجب می‌شود در پی بزرگ‌تر شدن اندازه دولت، بیکاری به طور نامطلوب تحت تأثیر قرار گیرد و نرخ آن افزایش یابد. از جمله این دلایل، می‌توان به اثر جان‌شینی جبری^۲ برای بخش خصوصی به‌ویژه سرمایه‌گذاری خصوصی، کوچک‌تر شدن نسبی بخش خصوصی، اختلال در عملکرد بازار کار، کاهش هزینه بیکار شدن افراد و افزایش درآمدهای مالیاتی اشاره کرد (کریمی پتانلار و همکاران، ۱۳۹۴). در مقابل هزینه‌های مصرفی دولت در بخش‌های سرمایه‌ای و زیربنایی و همچنین انواع هزینه‌های سرمایه‌گذاری، می‌تواند باعث افزایش بهره‌وری و تقاضای نیروی کار و همچنین افزایش عرضه نیروی کار شود. این امر موجب می‌شود نرخ پیدا کردن کار افزایش و نرخ بیکاری کاهش یابد (کاراس^۳، ۱۹۹۳). به‌رغم این توضیحات، بسیاری از مطالعات تجربی جدید در زمینه تأثیر هزینه‌های نظامی بر بیکاری، نظیر مالیزارد (۲۰۱۴)، کیونگ و جانها (۲۰۱۵) و میکائیل و استلیئوس (۲۰۱۷) نشان داده‌اند که نوع و شدت اثرگذاری مخارج دفاعی و غیردفاعی دولت بر بیکاری می‌تواند متفاوت باشد و می‌باید در بررسی‌های تجربی این دو مخارج از هم تفکیک شوند.

مخارج نظامی از کانال‌های مختلفی، بیکاری را تحت تأثیر قرار می‌دهد. یکی از مهم‌ترین این کانال‌ها از طریق «اثرات بهره‌وری- بهبود»^۴ است؛ که نشان می‌دهد، توسعه نظامی ممکن است بهره‌وری نیروی کار را از شیوه‌های مختلف بهبود بخشد. به عنوان مثال، از طریق سرریز تکنولوژی

1. Abrams
2. Crowding Out Effect
3. Karras
4. Productivity-Improving Effect

از بخش نظامی به بخش خصوصی، ایجاد امنیت برای غیرنظامیان و دارایی‌ها در مقابل تهدیدات نظامی خارجی و ایجاد زیرساخت‌های نظامی که برای غیرنظامیان نیز مفید است. با بهبود و ارتقای بهره‌وری نیروی کار نیز تقاضای نیروی کار افزایش و بیکاری کاهش می‌یابد. در مقابل این کانال، ممکن است «اثرات انحراف مالیاتی»^۱ (آنچه اقتصاددانان زیان مرده می‌نامند) به وجود آید که تأمین مالی مخارج نظامی را نیازمند وضع مالیات می‌داند. بنابراین بار مالیاتی ناشی از مخارج نظامی ممکن است، تقاضای نیروی کار توسط کارفرمایان و عرضه نیروی کار توسط کارگران را کاهش و در نتیجه بیکاری را افزایش دهد. به عبارت دیگر، مالیات‌های بیشتر برای تأمین مخارج نظامی، به معنای کاهش درآمد قابل تصرف خانوارها و با ثابت بودن سایر شرایط به معنای کاهش تقاضا است. از طرف دیگر، نرخ‌های بالاتر مالیاتی منجر به کاهش سوددهی سرمایه‌گذاری‌های خصوصی نیز می‌شود. بنابراین هر دو اثر اعمال مالیات برای تأمین مخارج نظامی می‌توانند منجر به افزایش بیکاری شوند.

علاوه بر این کانال‌ها، ممکن است در این زمینه «اثرات تخصیص مجدد»^۲ نیز وجود داشته باشد. به عنوان مثال، انقباض و کوچک شدن بخش نظامی ممکن است حرکت نیروی کار را از بخش نظامی به بخش خصوصی القاء و تحریک کند. این تخصیص مجدد به آسانی امکان‌پذیر نیست و در نتیجه می‌تواند باعث ایجاد بیکاری اصطکاکی شود (ژانگ و همکاران^۳، ۲۰۱۵: ۶۱۱-۶۱۰).

همچنین با توجه به کمبود منابع و محدودیت بودجه در کشورهای در حال توسعه، افزایش مخارج نظامی، دولت‌های این کشورها را برای هزینه در بخش‌های سرمایه‌ای و زیربنایی و همچنین انواع مخارج سرمایه‌گذاری که موجب تحریک اشتغال می‌شود، با محدودیت مواجه خواهد کرد (دون و واتسون^۴، ۲۰۰۵). بر اساس توضیحات ذکر شده می‌توان گفت که با در نظر گرفتن اثرات مثبت و منفی، پیش‌بینی روشنی در مورد چگونگی اثرپذیری بیکاری نسبت به تغییرات هزینه‌های نظامی وجود ندارد (ژانگ و همکاران، ۲۰۱۵: ۶۱۱).

1. Tax Distortion Effects
 2. Reallocation Effects
 3. Zhong et al.
 4. Dunne and Watson

باید به این نکته نیز توجه داشت که ممکن است رابطه علیت معکوس در رابطه بیکاری و مخارج نظامی اعمال شود؛ به این معنا که بیکاری، تعیین کننده سطح مخارج نظامی باشد. به عنوان مثال، آبل^۱ (۱۹۹۰ و ۱۹۹۲) معتقد است که در پی نگرانی‌ها برای ثبات اقتصادی، هزینه‌های نظامی ممکن است به تغییرات در نرخ بیکاری پاسخ دهند. علاوه بر این ممکن است هزینه‌های نظامی به عنوان یک مکانیسم ضد ادواری، به منظور مطمئن ساختن سود برای سرمایه انحصاری و اشتغال نیروی کار سازمان یافته مورد استفاده قرار گیرد (گریفین و همکاران^۲، ۱۹۸۲). از این رو در بعضی از مطالعات تجربی، رابطه علیت بین این دو متغیر مورد بررسی قرار گرفته است.

۲-۲. پیشنهاد تحقیق

تاکنون مطالعات داخلی متعددی در زمینه اندازه دولت و اشتغال (یا بیکاری) انجام شده است. به عنوان مثال می توان به مطالعات کریمی پتانلار و همکاران (۱۳۹۴)، زراءنژاد و حسین پور (۱۳۹۵) و انصاری سامانی و خیل کردی (۱۳۹۵) اشاره کرد. اما در مطالعات داخلی اندکی تأثیر مخارج نظامی بر بیکاری مورد بررسی قرار گرفته است. در تنها مطالعه انجام شده در این زمینه، فطرس و گل خندان (۱۳۹۶) تأثیر مخارج نظامی را بر نرخ بیکاری در کشورهای منتخب در حال توسعه طی دوره زمانی ۲۰۱۴-۱۹۹۵ بررسی کرده‌اند. یافته‌های این تحقیق با استفاده از رهیافت میانگین گروهی تلفیقی^۳ (PMG)، نشان دهنده تأثیر مثبت سهم مخارج نظامی از GDP، بر نرخ بیکاری در کشورهای مورد مطالعه است. در مقابل، اثر سهم مخارج غیرنظامی از GDP، بر نرخ بیکاری کشورهای در حال توسعه، منفی است.

ضروری به نظر می‌رسد که برای ارائه توصیه سیاستی مناسب و دقیق‌تر در مورد یک کشور مانند ایران، به صورت تک کشوری به بررسی رابطه مخارج دفاعی و بیکاری پرداخته شود. در مقابل مطالعات خارجی بالنسبه گسترده‌ای که شمار آن‌ها نیز رو به افزایش است، رابطه مخارج دفاعی و بیکاری را مورد بررسی قرار داده‌اند. این مطالعات عمدتاً حول دو محور اصلی متمرکز بوده است؛ یکی شناخت اثر مخارج دفاعی بر بیکاری و دیگری تحلیل رابطه علیت میان این دو. بر اساس تقسیم‌بندی صورت گرفته، در ادامه اهم این مطالعات بررسی شده‌اند.

1. Abell
2. Griffin *et al.*
3. Pooled Mean Group

الف. تأثیر مخارج دفاعی (نظامی) بر بیکاری

در یکی از نخستین مطالعات در این زمینه، اسمیت^۱ (۱۹۷۷) یک رابطه مثبت بین هزینه‌های نظامی و نرخ بیکاری بر اساس داده‌های آماری ۸ کشور به دست آورد. چستر^۲ (۱۹۷۸) نشان داده است که هیچ مدرک قانع‌کننده‌ای برای ارتباط بین مخارج نظامی و نرخ بیکاری وجود ندارد.

بارکر و همکاران^۳ (۱۹۹۱) پیامدهای کاهش هزینه‌های نظامی را برای بریتانیا بررسی و نشان داده‌اند که این کاهش ممکن است منجر به کاهش قابل توجهی در نرخ بیکاری و افزایش تولید شود. وینگ^۴ (۱۹۹۱) نشان داد که مخارج دفاعی منجر به اشتغال قابل توجهی در اندونزی بین سال‌های ۱۹۷۸ و ۱۹۸۰ شده است. هوکر و کنتنر^۵ (۱۹۹۷) با استفاده از داده‌های ۵۰ ایالت ایالات متحده، اظهار داشته‌اند که هزینه‌های تدارک نظامی، دارای اثر معناداری بر رشد اشتغال می‌باشند. ییلدریم و سزگین^۶ (۲۰۰۳) یافته‌اند که هزینه‌های دفاعی در کوتاه‌مدت و بلندمدت تأثیر منفی بر رشد اشتغال کشور ترکیه داشته است.

دون و واتسون (۲۰۰۵) با برآورد یک تابع تولید CES با استفاده از داده‌های بخش صنعت در ۹ کشور OECD نتیجه گرفته‌اند که مخارج نظامی تأثیر معناداری را بر اشتغال طی دوره زمانی ۲۰۰۲-۱۹۶۰ نداشته است. هوانگ و کائو^۷ (۲۰۰۵) با استفاده از داده‌های کشور تایوان، دریافتند که هزینه‌های دفاعی در کوتاه‌مدت بر رشد اشتغال اثر منفی، اما در بلندمدت اثر مثبت داشته است.

مالیزارد (۲۰۱۴) با استفاده از روش ARDL، تأثیر مخارج نظامی را بر نرخ بیکاری در کشور فرانسه طی دوره زمانی ۲۰۰۸-۱۹۷۵ بررسی و نتایج وی نشان می‌دهد که هر دو مخارج دفاعی و غیردفاعی، تأثیر منفی بر نرخ بیکاری داشته است؛ اما تأثیر منفی مخارج غیردفاعی بزرگ‌تر بوده است.

کیونگ و جانها (۲۰۱۵) با استفاده از داده‌های سالیانه کشور چین طی دوره زمانی ۲۰۱۳-۱۹۹۱ و به کارگیری روش ARDL نشان داده‌اند که مخارج نظامی بر خلاف مخارج غیرنظامی اثر

-
1. Smith
 2. Chester
 3. Barker *et al.*
 4. Wing
 5. Hooker and Knetter
 6. Yildirim and Sezgin
 7. Huang and Kao

مثبت بر بیکاری این کشور داشته است. خان^۱ (۲۰۱۶) تأثیر مخارج نظامی را بر بیکاری در کشورهای منتخب آسیای جنوبی طی دوره ۲۰۱۳-۱۹۹۰ بررسی کرده است. نتایج این تحقیق با به کارگیری روش DOLS نشان می‌دهد که هزینه‌های نظامی اثر منفی و معناداری بر نرخ بیکاری کشورهای مورد مطالعه داشته است.

میکائیل و استلیئوس (۲۰۱۷) در مطالعه‌ای به بررسی رابطه بین مخارج دفاعی و بیکاری در کشورهای اروپای جنوبی (شامل: پرتغال، ایتالیا، یونان و اسپانیا) طی دوره زمانی ۲۰۱۵-۱۹۶۰ پرداخته‌اند. یافته‌های این تحقیق با استفاده از روش ARDL نشان می‌دهد که مخارج دفاعی، بیکاری را در کشورهای پرتغال و یونان، کاهش و در کشور اسپانیا افزایش داده است. همچنین، تأثیر این مخارج بر بیکاری در کشور ایتالیا بی‌معناست.

ب. رابطه مخارج دفاعی (نظامی) و بیکاری

دون و اسمیت^۲ (۱۹۹۰) با استفاده از اطلاعات آماری ۱۱ کشور OECD، نشان داده‌اند که هزینه‌های نظامی علیت گرنجری بیکاری نیست و بالعکس، هزینه‌های نظامی هیچ تأثیر قابل توجهی بر نرخ بیکاری نداشته است. در مقابل، آبل (۱۹۹۰) نشان داده است که هزینه‌های دفاعی علیت گرنجری بیکاری در ایالات متحده است. پین و راس^۳ (۱۹۹۲) با استفاده از یک مدل خودرگرسیون برداری بدون محدودیت، با داده‌های سری زمانی سه‌ماهه نشان داده‌اند که هیچ رابطه علت و معلولی بین هزینه‌های دفاعی و نرخ بیکاری در ایالات متحده وجود ندارد. پائول^۴ (۱۹۹۶) دریافت که رابطه علی بین هزینه‌های نظامی و غیرنظامی با بیکاری، در ۱۸ کشور OECD طی دوره زمانی ۸۸-۱۹۶۲ یکسان نیست.

تانگ و همکاران^۵ (۲۰۰۹) رابطه بین مخارج نظامی و نرخ بیکاری را با استفاده از داده‌های ۴۶ کشور جهان بررسی کردند و دریافتند که شواهد تجربی اندکی برای وجود علیت از سمت بیکاری به مخارج نظامی وجود دارد. در مقابل، رابطه علیت از مخارج نظامی به بیکاری برای کشورهای با درآمد متوسط و کم و کشورهای غیر OECD مورد حمایت تجربی قرار می‌گیرد.

1. Khan
2. Dunne and Smith
3. Payne and Ross
4. Paul
5. Tang et al.

ژانگ و همکاران (۲۰۱۵) رابطه علیت بین مخارج نظامی و بیکاری را در کشورهای G7 طی دوره زمانی ۲۰۱۲-۱۹۸۸ مورد بررسی قرار داده‌اند. یافته‌های این تحقیق با استفاده از آزمون علیت گرنجری پانلی مبتنی بر بوت استراپ، نشان‌دهنده رابطه علیت یک‌طرفه از سمت مخارج نظامی به بیکاری برای کشورهای کانادا، ژاپن و ایالات متحده، رابطه علیت یک‌طرفه از سمت بیکاری به مخارج نظامی برای کشورهای فرانسه و آلمان و علیت دوطرفه برای کشورهای ایتالیا و بریتانیا است. بر این اساس می‌توان گفت که رابطه علیت بین مخارج نظامی و بیکاری بسته به شرایط هر کشور، متفاوت است.

ناوارو و کابلو^۱ (۲۰۱۵) رابطه علیت بین مخارج نظامی و بیکاری را در کشورهای عضو اتحادیه اروپا (EU15) مورد بررسی قرار داده‌اند. یافته‌های این تحقیق با استفاده از آزمون علیت گرنجری پانلی مبتنی بر بوت استراپ نشان می‌دهد که شواهد اندکی برای برقراری رابطه علیت از سمت هزینه‌های نظامی به بیکاری وجود دارد و این علیت برای کشورهایی که سهم قابل توجه‌تری از بودجه خود را به امور نظامی اختصاص می‌دهند، موضوعیت بیشتری دارد.

۳. مدل و روش تحقیق

۳-۱. معرفی مدل و متغیرها

در این مطالعه به منظور بررسی اثر مخارج نظامی بر نرخ بیکاری در ایران، با الهام از مطالعات تجربی مالیزارد (۲۰۱۴) و کیونگ و جانها (۲۰۱۵)، از مدل زیر استفاده شده است:

$$\text{unemployment}_t = \beta_0 + \beta_1(\text{growth})_t + \beta_2(\text{non-def / gdp})_t + \beta_3(\text{def / gdp})_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

در رابطه فوق، t نشان‌دهنده بازه زمانی تحقیق (۱۳۷۵-۱۳۹۶)، β_0 عرض از مبدأ و ε_t جزء خطای تصادفی است.

سایر متغیرهای مدل به صورت زیر تعریف شده‌اند:

unemployment: نرخ بیکاری (بر حسب درصد)؛

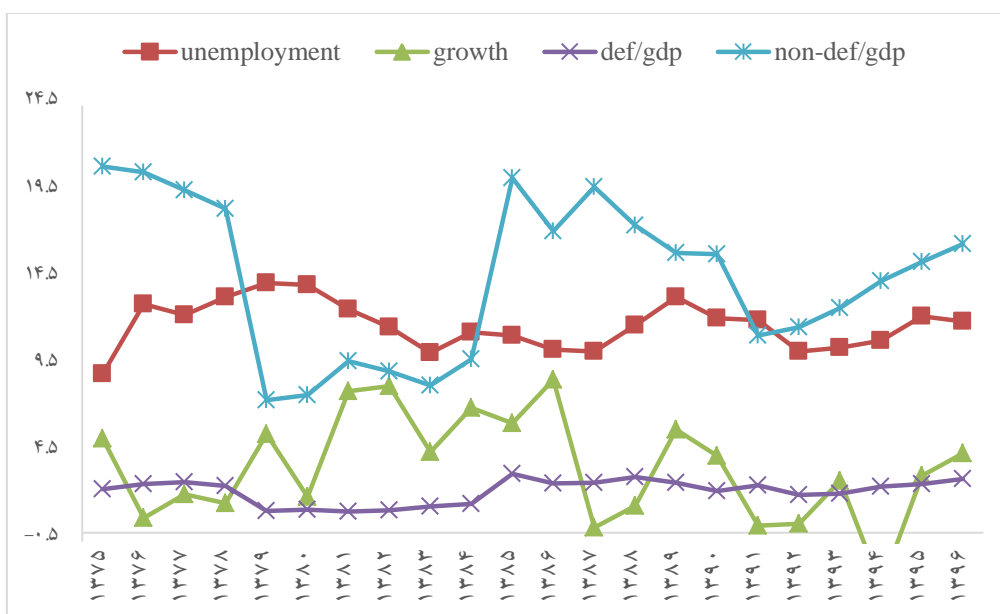
growth: نرخ رشد تولید ناخالص داخلی (GDP) (به قیمت‌های ثابت سال ۱۳۹۰ و بر حسب درصد)؛

1. Navarro and Cabello

non-def/gdp: سهم مخارج غیردفاعی دولت از GDP (بر حسب درصد)؛

def/gdp: سهم مخارج دفاعی دولت از GDP (بر حسب درصد).

اطلاعات مربوط به داده‌های آماری متغیرهای تحقیق از وبسایت بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران و مؤسسه بین‌المللی تحقیقات صلح استکهلم^۱ (SIPRI) جمع‌آوری شده است. شکل (۱) روند حرکتی متغیرهای تحقیق را طی بازه زمانی مورد نظر نشان می‌دهد. در جدول (۱) نیز، خلاصه مفیدی از شاخص‌های آماری این متغیرها نظیر کمینه، بیشینه، متوسط و انحراف معیار آمده است. هم‌چنین، بر اساس مقدار آماره جارک‌برا (که در آن فرضیه صفر نشان‌دهنده نرمال بودن متغیر مورد بررسی است) و سطوح احتمال به‌دست آمده، نتیجه گرفته می‌شود که در سطح ۱۰ درصد، تمام متغیرها از توزیع نرمال برخوردار می‌باشند.



مأخذ: یافته‌های تحقیق

شکل (۱): روند حرکتی متغیرهای تحقیق

1. Stockholm International Peace Research Institute

جدول ۱. شاخص‌های آماری متغیرهای تحقیق (۱۳۹۶-۱۳۷۵)

متغیر	کمینه	بیشینه	متوسط	انحراف معیار	آماره جارک برا (احتمال)
unemployment	۹/۱۰	۱۴/۳۰	۱۱/۸۹	۱/۳۷	۰/۴۱ (۰/۸۱)
growth	-۳/۰۹	۸/۷۶	۳/۷۳	۳/۰۹	۰/۴۱ (۰/۸۱)
non-def/gdp	۷/۵۹	۲۱/۰۱	۱۴/۶۵	۴/۵۳	۱/۷۹ (۰/۴۱)
def/gdp	۱/۱۹	۳/۳۷	۲/۳۷	۰/۶۹	۲/۲۲ (۰/۳۳)

مأخذ: محاسبات تحقیق

۳-۲. معرفی روش تحقیق

در این مطالعه جهت شناسایی رابطه بلندمدت بین متغیرهای مدل از روش هم‌انباشتگی^۱ (هم‌جمعی) یوهانسن - یوسیلیوس^۲ (۱۹۹۰) استفاده شده است. هم‌انباشتگی به این معناست که بین دو متغیر که هر یک به تنهایی ناماناست، یک رابطه تعادلی بلندمدت وجود دارد. در عمل استفاده از تکنیک هم‌انباشتگی از روش‌های مختلفی مثل انگل - گرانجر^۳ و انگل - یو^۴ نیز امکان‌پذیر است، اما روش یوهانسن - یوسیلیوس به عنوان روش برتر می‌تواند روابط بلندمدت را در صورت وجود دو یا چند متغیر شناسایی و تعیین کند (اندرس^۵، ۱۹۹۵). این روش مبتنی بر یک مدل خودرگرسیون برداری^۶ (VAR) است که در آن تعیین تعداد بردارهای هم‌انباشتگی از طریق حداکثر راست‌نمایی صورت می‌گیرد. یک الگوی VAR که دارای n متغیر درون‌زا و k وقفه زمانی برای هر متغیر است، در شکل ماتریسی به صورت زیر نمایش داده می‌شود:

$$x_t = A_0 + \sum_{j=1}^k A_j x_{t-j} + \varepsilon_t \quad (2)$$

در این رابطه، A_0 بردار $(n \times 1)$ ضرایب ثابت و x_t بردار $(n \times 1)$ مربوط به متغیرهای الگو، A_j ماتریس $(n \times n)$ ضرایب الگو و ε_t بردار مربوط به جملات اخلال الگو است. اکنون برای پیوند دادن

1. Co-integration
 2. Johansen-Juselius
 3. Engle-Granger
 4. Engle-Yoo
 5. Enders
 6. Vector Auto Regressive

رفتار کوتاه‌مدت x_t به مقادیر تعادلی بلندمدت آن، می‌توان رابطه (۲) را در قالب الگوی تصحیح خطای برداری^۱ (VECM) به صورت زیر درآورد:

$$\Delta x_t = A_0 + \sum_{j=1}^{k-1} \Gamma_j \Delta x_{t-j} + \Pi x_{t-k} + \varepsilon_t \quad (3)$$

که در رابطه فوق Δ نشان‌گر تفاضل مرتبه اول و:

$$\Gamma_j = -I + \sum_{j=1}^{k-1} A_j, \quad \Pi = -I + \sum_{j=1}^k A_j$$

ماتریس Π حاوی اطلاعات مربوط به روابط تعادلی بلندمدت است. در واقع $\Pi = \alpha\beta'$ است که در آن α ضرایب تعدیل عدم تعادل و نشان‌دهنده سرعت تعدیل به سمت تعادل بلندمدت و β ماتریس ضرایب روابط تعادلی بلندمدت است (نوفرستی، ۱۳۸۹). با تعیین رتبه این ماتریس می‌توان تعداد بردارهای هم‌انباشتگی را تعیین کرد. روش حداکثر درست‌نمایی یوهانسن - یوسیلیوس با استفاده از دو آماره آزمون اثر^۲ (λ_{Trace}) و حداکثر مقادیر ویژه^۳ (λ_{Max}) رابطه یا روابط تعادلی بلندمدت بین متغیرهای الگو را تعیین می‌کند. پس از شناسایی رابطه تعادلی بلندمدت بین متغیرهای الگو، به منظور شناسایی رابطه علیت بین این متغیرها از آزمون علیت تودا و یاماموتو (۱۹۹۵) (T&Y) استفاده شده است. روش‌های متعددی جهت بررسی رابطه علی بین متغیرها وجود دارد؛ اما قبل از استفاده از این روش‌ها، باید از آزمون‌های هم‌انباشتگی استفاده کرد. چنانچه رابطه هم‌انباشتگی بین متغیرها تأیید گردد، آزمون علیت گرنجر کارایی خود را از دست خواهد داد. تودا و یاماموتو^۴ در سال ۱۹۹۵ یک روش ساده به صورت تخمین یک مدل خودرگرسیون برداری (VAR) تعدیل یافته برای بررسی رابطه علیت گرنجر پیشنهاد داده‌اند. آن‌ها استدلال می‌کنند که این روش حتی در شرایط وجود یک رابطه هم‌جمعی بین متغیرها نیز معتبر است. در این روش ابتدا باید درجه مانایی ماکزیمم (d_{max}) و سپس تعداد وقفه‌های بهینه (k) مدل خودرگرسیون برداری را تعیین کرد و در آخر یک مدل VAR را با تعداد وقفه‌های ($k + d_{max}$) تشکیل داد (شان و سان^۵، ۱۹۹۸). البته فرآیند انتخاب

1. Vector Error Correction Model
 2. Trace Test
 3. Maximum Eigen Value Test
 4. Toda and Yamamoto
 5. Shan and San

انتخاب وقفه زمانی معتبر است که در آن $(k \geq d_{\max})$ باشد. الگوی VAR پنج متغیره معرفی شده در مدل رابطه (۱) را می توان به صورت جبر ماتریسی زیر نوشت:

$$\begin{bmatrix} \text{unemployment}_t \\ \text{growth}_t \\ (\frac{\text{non-def}}{\text{gdp}})_t \\ (\frac{\text{def}}{\text{gdp}})_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} a_1 \\ a_2 \\ a_3 \\ a_4 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} B_{11}(L) & B_{12}(L) & B_{13}(L) & B_{14}(L) \\ B_{21}(L) & B_{22}(L) & B_{23}(L) & B_{24}(L) \\ B_{31}(L) & B_{32}(L) & B_{33}(L) & B_{34}(L) \\ B_{41}(L) & B_{42}(L) & B_{43}(L) & B_{44}(L) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \text{unemployment}_t \\ \text{growth}_t \\ (\frac{\text{non-def}}{\text{gdp}})_t \\ (\frac{\text{def}}{\text{gdp}})_t \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_1 \\ \varepsilon_2 \\ \varepsilon_3 \\ \varepsilon_4 \end{bmatrix} \quad (۴)$$

در رابطه فوق a_i جزء عرض از مبدأ است و ضرایب $B_{ij}(L)$ دارای تفسیر زیر هستند:

$$B_{ij}(L) = \sum_{i=1}^{k+d_{\max}} \beta_{ij} L^i \quad (۵)$$

که L به مفهوم عملگر وقفه بوده و دارای تعریف $L^i X_t = X_{t-i}$ برای متغیر X است. در رابطه ماتریسی فوق ε_i نیز جزء تصادفی است. از این قالب ماتریسی می توان معادله مربوط به بیکاری را به فرم زیر نشان داد:

$$(۶)$$

$$\begin{aligned} \text{unemployment}_t = & a_1 + \sum_{i=1}^{k+d_{\max}} \beta_{1i} \text{unemployment}_{t-i} + \sum_{i=1}^{k+d_{\max}} \beta_{2i} \text{growth}_{t-i} \\ & + \sum_{i=1}^{k+d_{\max}} \beta_{3i} (\frac{\text{non-def}}{\text{gdp}})_{t-i} + \sum_{i=1}^{k+d_{\max}} \beta_{4i} (\frac{\text{def}}{\text{gdp}})_{t-i} + \varepsilon_1 \end{aligned}$$

به منظور انجام آزمون علیت از سمت متغیر مخارج دفاعی (def/gdp) به متغیر بیکاری (unemployment) ، پس از تخمین معادله فوق، فرضیه زیر را آزمون می کنیم:

$$H_0 = \beta_{41} = \beta_{42} = \dots = \beta_{4k+d_{\max}} = 0$$

آماره آزمون مورد استفاده، آماره والد تعمیم یافته اشمیت (MWald) است که دارای توزیع کای مربع مجانبی با درجه آزادی برابر با تعداد محدودیت های صفر است (مولایی و همکاران، ۱۳۹۳). پذیرش فرضیه صفر فوق به معنای آن است که مخارج دفاعی علت گرنجری بیکاری نیست و رد فرضیه صفر فوق نشان می دهد که مخارج دفاعی، علت گرنجری بیکاری است. استدلال علیت در مورد سایر متغیرها نیز به همین صورت است. شایان ذکر است که در این مقاله به منظور تجزیه و تحلیل های اقتصادسنجی از نرم افزار Eviews9.0 استفاده است.

۴. برآورد مدل و تحلیل نتایج

قبل از برآورد مدل به روش آزمون هم‌انباشتگی یوهانسن، بایستی ابتدا نسبت به مانایی و نامانایی سری‌های زمانی مورد استفاده در مدل اطمینان حاصل شود. علاوه بر این، به منظور انجام آزمون علیت گرنجری تودا و یاماموتو، اطلاع از درجه مانایی متغیرها لازم است. بنابراین باید پیش از ذکر نتایج آزمون‌ها درجه مانایی متغیرها تعیین شود. به این منظور از آزمون دیکی - فولر تعمیم یافته (ADF)^۱ در حالتی که در آن مدل دارای عرض از مبدأ و متغیر روند است، استفاده شده است. نتایج این آزمون در جدول (۲) آمده است. بر اساس نتایج این جدول و سطوح احتمال محاسبه شده کلیه متغیرها در سطح ۵ درصد نامانا بوده، اما پس از یک بار تفاضل گیری به صورت مانا درآمده‌اند. لذا کلیه متغیرها، مانا از مرتبه I(1) هستند.

جدول ۲. نتایج آزمون ریشه واحد دیکی فولر تعمیم یافته

درجه مانایی	متغیر	ADF(prob)	متغیر	ADF(prob)
I(1)	unemployment	-۳/۶۵۱ (۰/۰۵۱)	$\Delta(\text{unemployment})$	-۴/۸۶۱ (۰/۰۰۵)
I(1)	growth	-۳/۵۵۶ (۰/۰۶۱)	$\Delta(\text{growth})$	-۴/۸۶۲ (۰/۰۰۵)
I(1)	non-def/gdp	-۲/۱۶۴ (۰/۴۸۳)	$\Delta(\text{non-def/gdp})$	-۴/۵۴۹ (۰/۰۰۹)
I(1)	def/gdp	-۳/۵۶۸ (۰/۰۶۲)	$\Delta(\text{def/gdp})$	-۴/۷۰۶ (۰/۰۰۷)

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

تحلیل‌های هم‌انباشتگی یوهانسن و آزمون علیت تودا و یاماموتو مستلزم تعیین طول وقفه بهینه در الگوی VAR است. در این مطالعه برای تعیین طول وقفه بهینه در مدل مورد بررسی، از معیارهای حداکثر راست‌نمایی (LR)، خطای نهایی پیش‌بینی (FPE)، آکائیک (AIC)، شوارتز - بیزین (SC) و هنان - کوئین (HQ) استفاده شده است. نتایج محاسبه مقدار این معیارها در جدول (۳) آمده است. بر اساس نتایج جدول (۳)، وقفه بهینه الگو ۳ انتخاب می‌شود.

1. Augmented Dicky Fuller

جدول ۳. نتایج تعیین وقفه بهینه مدل در الگوی VAR

وقفه	LR	FPE	AIC	SC	HQ
۰	NA	۲۶/۸۴۸	۱۴/۶۴۱	۱۴/۸۴۰	۱۴/۶۷۵
۱	۳۰/۴۶۵	۱۷/۲۶۴	۱۴/۱۴۹	۱۵/۱۴۴	۱۴/۳۱۸
۲	۲۳/۱۲۹	۱۲/۱۶۱	۱۳/۵۲۱	۱۵/۳۱۰	۱۳/۸۲۴
۳	۳۱/۵۲۱*	۰/۸۳۷*	۹/۹۵۱*	۱۲/۵۳۶*	۱۰/۳۸۹*

مأخذ: محاسبات تحقیق

حال با استفاده از روش یوهانسن به برآورد ضرایب بلندمدت الگو می‌پردازیم. بدین منظور ابتدا می‌بایست با استفاده از آزمون اثر و آزمون حداکثر مقدار ویژه تعداد بردارهای هم‌انباشت‌کننده (هم‌جمع) را مشخص نماییم. نتایج این آزمون‌ها در جدول (۴) آمده است. با توجه به نتایج آزمون‌های اثر و بزرگ‌ترین مقدار ویژه وجود ۲ بردار هم‌انباشتگی در سطح ۵ درصد تأیید می‌شود.

جدول ۴. نتایج آزمون‌های هم‌انباشتگی

آزمون اثر				آزمون حداکثر مقدار ویژه			
مقدار بحرانی در سطح ۵ درصد	آماره آزمون	H_1	H_0	مقدار بحرانی در سطح ۵ درصد	آماره آزمون	H_1	H_0
۴۷/۸۵۶	۶۳/۸۸۵	$R \geq 1$	$R = 0$	۲۷/۵۸۴	۲۹/۱۷۴	$R \geq 1$	$R = 0$
۲۹/۷۹۷	۳۴/۷۰۱	$R \geq 2$	$R \leq 1$	۲۱/۱۳۲	۲۵/۵۵۴	$R \geq 2$	$R = 1$
۱۵/۴۹۵	۱۲/۸۸۵	$R \geq 3$	$R \leq 2$	۱۱/۲۶۵	۸/۵۸۲	$R \geq 3$	$R = 2$
۳/۸۴۱	۰/۰۰۸	$R \geq 4$	$R \leq 3$	۳/۸۴۱	۰/۰۰۸	$R \geq 4$	$R = 3$

مأخذ: محاسبات تحقیق

بردار هم‌انباشتگی نرمال شده به همراه انحراف معیار متغیرها در جدول (۵) آمده است. این بردار نشان‌دهنده رابطه تعادلی بلندمدتی است که بین متغیرهای الگو برقرار است. علامت ضرایب محاسبه شده با توجه به مبانی نظری و مطالعات تجربی، انتظار ما را در تخمین روابط بلندمدت برآورده می‌کنند. از تقسیم ضرایب متغیرها بر انحراف معیار، مقادیر آماره t به دست می‌آید که معنادار بودن ضرایب متغیرها را در سطح ۹۵ درصد نشان می‌دهد. محاسبه آماره t نشان می‌دهد کلیه ضرایب محاسبه شده در این سطح معنادارند.

جدول ۵. نتایج برآورد بردار هم‌انباشتی نرمال شده برای متغیرهای مدل

C (عرض از مبدأ)	def/gdp	non-def/gdp	growth	unemployment
۲۰/۵۴۲	۰/۶۵۱ (۰/۱۲۱)	-۰/۲۶۴ (۰/۰۵۶)	-۰/۰۸۱ (۰/۰۳۹)	-۱

*مقادیر داخل پرانتز نشان‌دهنده انحراف معیار هستند.

مأخذ: محاسبات تحقیق

بر اساس نتایج جدول (۵)، می‌توان رابطه تعادلی بلندمدت بین متغیرهای مدل را به صورت زیر

نشان داد:

$$\text{unemployment}_t = 20.542 - 0.081\text{growth}_t - 0.264\left(\frac{\text{non-def}}{\text{gdp}}\right)_t + 0.651\left(\frac{\text{def}}{\text{gdp}}\right)_t$$

نتایج به دست آمده نشان می‌دهد که بیکاری از رشد اقتصادی تأثیر منفی می‌پذیرد؛ به طوری که افزایش رشد اقتصادی به میزان ۱ درصد، در بلندمدت ۰/۰۸۱ درصد نرخ بیکاری را کاهش می‌دهد. که این نتیجه به دست آمده بیانگر صدق قانون اوکان (به معنای تأثیر منفی رشد بر بیکاری) است. بدیهی است هرچه میزان تولید یک کشور بالاتر رود، نیاز استخدام نیروی کار، بیشتر شده و سطح اشتغال در آن کشور به اشتغال کامل نزدیک‌تر شده و بیکاری کاهش می‌یابد. ضریب نسبت مخارج غیردفاعی به تولید ناخالص داخلی نیز منفی است و نشان‌دهنده آن است که چنانچه نسبت مخارج غیردفاعی به تولید ناخالص داخلی ۱ درصد افزایش یابد، در بلندمدت نرخ بیکاری، ۰/۲۶۴ درصد کاهش می‌یابد. این نتیجه بیانگر عدم تأیید منحنی آبرامز در بخش غیردفاعی برای ایران است. بر اساس منحنی آبرامز انتظار بر آن است که افزایش مخارج دولت، ازدحام در بخش خصوصی و بالأخص سرمایه‌گذاری خصوصی را کاهش دهد. در نتیجه، رشد بهره‌وری و رقابت بین‌المللی کاهش و نرخ بیکاری افزایش یابد. در توجیه نتیجه به دست آمده و عدم تأیید منحنی آبرامز در بخش غیردفاعی، می‌توان گفت که این ممکن است به این دلیل باشد که در کشورهای در حال توسعه مانند ایران، بخش قابل توجهی از استخدام نیروی انسانی در اختیار دولت است. در واقع دولت در واکنش به نرخ‌های بیکاری بالا، با استخدام بیشتر نیروی کار باعث افزایش مخارج غیردفاعی خود می‌شود. در عین حال می‌توان گفت به دلیل ضعیف بودن زیرساخت‌ها در کشورهای در حال توسعه مانند

ایران، مخارج بیشتر دولت‌ها در این کشورها باعث تقویت شرایط کارآفرینی و اشتغال می‌شود. مجموع این دلایل باعث به وجود آمدن تأثیر منفی مخارج غیردفاعی دولت بر نرخ بیکاری می‌شود (انصاری سامانی و خیل کردی، ۱۳۹۵).

تأثیر بلندمدت و کوتاه‌مدت سهم مخارج دفاعی از GDP بر نرخ بیکاری به‌عنوان موضوع اصلی این تحقیق، مثبت و معنادار است؛ به گونه‌ای که با افزایش یک درصدی در این سهم، در بلندمدت، نرخ بیکاری در ایران حدود ۰/۶۵۱ درصد افزایش خواهد یافت که این نتیجه تأییدکننده منحنی آبرامز در بخش دفاعی اقتصاد ایران است و بیانگر آن است که افزایش مخارج دفاعی در ایران، منجر به افزایش سطح بیکاری خواهد شد. نتیجه به‌دست آمده با نتایج مطالعات بارکر و همکاران (۱۹۹۱)، ییلدریم و سزگین (۲۰۰۳) و کیونگ و جانها (۲۰۱۵) همسو و با نتایج مطالعات وینگ (۱۹۹۱) و مالیزارد (۲۰۱۴) در تضاد است.

پس از شناسایی رابطه بلندمدت بین متغیرهای مدل، به بررسی رابطه علیت بین این متغیرها با استفاده از آزمون علیت گرنجری تودا و یاماموتو می‌پردازیم. آزمون‌های مانایی برای کلیه متغیرهای مدل مورد بررسی در جدول (۲) نشان داد که این متغیرها در سطح ناماننا بوده و حداکثر درجه انباشتگی آن‌ها یک است. تعداد وقفه‌های بهینه مدل نیز بر اساس جدول (۳)، ۳ محاسبه شده است. بنابراین مرتبه (VAR) آزمون علیت گرنجری تودا و یاماموتو یعنی $k + d_{\text{Max}} = 4$ است. از آنجا که هدف بررسی رابطه مخارج دفاعی و نرخ بیکاری است، نتایج آزمون علیت گرنجری تودا و یاماموتو را فقط برای این دو متغیر ذکر نموده‌ایم. این نتایج در جدول (۶) آمده است. بر اساس نتایج این جدول (آماره والد تعمیم‌یافته و سطوح احتمال محاسبه‌شده) فرضیه صفر، مبنی بر عدم رابطه علیت از سمت متغیر مخارج دفاعی به نرخ بیکاری در سطح ۱ درصد رد می‌شود. در مقابل، فرضیه صفر بیکاری علت گرنجری مخارج دفاعی نیست، پذیرفته می‌شود. بر این اساس می‌توان گفت که بین متغیرهای مخارج دفاعی و بیکاری، یک رابطه علیت یک‌طرفه از سمت مخارج دفاعی به بیکاری در ایران طی دوره مورد بررسی وجود داشته است. نتیجه به‌دست آمده همسو با نتایج مطالعات آبل (۱۹۹۰) و تانگ و همکاران (۲۰۰۹) است.

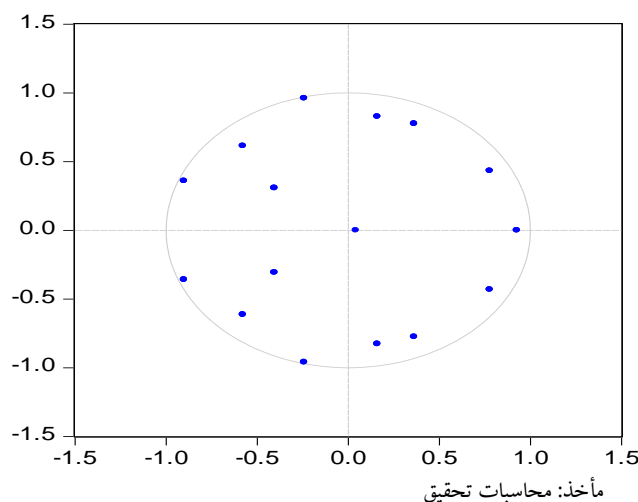
جدول ۶. نتایج آزمون علیت گرنجری نودا و یاماموتو بین مخارج دفاعی و رشد اقتصادی

جهت علیت	احتمال (Prob)	آماره والد تعمیم یافته (M-Wald)	وقفه آزمون (k + d _{Max})	وقفه بهینه (k)	فرضیه صفر (H ₀)
$\frac{def}{gdp}$ → unemployment	۰/۰۰۰۰ ۰/۳۳۱۳	۲۹۰/۱۹۹ ۴/۵۹۶	۱+۳=۴	۳	مخارج دفاعی (def/gdp) علیت گرنجری بیکاری نیست (unemployment) بیکاری (unemployment) علیت گرنجری مخارج دفاعی نیست (def/gdp)

مأخذ: محاسبات تحقیق

در صورت عدم ثبات الگوی VAR، نتایج به دست آمده قابل اطمینان نیستند. به منظور بررسی پایداری مدل VAR تخمین زده شده از نمودار AR استفاده می‌کنیم. این نمودار معکوس ریشه‌های مشخصه یک فرایند AR را نشان می‌دهد. اگر قدر مطلق تمام این ریشه‌ها کوچک‌تر از واحد باشند و داخل دایره واحد قرار گیرند، مدل VAR تخمین زده شده پایدار است (فرزانگان^۱، ۲۰۱۱). شکل (۲) نشان می‌دهد که تقریباً معکوس همه ریشه‌های مشخصه، داخل دایره واحد قرار می‌گیرند و مدل VAR تخمینی این تحقیق، شرط پایداری را تأمین می‌کند.

Inverse Roots of AR Characteristic Polynomial



مأخذ: محاسبات تحقیق

شکل ۲. پایداری مدل VAR

1. Farzanegan

۵. جمع‌بندی و نتیجه‌گیری

در راستای بررسی تأثیر بلندمدت مخارج دفاعی بر بیکاری و آزمون منحنی آبرامز در بخش دفاعی اقتصاد ایران، این مقاله از روش هم‌انباشتگی یوهانسن - یوسلیوس و آزمون علیت گرنجری تودا و یاماموتو طی سال‌های ۱۳۹۶-۱۳۷۵ استفاده کرده است. نتایج آزمون دیکی - فولر تعمیم‌یافته (ADF) برای متغیرهای مدل حاکی از آن است که همه متغیرها $I(1)$ و از درجه انباشتگی واحد برخوردارند. همچنین بر اساس آزمون هم‌انباشتگی یوهانسن - یوسلیوس وجود دو بردار هم‌انباشتگی بین این متغیرها تأیید می‌شود. نتایج ضرایب این بردار پس از نرمال کردن مؤید این مطلب است که در بلندمدت رابطه متغیرهای نسبت مخارج غیردفاعی به تولید ناخالص داخلی و رشد اقتصادی، با نرخ بیکاری منفی و معنادار است؛ اما سهم مخارج دفاعی از تولید ناخالص داخلی با بیکاری رابطه مثبت و معنادار دارد (تأیید منحنی آبرامز در بخش دفاعی اقتصاد ایران). نتایج حاصل از آزمون علیت تودا و یاماموتو نیز نشان‌دهنده رابطه علیت یک‌طرفه از سمت متغیر سهم مخارج دفاعی از تولید ناخالص داخلی به متغیر نرخ بیکاری است.

با توجه به اهم نتایج این تحقیق مبنی بر تأثیر منفی مخارج غیردفاعی دولت و تأثیر مثبت مخارج دفاعی دولت بر نرخ بیکاری، مهم‌ترین توصیه سیاستی این تحقیق، کوچک شدن اندازه دولت در بخش دفاعی جهت کاهش بیشتر نرخ بیکاری است. چراکه با توجه به کمبود منابع و محدودیت بودجه در کشورهای در حال توسعه مانند ایران، افزایش مخارج دفاعی، دولت را برای هزینه در بخش‌های سرمایه‌ای و زیربنایی و همچنین انواع مخارج سرمایه‌گذاری که موجب تحریک اشتغال می‌شود، با محدودیت مواجه خواهد کرد. این امر می‌تواند در تعامل مثبت با سایر کشورها محقق شود. در غیر این صورت، توصیه می‌شود که سیاستمداران و برنامه‌ریزان کشور، 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 و بهبود وضعیت اشتغال را فراهم کنند.

منابع

- انصاری سامانی، حبیب و رباب خیل کردی (۱۳۹۵). «تأثیر اندازه دولت بر بیکاری: بررسی منحنی آبرامز در کشورهای توسعه یافته و در حال توسعه». فصلنامه مدل‌سازی اقتصادسنجی. دوره ۲. شماره ۱. صص ۱۳۴-۱۱۳.
- زراع‌نژاد، منصور و عبدالکریم حسین‌پور (۱۳۹۵). «اثر اندازه دولت بر روی نرخ بیکاری در ایران». فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی. شماره ۱. صص ۲۰۹-۱۹۱.
- کریمی پتافلار، سعید؛ نادمی، یونس و هدی زبیری (۱۳۹۴). «اندازه دولت و بیکاری در اقتصاد ایران». فصلنامه رشد و توسعه اقتصادی. دوره ۵. شماره ۱۸. صص ۶۴-۵۱.
- فطرس، محمدحسن و ابوالقاسم گل‌خندان (۱۳۹۶). «تأثیر مخارج نظامی بر بیکاری در کشورهای منتخب در حال توسعه با استفاده از رهیافت میانگین گروهی تلفیقی». فصلنامه سیاست‌گذاری پیشرفت اقتصادی. شماره ۳. صص ۶۹-۵۱.
- مولایی، محمد؛ گل‌خندان، ابوالقاسم و داود گل‌خندان (۱۳۹۳). «رابطه مخارج دفاعی و رشد اقتصادی در ایران». فصلنامه راهبرد اقتصادی. شماره ۹. صص ۹۹-۷۳.
- نوفرستی، محمد. (۱۳۸۹). ریشه واحد و همجمعی در اقتصادسنجی. انتشارات رسا.
- Abell, J. D. (1990). "Defense spending and unemployment rates: an empirical analysis disaggregated by race". *Cambridge Journal of Economics*, Vol. 14 (4), PP. 405-419.
- Abell, J. D. (1992). "Defense spending and unemployment rates". *American Journal of Economics and Sociology*, Vol. 51 (1), PP. 27-42.
- Abrams, B. A. (1999). "The effect of government size on the unemployment rate". *Public Choice*, Vol. 99 (3-4), PP. 395-401.
- Ando, S. (2009). "The impact of defense expenditure on economic growth: panel data analysis based on the Feder model". *The International Journal of Economic Policy Studies*, Vol. 4 (8), PP. 141-154.
- Barker, T., Dunne, P., & Smith, R. (1991). "Measuring the peace dividend in the United Kingdom". *Journal of Peace Research*, Vol. 28 (4), PP. 345-358.
- Benoit, E. (1973). *Defense and economic growth in developing countries*. Boston, MA: Health and CO, Lexington Books.
- Chester, E. (1978). "Military spending and capitalist stability". *Cambridge Journal of Economics*, Vol. 2 (3), PP. 293-298.
- Dunne, J. P., & Smith, R. (1990). "Military expenditure and employment in the OECD". *Defense Economics*, Vol. 1, PP. 57-73.

- **Dunne, P., & Watson, D.** (2005). "Manufacturing labor demand, technological progress and military expenditure". *Frontiers in Finance and Economics*, Vol. 2 (1), PP. 18-30.
- **Enders, W.** (1995). *Applied Econometric Time Series*. John Wiley Sons, Ince. USA, P. 433.
- **Farzanegan, M.R.** (2011). "Military Spending and Economic Growth: The Case of Iran". *MPRA Paper*, No. 35498.
- **Griffin, L. J., Devine, J. A., & Wallace, M.** (1982). "Monopoly capital, organized labor, and military expenditures in the United States, 1949-1976". *American Journal of Sociology*, Vol. 88, S113-S153.
- **Hooker, M. A., & Knetter, M. M.** (1997). "The effects of military spending on economic activity: Evidence from state procurement spending". *Journal of Money, Credit, and Banking*, PP. 400-421.
- **Huang, J. T. & Kao, A. P.** (2005). "Does defense spending matter to employment in Taiwan?". *Defense and Peace Economics*, Vol. 16 (2), PP. 101-115.
- **Johansen and Juselius, K.** (1990) "Maximum Likelihood Estimation and Inference on Co-integration—with Applications to the Demand for Money". *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol. 52 (2), PP. 169–210.
- **Karras, G.** (1993). "Employment and output effects of government spending: is government size important?", *Economic Inquiry*, Vol. 31 (3), PP. 354-369.
- **Khan, M.A.** (2016). "Military expenditures and unemployment nexus for selected South Asian Countries". *Social Indicators Research*.
- **Malizard, J.** (2014). "Defense spending and unemployment in France". *Defense and Peace Economics*, Vol. 25 (6), PP. 635-642.
- **Michael, C., & Stelios, R.** (2017). "Defense spending and unemployment: Evidence from southern European countries". *Peace Economics, Peace Science and Public Policy*, Vol. 23 (1).
- **Navarro, M. S. & Cabello, M. V.** (2015). "The causal relationship between military spending and unemployment in the EU15". Available at SSRN: <https://ssrn.com/abstract=2550136> or <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.2550136>.
- **Paul, S.** (1996). "Defense spending and unemployment rates: an empirical analysis for the OECD". *Journal of Economic Studies*, Vol. 23(2), PP. 44-54.
- **Payne, J. E., & Ross, K. L.** (1992). "Defense spending and the macro economy". *Defense and Peace Economics*, Vol. 3 (2), PP. 161-168.
- **Qiong, L., & Junhua, H.** (2015). "Military expenditure and unemployment in China". *Procedia Economics and Finance*, Vol. 30, PP. 498-504.
- **Shan, J. & F. Sun** (1998). "Export-Led Growth Hypothesis: Further Econometric Evidence from China". *Applied Economics*, Vol. 30, PP. 1055-1056.
- **Smith, R. P.** (1977). "Military expenditure and capitalism". *Cambridge Journal of Economics*, Vol. 1 (1), PP. 61-76.

- **Tang, J. H., Lai, C. C., & Lin, E. S.** (2009). "Military expenditure and unemployment rates: Granger causality tests using global panel data". *Defense and Peace Economics*, Vol. 20 (4), PP. 253-267.
- **Toda, H.Y. & T. Yamamoto** (1995). "Statistical inference in vector auto regression with possibly integrated processes". *Journal of Econometrics*, Vol. 66, PP. 225-250.
- **Wing, M. M.** (1991). "Defense spending and employment in Indonesia". *Defense and Peace Economics*, Vol. 3 (1), PP. 83-92.
- **Yildirim, J., & Sezgin, S.** (2003). "Military expenditure and employment in Turkey". *Defense and Peace Economics*, Vol. 14 (2), PP. 129-139.
- **Yildirim, J., Ocal, N., & Keskin, H.** (2011). "Military expenditures, economic growth and spatial spillovers: A global perspective". In *International Conference on Applied Economics-ICOAE*.
- **Zhong, M., Chang, T., Tang, D. P., & Wolde-Rufael, Y.** (2015). "The causal nexus between military spending and unemployment in the G7: a bootstrap panel causality test". *Defense and Peace Economics*, Vol. 26(6), PP. 609-622.