

فصلنامه سیاست‌گذاری پیشرفت اقتصادی دانشگاه الزهرا (س)
سال پنجم، شماره سوم، پاییز ۱۳۹۶ (پیاپی ۱۶)

تأثیر مخارج نظامی بر بیکاری در کشورهای منتخب در حال توسعه با استفاده از رهیافت میانگین گروهی تلفیقی^۱

محمدحسن فطرس^۲ و ابوالقاسم گل خندان^۳

تاریخ دریافت: ۱۳۹۶/۴/۱۲

تاریخ پذیرش: ۱۳۹۶/۶/۱۷

چکیده

در مقاله حاضر، تأثیر مخارج نظامی بر نرخ بیکاری در کشورهای منتخب در حال توسعه طی دوره زمانی ۲۰۱۴-۱۹۹۵ بررسی می‌شود. به این منظور، نخست یک مدل با حضور متغیرهای اساسی مؤثر بر بیکاری در کنار متغیر سهم مخارج نظامی از GDP طراحی شده و با استفاده از آزمون‌های هم‌انباشتگی پانلی، وجود رابطه تعادلی بلندمدت بین متغیرهای مدل به تأیید رسیده و در پایان، از رهیافت میانگین گروهی تلفیقی (PMG)، به منظور اندازه‌گیری رابطه‌های بلندمدت و کوتاه‌مدت استفاده شده است. یافته‌های این تحقیق نشان‌دهنده تأثیر مثبت سهم مخارج نظامی از GDP، بر نرخ بیکاری در کشورهای مورد مطالعه است (تأیید منحنی آبرامز در بخش نظامی). در مقابل، اثر سهم مخارج غیرنظامی از GDP، بر نرخ بیکاری کشورهای منتخب در حال توسعه، منفی می‌باشد (عدم تأیید منحنی آبرامز در بخش غیرنظامی). بر اساس سایر نتایج، رشد اقتصادی و نرخ تورم اثر منفی بر نرخ بیکاری

۱. شناسه دیجیتال (DOI): 10.22051/edp.2018.19419.1143

۲. استاد اقتصاد دانشگاه بوعلی سینا، همدان؛ fotros@basu.ac.ir

۳. دانشجوی دکتری دانشگاه لرستان (نویسنده مسئول)؛ golkhandana@gmail.com

داشته‌اند که به ترتیب تأییدی بر صحت قانون اوکان و منحنی فیلیپس در اقتصاد کشورهای مورد مطالعه است.

واژگان کلیدی: بیکاری، مخارج نظامی، میانگین گروهی تلفیقی، کشورهای در حال توسعه، منحنی آبرامز
طبقه‌بندی JEL: O41, H56, C23

۱. مقدمه

موضوع اقتصاد و رابطه آن با نظامی‌گری، بحث بسیار مهم و پیچیده‌ای است که از زوایای مختلف قابل تأمل و بررسی است. اقتصاد از ناحیه فعالیت‌های نظامی می‌تواند رشد یابد و هم مورد آسیب قرار گیرد. بعضی از کشورها از طریق تولید و فروش تسلیحات جنگی توانسته‌اند ارزش قابل توجهی به دست آورند. شعله‌ور شدن آتش جنگ در نقاط مختلف جهان تا حدودی متأثر از ملاحظات اقتصادی تولیدکنندگان این سلاح‌ها است 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 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 فرایند توسعه را تحت تأثیر قرار می‌دهد (دیزجی و همکاران، ۱۳۸۸: ۱۱۸).

یکی از متغیرهای کلان اقتصادی که می‌تواند از مخارج نظامی تحت تأثیر قرار گیرد، بیکاری است. بیکاری یکی از اصلی‌ترین چالش‌های پیش روی کشورهای در حال توسعه 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 هست. دولت با ارائه کالاهای عمومی، سهم عمده‌ای در تولید ناخالص داخلی دارد و می‌تواند نرخ بیکاری را تحت تأثیر قرار دهد. مهم‌تر آنکه سازوکار بازار به تنهایی نمی‌تواند تمام وظایف اقتصادی را انجام دهد و سیاست‌های دولت برای هدایت، اصلاح و تکمیل آن لازم است (زرانژاد 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. البته باید گفت که تاکنون مطالعات گسترده‌ای تأثیر مخارج کل دولت (اندازه دولت) را بر بیکاری مورد بررسی و آزمون تجربی قرار داده‌اند؛ اما بسیاری از

مطالعات تجربی جدید نظیر مطالعات مالیزارد^۱ (۲۰۱۴)، کیونگ و جانهاوا^۲ (۲۰۱۵) و میکائیل و استلیئوس^۳ (۲۰۱۷) نشان داده‌اند که نوع و شدت اثرگذاری مخارج نظامی و غیرنظامی دولت بر بیکاری می‌تواند متفاوت باشد و می‌باید در بررسی‌های تجربی این دو مخارج از هم تفکیک شوند. با توجه به این نکات، هدف اصلی این مقاله بررسی و آزمون تأثیر هزینه‌های نظامی و غیرنظامی دولت بر بیکاری در کشورهای منتخب در حال توسعه طی سال‌های ۲۰۱۴-۱۹۹۵ است.

۲. ادبیات موضوع

۲-۱. مبانی نظری

بررسی تأثیر مخارج دفاعی (نظامی) بر متغیرهای کلان اقتصادی در علم «اقتصاد دفاع»^۴ 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. به‌طور کلی، مخارج دفاعی به‌عنوان 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^۵، 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^۶ (۱۹۷۳) بوده است (مالیزارد، ۲۰۱۴: ۶۳۶). وی اثر مثبت مخارج نظامی را بر رشد اقتصادی ۴۴ کشور کمتر توسعه‌یافته طی سال‌های ۱۹۵۰-۶۵ نتیجه‌گیری کرد.

مطالعه بنوا سبب شد بعدها مطالعات گسترده دیگری در این زمینه و آثار مخارج نظامی بر سایر متغیرها با استفاده از روش‌های توسعه‌یافته‌تری انجام شود. به‌طور کلی، تأثیر مخارج نظامی بر متغیرهای کلان اقتصادی و بویژه رشد اقتصادی را می‌توان بر اساس دو نظریه مورد بررسی قرار داد. بر اساس نظریه اول، 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 و بدهی‌های خارجی و گسترش حجم پول، باعث کاهش رشد اقتصادی می‌شود (ییلدریم و همکاران^۷، ۲۰۱۱). علاوه بر این، چنانچه هزینه‌های نظامی عمدتاً صرف واردات تجهیزات و ادوات نظامی شود - که در کشورهای در حال توسعه، معمولاً این چنین است - با توجه به تأثیر منفی آن بر روی تراز تجاری، می‌تواند رشد اقتصادی را کاهش دهد (گل‌خندان و همکاران، ۱۳۹۴).

1. Malizard

2. Qiong & Junhua

3. Michael & Stelios

4. Defense Economics

5. Ando

6. Benoit

7. Yildirim *et al.*

اما نظریه دوم معتقد است که افزایش مخارج نظامی با استفاده از نیروی کار مجرب، سرمایه‌گذاری‌های مناسب، صادرات جنگ‌افزارهای دفاعی، ایجاد امنیت و به‌طور کلی افزایش سطح تقاضا، رشد اقتصادی را افزایش می‌دهد (پیلدریم و همکاران، ۲۰۱۱). در این راستا، رابطه بین هزینه‌های دفاعی و رشد اقتصادی را می‌توان بر اساس مثال کلاسیکی «جایگزینی اسلحه با رفاه»^۱ نیز تشریح کرد. بر این اساس، خرید اسلحه با توجه به کمبود ارز، منابع موجود را برای وارد کردن کالاهای واسطه‌ای و سرمایه‌گذاری در جهت بهبود رشد اقتصادی بلندمدت پایدار، کاهش می‌دهد (نارایان و اسمیت^۲، ۲۰۰۹: ۲).

یکی دیگر از این متغیرهای کلان اقتصادی که می‌تواند از هزینه‌های نظامی متأثر شود، بیکاری است. البته باید توجه کرد که 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^۳ (۱۹۹۹) بر می‌گردد. 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).

به‌طور کلی، دلایل متعددی وجود دارد که موجب می‌شود در پی بزرگ‌تر شدن اندازه دولت، بیکاری به‌طور نامطلوب تحت تأثیر قرار گیرد و نرخ آن افزایش یابد. از جمله این دلایل، می‌توان به اثر جانشینی جبری^۴ برای بخش خصوصی بویژه سرمایه‌گذاری خصوصی، کوچک‌تر شدن نسبی بخش خصوصی، اختلال در عملکرد بازار کار، کاهش هزینه بیکارشدن 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^۵، 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

-
1. Guns Verses Butter Trade Off
 2. Narayan & Smith
 3. Abrams
 4. Crowding Out Effect
 5. Karras

کانال‌ها از طریق «اثرات بهره‌وری-بهبود»^۱ می‌باشد؛ که نشان می‌دهد، توسعه نظامی ممکن است بهره‌وری نیروی کار را از شیوه‌های مختلف بهبود بخشد. به‌عنوان مثال، از طریق سرریز تکنولوژی 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 ارتقاء بهره‌وری نیروی کار نیز تقاضای نیروی کار افزایش و بیکاری کاهش می‌یابد. در مقابل این کانال، ممکن است، «اثرات انحراف مالیاتی»^۲ (آنچه که اقتصاددانان زیان مرده می‌نامند) به‌وجود 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. به‌عبارت دیگر، مالیات‌های بیشتر برای تأمین مخارج نظامی، به‌معنای کاهش درآمد قابل تصرف خانوارها و با ثابت بودن سایر شرایط به‌معنای 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»^۳ نیز وجود داشته باشد. به‌عنوان 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 به‌آسانی امکان‌پذیر نیست و در نتیجه می‌تواند باعث ایجاد بیکاری اصطلاحی شود (ژانگ و همکاران^۴، 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^۵، 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).

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، تعیین‌کننده سطح مخارج نظامی باشد. به‌عنوان مثال، آبل^۶ (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

-
1. Productivity-Improving Effect
 2. Tax Distortion Effects
 3. Reallocation Effects
 4. Zhong *et al.*
 5. Dunne & Watson
 6. Abell

هزینه‌های نظامی به‌عنوان یک مکانیسم ضد ادواری، به‌منظور مطمئن‌ساختن سود برای سرمایه انحصاری و اشتغال نیروی کار سازمان‌یافته مورد استفاده قرار گیرد (گریفین و همکاران^۱، ۱۹۸۲). از این رو در بعضی از مطالعات تجربی، رابطه علیت بین این دو متغیر مورد بررسی قرار گرفته است.

۲-۲. پیشینه تحقیق

تاکنون مطالعات داخلی متعددی در زمینه اندازه دولت و اشتغال (یا بیکاری) انجام شده است. به‌عنوان مثال می‌توان به مطالعات کریمی پتانلار و همکاران (۱۳۹۴)، زراءنژاد و حسین‌پور (۱۳۹۵) و انصاری سامانی و خیل کردی (۱۳۹۵) اشاره کرد. اما تاکنون در هیچ مطالعه داخلی تأثیر مخارج نظامی بر بیکاری مورد بررسی قرار نگرفته، و با توجه به این نکات مهم مطالعات خارجی انجام‌شده در زمینه موضوع تحقیق در ادامه آمده است.

ادبیات تجربی در زمینه رابطه هزینه‌های نظامی و بیکاری، یافته‌های مختلفی را نشان می‌دهد. در یکی از نخستین مطالعات در این زمینه، اسمیت^۲ (۱۹۷۷) یک رابطه مثبت بین هزینه‌های نظامی و نرخ بیکاری بر اساس داده‌های آماری ۸ کشور به‌دست آورد. چستر^۳ (۱۹۷۸) نشان داده است که هیچ مدرک قانع‌کننده‌ای برای ارتباط بین مخارج نظامی و نرخ بیکاری وجود ندارد. دون و اسمیت^۴ (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 توجه‌ای بر نرخ بیکاری نداشته است.

در مقابل، آبل (۱۹۹۰) نشان داده است که هزینه‌های دفاعی علیت گرنجری بیکاری در ایالات متحده است. بارکر و همکاران^۵ (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^۶ (۱۹۹۱) نشان داد که مخارج دفاعی منجر به اشتغال قابل توجه‌ای در اندونزی بین سال‌های ۱۹۷۸ و ۱۹۸۰ شده است.

پین و راس^۱ (۱۹۹۲) با استفاده از یک مدل خودرگرسیون برداری بدون محدودیت، با داده‌های سری زمانی سه ماهه نشان داده‌اند که هیچ رابطه علت و معلولی بین هزینه‌های دفاعی و نرخ بیکاری در ایالات متحده وجود ندارد.

1. Griffin *et al.*

2. Smith

3. Chester

4. Dunne & Smith

5. Barker *et al.*

6. Wing

پائول^۲ (۱۹۹۶) دریافت که رابطه علی بین هزینه‌های نظامی و غیرنظامی با بیکاری، در ۱۸ کشور OECD طی دوره زمانی ۸۸-۱۹۶۲ یکسان نیست.

هوکر و کنتر^۳ (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^۴ (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^۵ (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.

تانگ و همکاران^۶ (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.

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.

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.

کیونگ و جانهاوا (۲۰۱۵) با استفاده از داده‌های سالیانه کشور چین طی دوره زمانی ۲۰۱۳-۱۹۹۱

-
1. Payne & Ross
 2. Paul
 3. Hooker & Knetter
 4. Yildirim & Sezgin
 5. Huang & Kao
 6. Tang *et al.*

و به کارگیری روش ARDL نشان داده‌اند که مخارج نظامی بر خلاف مخارج غیرنظامی اثر مثبت بر بیکاری این کشور داشته 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.

خان^۲ (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 استیلیئوس (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.

۳. مدل و روش تحقیق

در این مطالعه به منظور بررسی اثر مخارج نظامی بر نرخ بیکاری در کشورهای منتخب در حال توسعه، با الهام از مطالعات تجربی مالیزارد (۲۰۱۴) و کیونگ و جانهاوا (۲۰۱۵) و ارائه تعدیلاتی از جمله اضافه کردن متغیر نرخ تورم، از مدل زیر استفاده شده است:

$$u_{it} = \beta_0 + \beta_1(g)_{it} + \beta_2(m)_{it} + \beta_3(nm)_{it} + \beta_4(i)_{it} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

در رابطه فوق، I نشان دهنده کشورهای منتخب در حال توسعه^۳ $(i=1, \dots, 30)$ ، t نشان دهنده بازه زمانی تحقیق (۲۰۱۴-۱۹۹۵)، β_0 اثر ثابت کشورها و ε_{it} جزء خطا تصادفی است. سایر متغیرهای مدل به صورت زیر تعریف شده‌اند: u : نرخ بیکاری (بر حسب درصد)؛ g : نرخ رشد تولید ناخالص داخلی (GDP) (بر حسب درصد)؛ m : سهم مخارج نظامی دولت از GDP (بر

1. Navarro & Cabello

2. Khan

۳. کشورهای منتخب در حال توسعه در این مقاله عبارتند از: ایران، الجزایر، آذربایجان، مجارستان، بنگلادش، بولیوی، برزیل، کامرون، شیلی، اندونزی، جیبوتی، اکوادور، مصر، غنا، گواتمالا، مالزی، لهستان، اسلوانی، هند، اردن، مکزیک، نیجریه، عمان، پاکستان، آفریقای جنوبی، تایلند، تونس، ونزوئلا، پرو و قرقیزستان. این کشورها به روش نمونه‌گیری حذف سیستماتیک انتخاب شده‌اند. به این صورت که در ابتدا تمام کشورهای در حال توسعه به عنوان نمونه انتخاب شده‌اند و بعد از جمع‌آوری داده‌های تمام این کشورها، کشورهایی که داده‌های مناسب با گسترده زمانی کافی برای تحلیل پویایی‌های زمانی را دارند، در نمونه باقی می‌مانند.

حسب درصد؛ nm: سهم مخارج غیرنظامی دولت از GDP (بر حسب درصد)؛ \dot{a} : نرخ تورم (بر حسب درصد). اطلاعات مربوط به داده‌های آماری متغیرها از مؤسسه بین‌المللی تحقیقات صلح استکهلم (SIPRI) و شاخص‌های توسعه جهانی^۱ (WDI) متعلق به بانک جهانی جمع‌آوری شده است.

در قسمت روش تحقیق، نخست با استفاده از آزمون‌های ریشه واحد پانلی، به بررسی مانایی داده‌ها پرداخته شد. سپس، هم‌انباشتگی داده‌ها با استفاده از آماره‌های هم‌انباشتگی پانلی آزمون و در آخر نیز بردار هم‌انباشتگی، توسط روش میانگین گروهی تلفیقی (PMG) (که دارای ویژگی‌های مناسبی نسبت به سایر برآوردهای داده‌های پانلی بوده و در مطالعات داخلی گذشته کمتر مورد توجه قرار گرفته است) استخراج شده است.

مدل‌های پانل دیتای پویا را می‌توان به وسیله روش‌های مختلفی مانند اثرات ثابت (FE)، اثرات تصادفی (RE) و گشتاورهای تعمیم‌یافته (GMM) برآورد کرد. در این روش‌ها فقط جزء عرض از مبدأ در بین مقاطع متفاوت است و ضرایب برآوردی نیز، در صورت بزرگ‌بودن بازه زمانی منجر به نتایج گمراه‌کننده‌ای می‌شوند (بنگاک و اگو، ۲۰۱۱). در راستای رفع این محدودیت‌ها، پسران و همکاران^۳ (۱۹۹۹) برآوردکننده میانگین گروهی تلفیقی^۴ (PMG) (یا همان ARDL پانلی)، که امکان بررسی همگرایی و تصحیح عدم تعادل را میسر می‌کند، پیشنهاد کرده‌اند. علت این نام‌گذاری آن است که این برآوردکننده، هم شامل تلفیق^۵ و هم، شامل میانگین‌گیری^۶ است. به منظور تشریح این روش، بر اساس مطالعه پسران و همکاران، مدل $ARDL(p, q, q, \dots, q)$ پانلی به صورت زیر در نظر گرفته می‌شود:

$$y_{it} = \sum_{j=0}^q \delta_{ij} x_{i,t-j} + \sum_{j=1}^p \lambda_{ij} y_{i,t-j} + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

که در رابطه فوق، i به تعداد گروه‌ها یا مقاطع (کشورها)، t به دوره زمانی، x_{it} بردار $k \times 1$ متغیرهای توضیحی برای گروه i ، μ_i به جمله اثرات ثابت گروه‌ها، ε_{it} به جمله خطای هر گروه، λ_{ij} به ضرایب وقفه‌های متغیر وابسته و δ_{ij} به بردار $k \times 1$ ضرایب با وقفه و بدون وقفه متغیر مستقل اشاره دارد. اگر تبدیل متغیر:

$$Z_{it} = \Delta Z_{it} + Z_{i,t-1} \quad (3)$$

برای هر متغیر انجام شود، می‌توان رابطه (۲) را به صورت زیر و بر اساس معادله تصحیح خطا پارامتربندی مجدد کرد:

$$\Delta y_{it} = \varphi_i y_{i,t-1} + \beta_i x_{it} + \sum_{j=1}^{p-1} \lambda_{ij}^* \Delta y_{i,t-j} + \sum_{j=0}^{q-1} \delta_{ij}^* \Delta x_{i,t-j} + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

1. World Development Indicators
2. Bangake & Eggoh
3. Pesaran *et al.*
4. Pooled Mean Group
5. Pooling
6. Averaging

که در رابطه فوق (پسران و همکاران، ۱۹۹۹):

$$\varphi_i = -(1 - \sum_{j=1}^p \lambda_{ij}), \beta_i = \sum_{j=0}^q \delta_{ij}, \lambda^*_{ij} = - \sum_{m=j+1}^p \lambda_{im},$$

$$j = 1, 2, \dots, p-1, \delta^*_{ij} = - \sum_{m=j+1}^q \delta_{im}, j = 1, 2, \dots, q-1 \quad (5)$$

با در نظر گرفتن یک سری فروض از جمله این فرض که ریشه‌های چندجمله‌ای $1 - \sum_{j=1}^p \lambda_{ij} Z^j = 0$ همگی خارج از دایره واحد قرار می‌گیرند، مدل ARDL فوق پایدار است. این فرض باعث می‌شود که $\varphi_i < 0$ و یک رابطه بلندمدت متغیرهای مدل به صورت زیر وجود داشته باشد (همان):

$$y_{it} = -\left(\frac{\beta_i}{\varphi_i}\right)x_{it} + \eta_{it} \quad (6)$$

که در رابطه فوق، η_{it} یک فرایند نوفه سفید است و ضرایب بلندمدت $\theta = -\frac{\beta_i}{\varphi_i}$ ، در بین گروه‌ها یکسان هستند. همچنین، φ_i در رابطه (۶) به صورت یک جمله تصحیح خطا یا تصحیح تعادل عمل می‌کند و در صورتی که $-1 < \varphi_i < 0$ باشد، از وجود رابطه تصحیح خطا که رویکردی به بحث همگرایی است، مطمئن می‌شویم. از آنجاکه رابطه (۲) یک رابطه غیرخطی است، با استفاده از روش حداکثر راست‌نمایی می‌توان ضرایب بلندمدت و ضرایب تصحیح خطای هر گروه را برآورد کرد. شایان ذکر است که در مقابل این روش، روش میانگین گروهی (MG) قرار دارد که در آن، ابتدا برای هر گروه یک رگرسیون جداگانه برآورد می‌شود و سپس میانگین ضرایب گروه‌ها محاسبه و به عنوان ضریب مربوط به داده‌های پانل معرفی می‌شوند. بنابراین باید بین برآوردگرهای MG و PMG تفاوت قائل شد. به این منظور، می‌توان از آزمون‌های هاسمن^۱ یا نسبت راست‌نمایی^۲ استفاده کرد (سیموئز^۳، ۲۰۱۱) که در این مقاله از آزمون هاسمن استفاده شد.

رد نشدن فرضیه صفر در آزمون هاسمن حاکی از کاراتر بودن برآوردگر PMG در مقابل MG است و بالعکس. برآوردگر PMG همانند برآوردگر MG اجازه می‌دهد که عرض از مبدأ و ضرایب کوتاه‌مدت در بین مقاطع مختلف باشد و مانند برآوردگر FE ضرایب بلندمدت را بین مقاطع یکسان فرض می‌کند (بلکبورن و فرانک^۴، ۲۰۰۷). بنابراین، می‌توان گفت که این برآوردگر بین دو برآوردگر MG و FE قرار دارد.

۴. برآورد مدل و تحلیل نتایج تجربی

نخستین گام در تخمین داده‌های پانل، انجام آزمون وابستگی مقطعی است. به این منظور، آزمون‌های

1. Hausman Test
2. Likelihood Ratio
3. Simoes
4. Blackburne & Frank

متعددی ارائه شده که در این مقاله از آزمون CD پسران (۲۰۰۴) استفاده شده، و این آزمون برای داده‌های پانل متوازن و نامتوازن قابل اجرا بوده و در نمونه‌های کوچک دارای خصوصیات مطلوبی است. همچنین، برای ابعاد مقطعی بزرگ و ابعاد زمانی کوچک نیز نتایج قابل اعتمادی ارائه نموده و نسبت به وقوع یک یا چند شکست ساختاری در ضرایب شیب رگرسیون فردی مقاوم است (پسران، ۲۰۰۴). فرضیه صفر این آزمون نشان‌دهنده عدم وابستگی مقطعی بین اعضای پانل است و فرضیه مقابل این آزمون به وابستگی مقطعی اشاره دارد. برای پانل‌های متوازن آماره آزمون CD به صورت زیر قابل محاسبه است:

$$CD = \sqrt{\frac{2T}{N(N-1)}} \left(\sum_{i=1}^{N-1} \sum_{j=i+1}^N \hat{\beta}_{ij} \right) \rightarrow N(0,1) \quad (7)$$

که در آن، $\hat{\beta}_{ij}$ ضرایب همبستگی جفت پیرسون از جملات پسماندهای معادله رگرسیونی رابطه زیر است:

$$y_{it} = \alpha_i + \beta_i x_{it} + u_{it} \quad (8)$$

هرگاه آماره CD محاسباتی در یک سطح معناداری معین از مقدار بحرانی توزیع نرمال استاندارد بیشتر باشد، در آن صورت، فرضیه صفر رد و وابستگی مقطعی نتیجه‌گیری خواهد شد (هویس و سارافیدیس^۱، ۲۰۰۶). نتایج این آزمون در جدول (۱) آمده است. باتوجه به مقادیر بحرانی این آزمون، فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود وابستگی مقطعی در سطح ۱ درصد رد نشده و عدم وابستگی مقطعی بین متغیرهای مدل نتیجه گرفته شده است.

جدول ۱. نتیجه آزمون وابستگی مقطعی CD پسران

نتیجه	مقادیر بحرانی در سطوح احتمال مختلف			مقدار آماره آزمون
	٪۱	٪۵	٪۱۰	
عدم وجود وابستگی مقطعی بین متغیرهای مدل	-۲/۵۷	-۱/۹۶	-۱/۶۴	-۰/۵۵۱

مأخذ: محاسبات تحقیق

روش‌های معمول اقتصادسنجی در کارهای تجربی مبتنی بر فرض مانایی متغیرهای مورد مطالعه است؛ به این دلیل که امکان ساختگی بودن برآورد با متغیرهای نامانا وجود دارد و استناد به نتایج چنین برآوردهایی به نتایج گمراه‌کننده‌ای منجر خواهد شد (بالتاجی^۲، ۲۰۰۵). از این رو قبل از استفاده از این داده‌ها، لازم است نسبت به مانایی و نامانایی آنها اطمینان حاصل کرد. در این مطالعه، به منظور بررسی مانایی متغیرها از آزمون ایم، پسران و شین^۳ (IPS) (۲۰۰۳) استفاده شده است. فرضیه صفر در آزمون IPS، مبتنی بر نامانایی متغیر مورد بررسی است.

1. Hoyos & Sarafidis
2. Baltagi
3. Im, Pesaran & Shin

خلاصه نتایج این آزمون با فرض وجود متغیرهای روند زمانی و عرض از مبدأ، در جدول شماره (۲) ارائه شده است. با توجه به نتایج این جدول و سطوح احتمال محاسبه شده نتیجه می‌گیریم که متغیرهای نرخ بیکاری و نرخ رشد اقتصادی در سطح اطمینان ۹۵ درصد در سطح مانا بوده (دارای درجه مانایی $I(0)$) و سایر متغیرها در سطح، نامانا بوده و پس از یک بار تفاضل‌گیری به صورت مانا درآمده‌اند (دارای درجه مانایی $I(1)$).

جدول ۲. نتایج آزمون ریشه واحد IPS

درجه مانایی	تفاضل	سطح	متغیر
	سطح احتمال آماره IPS		
I(0)	-	۰/۰۱۸	u
I(0)	-	۰/۰۰۰	g
I(1)	۰/۰۰۱	۰/۲۱۲	m
I(1)	۰/۰۰۸	۰/۳۵۴	nm
I(1)	۰/۰۰۰	۰/۱۲۸	i

مأخذ: محاسبات تحقیق

با توجه به وجود متغیرهای نامانا در مدل و به منظور جلوگیری از انکا به رگرسیون کاذب، پیش از برآورد مدل، می‌باید وجود هم‌انباشتگی^۱ (رابطه بلندمدت) بین متغیرهای مدل تأیید شود. در این مقاله به منظور انجام آزمون‌های هم‌انباشتگی، از آزمون‌های ارائه شده توسط پدرونی^۲ (۲۰۰۴) و کائو^۳ (۱۹۹۹) در داده‌های ترکیبی، استفاده شده است. پدرونی برای انجام آزمون هم‌انباشتگی داده‌های ترکیبی، دو نوع آماره آزمون را پیشنهاد داده است: نوع اول مبتنی بر رویکرد درون‌گروهی^۴ است؛ که شامل چهار آماره پانل: ρ ، τ و PP و ADF است. آزمون دوم پدرونی مبتنی بر روش بین‌گروهی^۵ است؛ که شامل سه آماره گروه: ρ و PP و ADF است.

فرضیه صفر تمام آماره‌های این آزمون، نشان‌دهنده عدم هم‌انباشتگی و فرضیه مقابل آن، اشاره به هم‌انباشتگی بین متغیرهای مدل دارد. نتایج این آزمون با وجود عرض u از مبدأ و متغیر روند زمانی برای دو آماره پانل: PP و ADF و دو آماره گروه: PP و ADF در قسمت بالایی جدول (۳) آمده است. بر اساس سطوح احتمال ارائه شده در جدول مذکور، هم‌انباشتگی یا وجود رابطه تعادلی بلندمدت بین متغیرهای مدل در سطح اطمینان ۹۵ درصد در کشورهای مورد مطالعه و با استفاده از هر چهار آماره پذیرفته می‌شود.

1. Co-integration
2. Pedroni
3. Kao
4. Within-Dimension
5. Between-Dimension

به منظور اطمینان کامل از هم‌انباشتگی بین متغیرهای مدل، از آزمون هم‌انباشتگی کائو نیز استفاده شده است. این آزمون با استفاده از آماره آزمون‌های مانایی دیکی فولر^۱ (DF) و دیکی فولر تعمیم‌یافته^۲ (ADF) انجام می‌شود. در این آماره‌ها، فرضیه صفر برابر عدم وجود هم‌انباشتگی و فرضیه مخالف آن، وجود هم‌انباشتگی بین متغیرهای مدل است. نتیجه آزمون هم‌انباشتگی کائو با استفاده از آماره ADF برای مدل برآوردی، در قسمت پایینی جدول (۳) نشان داده شده است. بر این اساس، فرضیه صفر در سطح اطمینان ۹۹ درصد رد، و وجود هم‌انباشتگی بین متغیرهای مدل، در کشورهای مورد مطالعه نتیجه‌گیری می‌شود. لذا بدون نگرانی از بروز برآورد رگرسیون کاذب، می‌توان مدل را برآورد کرد.

جدول ۳. نتایج آزمون‌های هم‌انباشتگی

آزمون پدرونی	
آماره	سطح احتمال
Panel PP-Statistic	۰/۰۳۵
Panel ADF-Statistic	۰/۰۰۱
Group PP-Statistic	۰/۰۱۸
Group ADF-Statistic	۰/۰۰۰
آزمون کائو	
ADF	۰/۰۰۰

مأخذ: محاسبات تحقیق

نتایج تخمین مدل تحقیق با استفاده از روش PMG در جدول (۴) گزارش شده است. بر اساس این نتایج، کلیه ضرایب بلندمدت و کوتاه‌مدت در سطح اطمینان ۹۵ درصد معنادار بوده‌اند و علامت ضرایب محاسبه‌شده، با توجه به مبانی نظری و مطالعات تجربی، انتظار ما را در تخمین مدل برآورده می‌کنند. نتایج آزمون هاسمن (H.T) در قسمت ج جدول (۴) نیز با توجه به ارزش احتمال ارائه‌شده، نشان‌دهنده پذیرش فرضیه صفر و استفاده از تخمین‌زن PMG در مقابل تخمین‌زن MG است. بنابراین نتایج ضرایب برآوردشده مدل از نظر آماری تأییدشده و قابل تفسیر می‌باشند.

بر اساس نتایج به‌دست‌آمده از قسمت الف جدول (۴): تأثیر بلندمدت و کوتاه‌مدت نرخ رشد تولید ناخالص داخلی (g) بر نرخ بیکاری در کشورهای منتخب در حال توسعه، منفی است. به‌گونه‌ای که با افزایش یک‌درصدی در نرخ رشد اقتصادی، در بلندمدت و کوتاه‌مدت، نرخ بیکاری در کشورهای یادشده، به ترتیب حدود ۰/۴۲ و ۰/۰۶ درصد کاهش خواهد یافت که این

1. Dickey Fuller

2. Augmented Dickey Fuller

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 نزدیک تر شده و بیکاری کاهش می یابد. شایان ذکر است که بزرگ تر بودن ضریب این متغیر نسبت به ضرایب برآوردی سایر متغیرها به دلیل استفاده از تکنیک های کاربر در فرایند تولید در کشورهای در حال توسعه است؛ بنابراین به کارگیری سیاست های مشوق تولید می تواند به کاهش نرخ بیکاری در این کشورها کمک زیادی بکند. نتیجه به دست آمده مبنی بر تأثیر منفی نرخ رشد اقتصادی بر بیکاری، با نتایج مطالعات متعددی مانند مطالعات امینی و مرادزاده (۱۳۹۴) و انصاری سامانی و خیل کردی (۱۳۹۵) همسویی نزدیکی دارد.

جدول (۴): نتایج تخمین مدل به روش PMG

الف) ضرایب بلندمدت برآوردی				
متغیر	g	m	nm	i
ضریب	-۰/۴۱۵ (۰/۰۰۱)	۰/۱۱۲ (۰/۰۰۰)	-۰/۱۹۱ (۰/۰۰۸)	-۰/۰۶۸ (۰/۰۱۸)
ب) ضرایب کوتاه مدت برآوردی				
متغیر	Δg	Δm	Δnm	Δi
ضریب	-۰/۰۶۱ (۰/۰۰۵)	۰/۰۱۷ (۰/۰۰۰)	-۰/۰۲۸ (۰/۰۱۸)	-۰/۰۰۸ (۰/۰۳۸)
ج) نتایج تکمیلی برآورد				
مقدار آماره آزمون هاسمن		مقدار ضریب برآوردی جمله تصحیح خطا		
۰/۱۲۴ (۰/۷۲۱)		-۰/۱۲۸ (۰/۰۰۰)		

مأخذ: محاسبات تحقیق (اعداد داخل پرانتز نشان دهنده ارزش احتمال می باشد).

تأثیر بلندمدت و کوتاه مدت سهم مخارج نظامی از GDP (m) بر نرخ بیکاری در کشورهای منتخب در حال توسعه به عنوان موضوع اصلی این تحقیق، مثبت و معنادار است؛ به گونه ای که با افزایش یک درصدی در این سهم، در بلندمدت و کوتاه مدت، نرخ بیکاری در کشورهای یادشده، به ترتیب حدود ۰/۱۱ و ۰/۰۲ درصد افزایش خواهد یافت که این نتیجه بیانگر آن است که افزایش مخارج نظامی در کشورهای در حال توسعه منجر به افزایش سطح بیکاری در این کشورها خواهد شد. در توجیه نتیجه به دست آمده، می توان گفت که با توجه به کمبود منابع و محدودیت بودجه در کشورهای در حال توسعه، افزایش مخارج نظامی، دولت های این کشورها را برای هزینه در بخش های سرمایه ای و زیربنایی و همچنین انواع مخارج سرمایه گذاری که موجب تحریک اشتغال می شود، با محدودیت مواجه خواهد کرد. همچنین، فقدان صنایع نظامی

پیشرفته و واردات تجهیزات و ادوات نظامی در این کشورها، مانع از برخورداری آنها از سرریزهای مثبت مخارج نظامی و بهبود بهره‌وری نیروی کار و در نتیجه افزایش اشتغال می‌شود.

نتیجه به‌دست‌آمده مبنی بر تأثیر مثبت مخارج نظامی بر بیکاری با نتایج مطالعات بارکر و همکاران (۱۹۹۱)، ییلدریم و سزگین (۲۰۰۳) و کیونگ و جانهاوا (۲۰۱۵) همسو و با نتایج مطالعات وینگ (۱۹۹۱) و مالیزارد (۲۰۱۴) در تضاد است.

تأثیر بلندمدت و کوتاه‌مدت سهم مخارج غیرنظامی از GDP (nm) بر نرخ بیکاری در کشورهای منتخب در حال توسعه، منفی است؛ به گونه‌ای که با افزایش یک‌درصدی این سهم، در بلندمدت و کوتاه‌مدت نرخ بیکاری در کشورهای یادشده، به ترتیب حدود ۰/۱۹ و ۰/۰۳ درصد کاهش خواهد یافت که این نتیجه بیانگر عدم تأیید منحنی آبرامز برای کشورهای مورد مطالعه است. بر اساس منحنی آبرامز انتظار بر آن است که افزایش اندازه دولت، ازدحام در بخش خصوصی و بالاخص سرمایه‌گذاری خصوصی را کاهش دهد. در نتیجه، رشد بهره‌وری و رقابت بین‌المللی کاهش و نرخ بیکاری افزایش یابد. در توجیه نتیجه به‌دست‌آمده و عدم تأیید منحنی آبرامز برای کشورهای منتخب در حال توسعه، می‌توان گفت که این ممکن است به این دلیل باشد که در کشورهای در حال توسعه، بخش قابل توجهی از استخدام نیروی انسانی در اختیار دولت می‌باشد. در واقع دولت در واکنش به نرخ بیکاری بالا، با استخدام بیشتر نیروی کار باعث افزایش مخارج غیرنظامی خود می‌شود. در عین حال می‌توان گفت به دلیل ضعیف بودن زیرساخت‌ها در کشورهای در حال توسعه، مخارج بیشتر دولت‌ها در این کشورها باعث تقویت شرایط کارآفرینی و اشتغال می‌شود. در واقع هر دو پدیده ذکر شده در کشورهای در حال توسعه، بسته به شرایط اتفاق می‌افتد و باعث به‌وجود آمدن رابطه منفی مخارج دولت بر نرخ بیکاری می‌شود (انصاری سامانی و خیل کردی، ۱۳۹۵).

تأثیر بلندمدت و کوتاه‌مدت نرخ تورم (i) بر نرخ بیکاری در کشورهای منتخب در حال توسعه، منفی است؛ به گونه‌ای که با افزایش یک‌درصدی در نرخ رشد اقتصادی، در بلندمدت و کوتاه‌مدت، نرخ بیکاری در کشورهای یادشده، به ترتیب حدود ۰/۰۷ و ۰/۰۱ درصد کاهش خواهد یافت که این نتیجه تأییدی بر صحت منحنی فیلیپس در کشورهای در حال توسعه است. ضریب برآوردی جمله تصحیح خطا نیز، منفی، معنادار (در سطح ۱ درصد) و مطابق علامت انتظاری است. مقدار این ضریب حدود ۰/۱۳- است؛ که نشان می‌دهد در هر سال ۰/۱۳ درصد از عدم تعادل یک دوره (یک سال) در نرخ بیکاری کشورهای مورد مطالعه، در دوره بعد تعدیل می‌شود. بنابراین تعدیل به سمت تعادل، با سرعت نسبتاً پایینی صورت می‌گیرد.

۵. جمع‌بندی و نتیجه‌گیری

هدف اصلی این مطالعه، بررسی تأثیر مخارج نظامی بر نرخ بیکاری در کشورهای منتخب در حال توسعه طی دوره زمانی ۲۰۱۴-۱۹۹۵ است. به این منظور نخست، مدل تصریح و پس از بررسی مانایی متغیرها، وجود هم‌انباشتگی (رابطه بلندمدت) بین متغیرهای مدل تأیید شده است. سپس به منظور به دست آوردن رابطه‌های بلندمدت و کوتاه‌مدت از رویکرد میانگین گروهی تلفیقی (PMG) استفاده شد. نتایج نشان می‌دهد که تأثیر مخارج نظامی بر خلاف مخارج غیرنظامی بر نرخ بیکاری کشورهای مورد مطالعه در کوتاه‌مدت و بلندمدت، مثبت و معنادار است. بر این اساس می‌توان گفت که منحنی آبرامز به معنای تأثیر مثبت مخارج دولت بر بیکاری در مورد هزینه‌های نظامی تأیید و در مورد مخارج غیرنظامی رد می‌شود. بر اساس سایر نتایج، تأثیر رشد اقتصادی و نرخ تورم بر نرخ بیکاری در بلندمدت و کوتاه‌مدت منفی و معنادار است که به معنای تأیید قانون اوکان و منحنی فیلیپس برای کشورهای منتخب در حال توسعه می‌باشد.

با توجه به اهم نتایج این تحقیق مبنی بر تأثیر منفی مخارج غیرنظامی دولت و تأثیر مثبت مخارج نظامی دولت بر نرخ بیکاری، مهم‌ترین توصیه سیاستی این تحقیق، کوچک‌شدن اندازه دولت در بخش نظامی در کشورهای در حال توسعه جهت کاهش بیشتر نرخ بیکاری می‌باشد. این امر می‌تواند در تعامل مثبت با سایر کشورها محقق شود. تحت چنین شرایطی، با توجه به کمبود منابع و محدودیت بودجه در کشورهای در حال توسعه، دولت‌های این کشورها می‌توانند با افزایش مخارج خود در بخش‌های سرمایه‌ای و زیربنایی و همچنین انواع مخارج سرمایه‌گذاری، باعث افزایش بهره‌وری و تقاضای نیروی کار و همچنین افزایش عرضه نیروی کار شوند. همچنین، توصیه می‌شود که سیاستمداران و برنامه‌ریزان این کشورها، هزینه‌های نظامی خرج شده را صرف گسترش صنایع نظامی پیشرفته کنند و با تجدیدنظر در روش‌های جاری تأمین نیروی انسانی و تدارکات نظامی، زمینه ارتقای کارآیی در این بخش و بهبود وضعیت اشتغال را فراهم کنند.

منابع

- امینی، علیرضا و مرادزاده، سلاله. (۱۳۹۴). تحلیل تأثیر آزادسازی تجاری بر نرخ بیکاری: مطالعه موردی کشورهای منتخب در حال توسعه. *فصلنامه اقتصاد مالی*، دوره ۹، شماره ۳۱، صص ۷۷-۹۴.
- انصاری‌سامانی، حبیب و خیل‌کردی، رباب. (۱۳۹۵). تأثیر اندازه دولت بر بیکاری: بررسی منحنی آبرامز در کشورهای توسعه‌یافته و در حال توسعه. *فصلنامه مدل‌سازی اقتصادی‌سنجی*، دوره ۲، شماره ۱، صص ۱۳۴-۱۱۳.

- 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 ۱۱۷-۱۳۶.
- زراءنژاد، منصور و حسین‌پور، عبدالکریم. (۱۳۹۵). اثر اندازه دولت بر روی نرخ بیکاری در ایران. *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی*، شماره ۱، صص ۱۹۱-۲۰۹.
- کریمی پتانلار، سعید؛ نادمی، یونس و زبیری، هدی. (۱۳۹۴). اندازه دولت و بیکاری در اقتصاد ایران. *فصلنامه رشد و توسعه اقتصادی*، دوره ۵، شماره ۱۸، صص ۵۱-۶۴.
- گل‌خندان، ابوالقاسم؛ خوانساری، مجتبی و گل‌خندان، داود. (۱۳۹۴). نظامی‌گری و رشد اقتصادی: شواهدی تجربی از کشورهای منطقه منا در قالب الگوی پانل پویا. *فصلنامه رشد و توسعه اقتصادی*، دوره ۵، شماره ۸، صص ۳۱-۵۰.
- Abell, J. D. (1990). Defense spending and unemployment rates: an empirical analysis disaggregated by race. *Cambridge Journal of Economics*, 14(4), 405-419.
- Abell, J. D. (1992). Defense spending and unemployment rates. *American Journal of Economics and Sociology*, 51(1), 27-42.
- Abrams, B. A. (1999). The effect of government size on the unemployment rate. *Public Choice*, 99(3-4), 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*, 4(8), 141-154.
- Baltagi, B. (2005). *Econometric Analysis of Panel Data*, 3rd. Edition. McGraw-Hill.
- Bangake, C., & Eggoh, J. C. (2011). The Feldstein-Horioka puzzle in African countries: A panel co-integration analysis. *Economic Modelling*, 28(3), 939-947.
- Barker, T., Dunne, P., & Smith, R. (1991). Measuring the peace dividend in the United Kingdom. *Journal of Peace Research*, 28(4), 345-358.
- Benoit, E. (1973). Defense and economic growth in developing countries. Boston, MA: Health and CO, Lexington Books.
- Blackburne, E. F., & Frank, M. W. (2007). Estimation of no stationary heterogeneous panels. *Stata Journal*, 7(2), 197-208.
- Chester, E. (1978). Military spending and capitalist stability. *Cambridge Journal of Economics*, 2(3), 293-298.
- Dunne, J. P., & Smith, R. (1990). Military expenditure and employment in the OECD. *Defense Economics*, 1, 57-73.
- Dunne, P., & Watson, D. (2005). Manufacturing labor demand, technological progress and military expenditure. *Frontiers in Finance and Economics*, 2(1), 18-30.
- 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*, 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*, 400-421.
- Hoyos, R. E., & Sarafidis, V. (2006). Testing for cross-sectional dependence in panel-data models. *Stata Journal*, 6(4), 482.
- Huang, J. T. & Kao, A. P. (2005). Does defense spending matter to employment in Taiwan?. *Defense and Peace Economics*, 16(2), 101-115.
- Im, K. S., Pesaran, M. H., & Shin, Y. (2003). Testing for unit roots in heterogeneous panels. *Journal of Econometrics*, 115(1), 53-74.
- Kao, C. (1999). Spurious regression and residual-based tests for co-integration in panel data. *Journal of Econometrics*, 90(1), 1-44.
- Karras, G. (1993). Employment and output effects of government spending: is government size important? *Economic Inquiry*, 31(3), 354-369.
- Khan, M.A. (2016). Military expenditures and unemployment nexus for selected South Asian Countries. *Social Indicators Research*, 127(3), 1103-1117.
- Malizard, J. (2014). Defense spending and unemployment in France. *Defense and Peace Economics*, 25(6), 635-642.
- Michael, C., & Stelios, R. (2017). Defense spending and unemployment: Evidence from southern European countries. *Peace Economics, Peace Science and Public Policy*, 23(1).
- 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*, 46(2), 235-250.
- 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*, 23(2), 44-54.
- Payne, J. E., & Ross, K. L. (1992). Defense spending and the macro economy. *Defense and Peace Economics*, 3(2), 161-168.
- Pedroni, P. (2004). Panel co-integration: asymptotic and finite sample properties of pooled time series test with an application to the PPP hypothesis. *Econometric Theory*, 20(3), 597-625.
- Pesaran, M. H. (2004). General diagnostic tests for cross section dependence in panels. Working Paper.
- Pesaran, M. H., Shin, Y., & Smith, R. P. (1999). Pooled mean group estimation of dynamic heterogeneous panels. *Journal of the American Statistical Association*, 94(446), 621-634.
- Qiong, L., & Junhua, H. (2015). Military expenditure and unemployment in China. *Procedia Economics and Finance*, 30, 498-504.
- Simoes, M. C. (2011). Education composition and growth: a pooled mean group analysis of OECD countries. *Panoeconomicus*, 58(4), 455-471.
- Smith, R. P. (1977). Military expenditure and capitalism. *Cambridge Journal of Economics*, 1(1), 61-76.

- Tang, J. H., Lai, C. C., & Lin, E. S. (2009). Military expenditure and unemployment rates: Granger causality tests using global panel data. *Defense and Peace Economics*, 20(4), 253-267.
- Wing, M. M. (1991). Defense spending and employment in Indonesia. *Defense and Peace Economics*, 3(1), 83-92.
- Yildirim, J., & Sezgin, S. (2003). Military expenditure and employment in Turkey. *Defense and Peace Economics*, 14(2), 129-139.
- 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*, 26(6), 609-622.