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

تأثیر مخارج نظامی بر بیکاری در کشورهای منتخب درحال‌توسعه با استفاده از رهیافت میانگین گروهی تلفیقی[۱]

محمدحسن فطرس[۲] و ابوالقاسم گل خندان[۳]

تاریخ دریافت: ۱۳۹۶/۴/۱۲
تاریخ پذیرش: ۱۳۹۶/۶/۷

چکیده

در مقاله حاضر، تأثیر مخارج نظامی بر نرخ بیکاری در کشورهای منتخب درحال‌توسعه طی دوره زمانی ۲۰۱۴-۱۹۹۵ بررسی می شود. 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 درحال‌توسعه، 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 بوعلی‌سینا، همدان؛ fotros@basu.ac.ir

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

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

واژگان کلیدی: بیکاری، مخارج نظامی، میانگین گروهی تلفیقی، کشورهای درحال‌توسعه، منحنی آبرامز
طبقه‌بندی JEL: C23، H56، O41

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 ارز 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 درحال‌توسعه وضعیت تاحدود زیادی متفاوت است؛ به‌طوری 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 درحال‌توسعه به‌شمار 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 به‌تنهایی نمی‌تواند تمام وظایف اقتصادی را انجام دهد و سیاست‌های دولت برای هدایت، اصلاح و تکمیل آن لازم است (زراءنژاد 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 درحال‌توسعه بسیار با اهمیت است؛ زیرا رفع معضل بیکاری مستلزم ریشه‌یابی عوامل اصلی آن است که به‌نظر 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[1] (۲۰۱۴)،کیونگ و جانهوا[2] (۲۰۱۵) و میکائیل و استلیئوس[3] (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 درحال‌توسعه 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»[4] 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[5]، 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[6] (۱۹۷۳) بوده است (مالیزارد، ۲۰۱۴: ۶۳۶). وی اثر مثبت مخارج نظامی را بر رشد اقتصادی ۴۴ کشور کمتر توسعه‌یافته طی سال‌های ۶۵-۱۹۵۰ 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[7]، ۲۰۱۱). علاوه بر این، چنانچه هزینه‌های نظامی عمدتاً صرف واردات تجهیزات و ادوات نظامی شود -که در کشورهای درحال‌توسعه، معمولاً این‌چنین 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 افـزایش مخـارج نظـامی بـا اسـتفاده از نیـروی کـار مجـرب، سرمایه‌گذاری‌های مناسب، صادرات جنگ‌افزارهای دفاعی، ایجاد امنیت و به‌طـور کلـی افـزایش سطح تقاضا، رشد اقتصادی را افزایش می‌دهـد (بیلـدریم و همکـاران ، ۲۰۱۱). در ایـن راسـتا، رابطه بین هزینه‌های دفاعی و رشد اقتصادی را می‌توان بر اساس مثـال کلاسـیکی «جـایگزینی اسلحه با رفاه»[1] نیز تشریح کرد. بر این اساس، خرید اسلحه با توجه به کمبود ارز، منابع موجود را برای واردکردن کالاهای واسطه‌ای و سرمایه‌گذاری در جهت بهبود رشد اقتصـادی بلندمـدت پایدار، کاهش می‌دهد (نارایان و اسمیت[2]، ۲۰۰۹: ۲).

یکی دیگر از این متغیرهای کلان اقتصادی که می‌تواند از هزینـه‌هـای نظـامی متـأثر شـود، 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[3] (۱۹۹۹) بر می‌گردد. وی داده‌هـای ۲۰ کشـور عضـو OECD را طـی دوره ۹۳-۱۹۸۴ مورد بررسی قرار داد و نتایج تحقیق وی، وجود یک رابطـه مثبـت قـوی را بـین ایـن دو متغیر نشان داد. پس از آن، این رابطه با عنوان منحنی آبرامز شناخته شـد (انصـاری سـامانی و خیل کردی، ۱۳۹۵).

به‌طور کلی، دلایل متعددی وجود دارد که موجب می‌شود در پی بزرگ‌ترشدن اندازه دولت، بیکاری به‌طور نامطلوب تحت تأثیر قـرار گیـرد و نـرخ آن افـزایش یابـد. از جملـه ایـن دلایـل، می‌توان بـه اثـر جانشـینی جبـری[4] بـرای بخـش خصوصـی بـویژه سـرمایه‌گـذاری خصوصـی، کوچک‌ترشدن نسبی بخش خصوصی، اختلال در عملکرد بازار کـار، کـاهش هزینـه بیکارشـدن افراد و افزایش درآمدهای مالیاتی اشـاره کـرد (کریمـی پتـانلار و همکـاران، ۱۳۹۴). در مقابـل هزینه‌های مصرفی دولت در بخـش‌هـای سـرمایه‌ای و زیربنـایی و همچنـین انـواع هزینـه‌هـای سرمایه‌گذاری، می‌تواند باعث افزایش بهره‌وری و تقاضای نیروی‌کار و همچنـین افـزایش عرضـه نیروی‌کار شود. این امر موجب می‌شود نرخ پیداکردن کار افزایش و نـرخ بیکـاری کـاهش یابـد (کاراس[5]، ۱۹۹۳).

به‌رغم این توضیحات، بسیاری از مطالعات تجربی جدید در زمینه تأثیر هزینه‌های نظامی بر بیکاری، نظیر مالیزارد (۲۰۱۴)،کیونگ و جانهوا (۲۰۱۵) و میکائیل و استلیئوس (۲۰۱۷) نشان داده‌اند که نوع و شدت اثرگذاری مخارج دفاعی و غیردفاعی دولت بر بیکاری می‌توانـد متفـاوت باشد و می باید 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»[1] می‌باشد؛ که نشان می‌دهد، توسعه نظامی ممکن است بهره‌وری نیروی‌کار 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 نیروی‌کار نیز تقاضای نیروی کار افزایش و بیکاری کاهش می‌یابد. در مقابل این کانال، ممکن است، «اثرات انحراف مالیاتی»[2] (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»[3] نیز وجود داشته باشد. به‌عنوان مثال، انقباض و کوچک‌شدن بخش نظامی ممکن است حرکت نیروی‌کار را از بخش نظامی به بخش خصوصی القاء و تحریک کند. این تخصیص مجدد به‌آسانی امکان‌پذیر نیست و در نتیجه می‌تواند باعث ایجاد بیکاری اصطکاکی شود (ژانگ و همکاران[4]، ۲۰۱۵: ۶۱۱-۶۱۰).

همچنین با توجه به کمبود منابع و محدودیت بودجه در کشورهای درحال‌توسعه، 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[5]، ۲۰۰۵). بر اساس توضیحات ذکرشده می‌توان گفت که با درنظر 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[6] (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[1]، 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 اهم 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[2] (۱۹۷۷) یک رابطه مثبت بین هزینه‌های نظامی و نرخ بیکاری بر اساس داده‌های آماری ۸ کشور به‌دست آورد. چستر[3] (۱۹۷۸) نشان داده است که هیچ مدرک قانع‌کننده‌ای برای ارتباط بین مخارج نظامی و نرخ بیکاری وجود ندارد. دون و اسمیت[4] (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[5] (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[6] (۱۹۹۱) نشان داد که مخارج دفاعی منجر به اشتغال قابل توجه‌ای در اندونزی بین سال‌های ۱۹۷۸ و ۱۹۸۰ شده است.

پین و راس[1] (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 مبتنی‌بر 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 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 جانهوا (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 به‌کارگیری روش ARDL نشان داده‌اند که مخارج نظامی بر خلاف مخارج غیرنظامی اثر مثبت بر بیکاری این کشور داشته است.

ناوارو و کابلو[1] (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 مبتنی‌بر 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 امورد نظامی اختصاص می‌دهند، موضوعیت بیشتری دارد.

خان[2] (۲۰۱۶) تأثیر مخارج نظامی را بر بیکاری در کشورهای منتخب آسیای جنوبی طی دوره ۲۰۱۳-۱۹۹۰ بررسی کرده است. نتایج این تحقیق با به‌کارگیری 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.

۳. مدل و روش تحقیق

در این مطالعه به‌منظور بررسی اثر مخارج نظامی بر نرخ بیکاری در کشورهای منتخب درحال‌توسعه، با الهام از مطالعات تجربی مالیزارد (۲۰۱۴) وکیونگ و جانهوا (۲۰۱۵) و ارائه تعدیلاتی از جمله اضافه‌کردن متغیر نرخ تورم، از مدل زیر استفاده شده است:

$$u_{it} = \beta_0 + \beta_1(g)_{it} + \beta_2(m)_{it} + \beta_3(nm)_{it} + \beta_4(i)_{it} + \varepsilon_{it} \qquad (۱)$$

در رابطه فوق، i نشان‌دهنده کشورهای منتخب درحال‌توسعه[3] (i=1,…,30)، t نشان‌دهنده بازه زمانی تحقیق (۲۰۱۴-۱۹۹۵)، β_0 اثر ثابت کشورها و ε_{it} جزء خطاء تصادفی است. سایر متغیرهای مدل به‌صورت 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 درحال‌توسعه در این مقاله عبارتند از: ایران، الجزایر، آذربایجان، مجارستان، بنگلادش، بولیوی، برزیل، کامرون، شیلی، اندونزی، جیبوتی، اکوادور، مصر، غنا، گواتمالا، مالزی، لهستان، اسلوونی، 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 درحال توسعه به‌عنوان 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)؛ i: نرخ تورم (بر حسب درصد). اطلاعات مربوط به داده‌های آماری متغیرها از مؤسسه بین‌المللی تحقیقات صلح استکهلم (SIPRI) و شاخص‌های توسعه جهانی[1] (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 برآوردگرهای داده‌های پانلی بوده و در مطالعات داخلی گذشته کمتر مورد توجه قرار گرفته است) استخراج شده است.

مدل‌های پانل‌دیتای پویا را می‌توان به‌وسیله 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[2]، ۲۰۱۱). در راستای رفع این محدودیت‌ها، پسران و همکاران[3] (۱۹۹۹) برآوردکننده میانگین گروهی تلفیقی[4] (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[5] و هم، شامل میانگین‌گیری[6] است. به‌منظور تشریح این روش، بر اساس مطالعه پسران و همکاران، مدل ARDL(p,q,q,…,q) پانلی به‌صورت زیر در نظر گرفته می‌شود:

$$y_{it} = \sum_{j=0}^{q} \delta_{ij}' x_{i,t-j} + \sum_{j=1}^{p} \lambda_{ij} y_{i,t-j} + \mu_i + \varepsilon_{it} \qquad (۲)$$

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:

$$Z_{it} = \Delta Z_{it} + Z_{i,t-1} \qquad (۳)$$

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

$$\Delta y_{it} = \varphi_i y_{i,t-1} + \beta_i' x_{it} + \sum_{j=1}^{p-1} \lambda_{ij}^{*} \Delta Y_{i,t-j} + \sum_{j=0}^{q-1} \delta^{*}_{ij} \Delta x_{i,t-j} + \mu_i + \varepsilon_{it} \qquad (۴)$$

---

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):

$$\varphi_i = -(1 - \sum_{j=1}^{p} \lambda_{ij}) , \beta_i = \sum_{j=0}^{q} \delta_{ij} , \lambda^*_{ij} = - \sum_{m=j+1}^{p} \lambda_{im},$$
$$j = 1,2, \dots , p-1, \delta^*_{ij} = -\sum_{m=j+1}^{q} \delta_{im} , j = 1,2, \dots , q-1 \qquad (۵)$$

با در نظر گرفتن یک‌سری 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 به‌صورت زیر وجود داشته باشد (همان):

$$y_{it} = -(\frac{\beta_i}{\varphi_i}) x_{it} + \eta_{it} \qquad (۶)$$

که در رابطه فوق، η_{it} یک فرایند نوفه سفید است و ضرایب بلندمدت $\theta_i = -\frac{\beta_i}{\varphi_i} = \theta$، در بین گروه‌ها یکسان هستند. همچنین، φ_i در رابطه (۶) به‌صورت یک جمله تصحیح خطا یا تصحیح تعادل عمل می‌کند و درصورتی‌که $-1 < \varphi_i < 0$ 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 به‌عنوان ضریب مربوط به داده‌های پانل معرفی می‌شوند. بنابراین باید بین برآوردگرهای MG و PMG تفاوت قائل شد. به این منظور، می‌توان از آزمون‌های هاسمن[1] یا نسبت راست‌نمایی[2] استفاده کرد (سیموئز[3]، 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[4]، 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:

$$CD = \sqrt{\frac{2T}{N(N-1)}}\left(\sum_{i=1}^{N-1}\sum_{j=i+1}^{N}\hat{P}_{ij}\right) \rightarrow N(0,1) \qquad (۷)$$

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

$$y_{it} = \alpha_i + \beta_i x_{it} + u_{it} \qquad (۸)$$

هرگاه آماره CD محاسباتی در یک سطح معناداری معین از مقدار بحرانی توزیع نرمال استاندارد بیشتر باشد، در آن‌صورت، فرضیه صفر رد و وابستگی مقطعی نتیجه‌گیری خواهد شد (هویس و سارافیدیس[1]، ۲۰۰۶). نتایج این آزمون در جدول (۱) آمده است. باتوجه به مقادیر بحرانی این آزمون، فرضیه صفر مبنی‌بر عدم وجود وابستگی مقطعی درسطح ۱ درصد رد نشده و عدم وابستگی مقطعی بین متغیرهای مدل نتیجه گرفته شده است.

جدول ۱. نتیجه آزمون وابستگی مقطعی CD پسران

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

مأخذ: محاسبات تحقیق

روش‌های معمول اقتصادسنجی در کارهای تجربی مبتنی‌بر فرض مانایی متغیرهای مورد مطالعه است؛ به این دلیل که امکان ساختگی‌بودن برآورد با متغیرهای نامانا وجود دارد و استناد به نتایج چنین برآوردهایی به نتایج گمراه‌کننده‌ای منجر خواهد شد (بالتاجی[2]، ۲۰۰۵). از این‌رو 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[3] (IPS) (۲۰۰۳) استفاده شده است. فرضیه صفر در آزمون IPS، مبتنی‌بر 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 محاسبه‌شده 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 به‌صورت مانا درآمده‌اند (دارای درجه مانایی I(1)).

جدول ۲. نتایج آزمون ریشه واحد IPS

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

مأخذ: محاسبات تحقیق

با توجه به‌وجود متغیرهای نامانا در مدل و به‌منظور جلوگیری از اتکا به رگرسیون کاذب، پیش از برآورد مدل، می باید وجود هم‌انباشتگی[1] (رابطه بلندمدت) بین متغیرهای مدل تأیید شود. در این مقاله به‌منظور انجام آزمون‌های هم‌انباشتگی، از آزمون‌های ارائه شده توسط پدرونی[2] (۲۰۰۴) و کائو[3] (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[4] است؛ که شامل چهار آماره پانل: *v*، rho، PP و ADF است. آزمون دوم پدرونی مبتنی‌بر روش بین‌گروهی[5] است؛ که شامل سه آماره گروه: rho، 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 ارائه‌شده 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

به‌منظور 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[1] (DF) و دیکی فولر تعمیم‌یافته[2] (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 پائینی 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 درحال‌توسعه، منفی است. به‌گونه‌ای که با افزایش یک‌درصدی در نرخ رشد اقتصادی، در بلندمدت و کوتاه‌مدت، نرخ بیکاری در کشورهای یادشده، به‌ترتیب حدود ۰/۴۲ و ۰/۰۶ درصد کاهش خواهد یافت که این

1. Dickey Fuller
2. Augmented Dickey Fuller

نتیجه به‌دست‌آمده بیانگر صدق قانون اوکان (به‌معنای 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. شایان ذکر است که بزرگ‌تر بودن ضریب این متغیر نسبت به ضرایب برآوردی سایر متغیرها به‌دلیل استفاده از تکنیک‌های کاربر در فرایند تولید در کشورهای درحال‌توسعه است؛ بنابراین به‌کارگیری سیاست‌های مشوق تولید می‌تواند به کاهش نرخ بیکاری در این کشورها کمک زیادی بکند. نتیجه به‌دست‌آمده 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 به‌روش 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 کوتاه‌مدت 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 ضریب برآوردی جمله تصحیح خطا			مقدار آماره آزمون هاسمن	
-۰/۱۲۸ (۰/۰۰۰)			۰/۱۲۴ (۰/۷۲۱)	

مأخذ: محاسبات تحقیق (اعداد داخل پرانتز نشان‌دهنده ارزش احتمال می‌باشند.)

تأثیر بلندمدت و کوتاه‌مدت سهم مخارج نظامی از GDP (m) بر نرخ بیکاری در کشورهای منتخب درحال‌توسعه به‌عنوان موضوع اصلی این تحقیق، مثبت و معنادار است؛ به گونه‌ای که با افزایش یک‌درصدی در این سهم، در بلندمدت و کوتاه‌مدت، نرخ بیکاری در کشورهای یادشده، به‌ترتیب حدود ۰/۱۱ و ۰/۰۲ درصد افزایش خواهد یافت که این نتیجه بیانگر آن است که افزایش مخارج نظامی در کشورهای درحال‌توسعه منجر به افزایش سطح بیکاری در این کشورها خواهد شد. در توجیه نتیجه به‌دست‌آمده، می‌توان گفت که با توجه به کمبود منابع و محدودیت بودجه در کشورهای درحال‌توسعه، 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. همچنین، فقدان صنایع نظامی

پیشـرفته و واردات تجهیـزات و ادوات نظـامی در ایـن کشـورها، مـانع از برخـورداری آنهـا از سرریزهای مثبت مخارج نظـامی و بهبـود بهـره‌وری نیـروی کـار و در نتیجـه افـزایش اشـتغال می‌شود.

نتیجه به‌دست‌آمده مبنی‌بر تأثیر مثبت مخارج نظامی بر بیکاری با نتـایج مطالعـات بـارکر و همکاران (۱۹۹۱)، ییلدریم و سزگین (۲۰۰۳) و کیونـگ و جـانهوا (۲۰۱۵) همسـو و بـا نتـایج مطالعات وینگ (۱۹۹۱) و مالیزارد (۲۰۱۴) در تضاد است.

تأثیر بلندمدت و کوتـاه‌مـدت سـهم مخـارج غیرنظـامی از GDP (nm) بـر نـرخ بیکـاری در کشورهای منتخب درحال‌توسعه، منفی است؛ به گونه‌ای که با افزایش یک‌درصدی این سهم، در بلندمدت و کوتاه‌مدت نرخ بیکاری در کشورهای یادشده، به‌ترتیب حـدود ۰/۱۹ و ۰/۰۳ درصـد کاهش خواهد یافت که این نتیجه بیانگر عدم تأیید منحنی آبرامز برای کشـورهای موردمطالعـه است. بر اساس منحنی آبرامز انتظار برآن اسـت کـه افـزایش انـدازه دولـت، ازدحـام در بخـش خصوصی و بالاخص سرمایه‌گذاری خصوصی را کاهش دهد. در نتیجه، رشد بهـره‌وری و رقابـت بین‌المللی کاهش و نرخ بیکاری افزایش یابد. در توجیه نتیجه به‌دست‌آمده و عدم تأیید منحنـی آبرامز برای کشورهای منتخب درحال‌توسعه، می‌توان گفت که این ممکن اسـت بـه ایـن دلیـل باشد که در کشورهای درحال‌توسعه، بخش قابل توجهی از استخدام نیـروی انسـانی در اختیـار دولت می‌باشد. در واقع دولت در واکنش به نرخ بیکاری بالا، با استخدام بیشتر نیروی کار باعـث افزایش مخارج غیرنظامی خود می‌شود. در عین حـال مـی‌تـوان گفـت بـه‌دلیـل ضـعیف بـودن زیرساخت‌ها در کشورهای درحال‌توسعه، مخارج بیشتر دولت‌ها در ایـن کشـورها باعـث تقویـت شرایط کارآفرینی و اشتغال می‌شود. در واقع هر دو پدیده ذکرشده در کشورهای درحال‌توسـعه، بسته به شرایط اتفاق می‌افتد و باعث به‌وجودآمدن رابطه منفی مخارج دولـت بـر نـرخ بیکـاری می‌شود (انصاری سامانی و خیل کردی، ۱۳۹۵).

تأثیر بلندمـدت و کوتـاه‌مـدت نـرخ تـورم (i) بـر نـرخ بیکـاری در کشـورهای منتخـب درحال‌توسعه، منفی است؛ به گونه‌ای که با افـزایش یـک‌درصـدی در نـرخ رشـد اقتصـادی، در بلندمدت و کوتاه‌مدت، نرخ بیکاری در کشورهای یادشده، به‌ترتیب حدود ۰/۰۷ و ۰/۰۱ درصـد کـاهش خواهـد یافـت کـه ایـن نتیجـه تأییـدی بـر صـحت منحنـی فیلیـپس در کشـورهای درحال‌توسعه است. ضریب برآوردی جمله تصحیح خطا نیز، منفی، معنادار (در سطح ۱ درصـد) و مطابق علامت انتظاری است. مقدار این ضریب حدود ۰/۱۳- است؛ که نشان مـی‌دهـد در هـر سال ۰/۱۳ درصد از عدم تعادل یک دوره (یک سال) در نرخ بیکاری کشورهای مورد مطالعه، در دوره بعد تعدیل می‌شود. بنابراین تعـدیل بـه‌سـمت تعـادل، بـا سـرعت نسـبتاً پـایینی صـورت می‌گیرد.

۵. جمع‌بندی و نتیجه‌گیری

هدف اصلی این مطالعه، بررسی تأثیر مخارج نظامی بر نرخ بیکاری در کشورهای منتخب درحال‌توسعه 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 به‌منظور به‌دست‌آوردن 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 موردمطالعه در کوتاه‌مدت و بلندمدت، مثبت و معنادار است. بر این اساس می‌توان گفت که منحنی آبرامز به‌معنای 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 درحال 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 درحال‌توسعه 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 درحال‌توسعه، 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 ۹۴-۷۷.
- انصاری‌سامانی، حبیب و خیل‌کردی، رباب. (۱۳۹۵). تأثیر اندازه دولت بر بیکاری: بررسی منحنی آبرامز در کشورهای توسعه‌یافته و درحال‌توسعه. *فصلنامه مدلسازی اقتصادسنجی*، دوره ۲، شماره ۱، صص ۱۳۴-۱۱۳.

- دیزجی، منیژه؛ پناهی، حسین و تقی‌زاده، حجت. (۱۳۸۸). اثر هزینه‌های نظامی بر بدهی‌های خارجی در کشورهای درحال‌توسعه. *فصلنامه مدلسازی اقتصادی*، سال سوم، شماره ۱، صص ۱۳۶-۱۱۷.
- زراءنژاد، منصور و حسین‌پور، عبدالکریم. (۱۳۹۵). اثر اندازه دولت بر روی نرخ بیکاری در ایران. *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی*، شماره ۱، صص ۲۰۹-۱۹۱.
- 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 ۶۴-۵۱.
- گل‌خندان، ابوالقاسم؛ خوانساری، مجتبی و گل‌خندان، داود. (۱۳۹۴). نظامی‌گری و رشد اقتصادی: شواهدی تجربی از کشورهای منطقه منا در قالب الگوی پانل‌پویا. *فصلنامه رشد و توسعه اقتصادی*، دوره ۵، شماره ۸، صص ۵۰-۳۱.

- 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.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی