تاریخ دریافت: ۱۳۹۶/۱۱/۱۵
تاریخ پذیرش: ۱۳۹۷/۰۶/۲۷

فصلنامه علوم و فنون نظامی
سال سیزدهم، شماره ۴۲، زمستان ۱۳۹۶
صص ۲۹- ۵

آزمون فرضیه اسلحه و (یا) رفاه در کشورهای با درآمد بالا، متوسط و پائین

محمد حسین فطرس[۱]
ابوالقاسم گل‌خندان*[۲]

چکیده

بر اساس فرضیه اسلحه و رفاه، افزایش مخارج نظامی می‌تواند منجر به سطح رشد اقتصادی بالاتری شود. در مقابل این فرضیه، فرضیه اسلحه یا رفاه معتقد است که افزایش مخارج نظامی، کاهنده سطح رشد اقتصادی می‌باشد. در این راستا، هدف اصلی این مطالعه آزمون تجربی فرضیه اسلحه و (یا) رفاه برای کشورهای با درآمد بالا، متوسط و پائین، طی دوره‌ی زمانی ۲۰۱۴-۱۹۹۵ می‌باشد. به این منظور، از یک مدل سولوی تعمیم‌یافته و روش اقتصادسنجی گشتاورهای تعمیم‌یافته سیستمی (SGMM) استفاده شده است. یافته‌های این تحقیق نشان‌دهنده اثر مثبت و معنادار هزینه‌های نظامی بر رشد اقتصادی در کشورهای با درآمد بالا (فرضیه اسلحه و رفاه)، اثر منفی و معنادار هزینه‌های نظامی بر رشد اقتصادی در کشورهای با درآمد پائین (فرضیه اسلحه یا رفاه) و اثر بی‌معنای هزینه‌های نظامی بر رشد اقتصادی در کشورهای با درآمد متوسط (فرضیه خنثی) می‌باشد. لذا می‌توان گفت که تأثیر هزینه‌های نظامی بر رشد اقتصادی در سطوح مختلف درآمدی، متفاوت است.

واژه‌های کلیدی:

رشد اقتصادی، هزینه‌های نظامی، فرضیه اسلحه و (یا) رفاه، سطح درآمد، گشتاورهای تعمیم‌یافته سیستمی (SGMM).

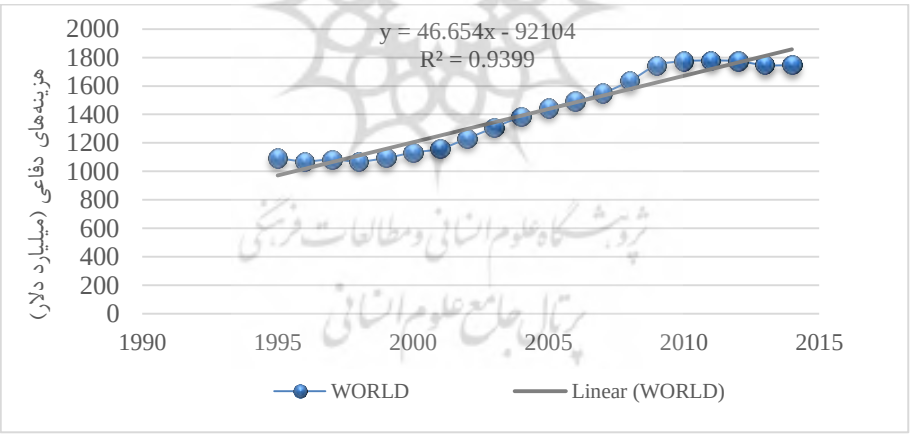
پرتال جامع علوم انسانی

[۱]. استاد گروه اقتصاد دانشکده علوم اجتماعی و اقتصادی دانشگاه بوعلی سینا همدان
[۲]. دانشجوی دوره دکتری اقتصاد دانشگاه لرستان
* نویسنده مسئول: رایانامه : golkhandana@gmail.com

مقدمه

پایان جنگ سرد، امیدهایی را برای کاهش بودجه دفاعی (نظامی) در گوشه و کنار دنیا ایجاد کرد. اگرچه آمار کلی، حکایت از گرایش عمومی برای کاهش مخارج دفاعی در سراسر جهان دارد، اما هنوز کشورهایی هستند که هر ساله سهم عمده‌ای از کل مخارج عمومی را به دلیل مسائل امنیتی، برای امور دفاعی صرف می‌کنند (حسنی و عزیزنژاد، ۱۳۸۶: ۱۹۴).

شکل (۱) روند کل مخارج نظامی صرف شده جهان را طی سال های ۲۰۱۴-۱۹۹۵ نشان می‌دهد. بر اساس این شکل، در فاصله زمانی سال های ۱۹۹۶ تا ۲۰۱۱ مخارج نظامی جهان یک روند صعودی داشته، که این روند صعودی از سال ۱۹۹۶ تا ۲۰۰۱ با شیب ملایمی همراه بوده است. از سال ۲۰۰۱ به بعد، مخارج نظامی جهان با شیب تندی افزایش یافته است؛ که می‌تواند از حادثه ۱۱ سپتامبر سال ۲۰۰۱ نشأت گرفته باشد. در این سال ها، حملات تروریستی و جنگ افغانستان از مهم‌ترین دلایل برای افزایش مخارج نظامی بوده است. به‌طور کلی عوامل محرک متعددی برای افزایش مخارج نظامی در کشورهای جهان طی این سال‌ها می‌توان برشمرد؛ که اهداف سیاست های خارجی کشورها، واقعیت درک تهدید، جنگ های مسلحانه و سیاست هایی برای کمک به عملیات حفظ صلح چندجانبه، همراه با دسترسی به منابع اقتصادی از آن جمله است (گل‌خندان و همکاران، ۱۳۹۴).



شکل (۱) مخارج نظامی جهان طی سال‌های ۲۰۱۴-۱۹۹۵

مأخذ: محاسبات تحقیق با استفاده از داده‌های مؤسسه بین‌المللی تحقیقات صلح استکهلم[1] (SIPRI)

رابطه بین هزینه‌های نظامی و رشد اقتصادی در دهه‌های اخیر توجهات زیادی را به خود جلب کرده است و یکی از بحث‌های مهم اقتصادی این است که آیا بخش نظامی به فرآیند رشد

[1]. Stockholm International Peace Research Institute

و توسعه اقتصادی کمک می‌کند یا نه (مولایی و گل‌خندان، ۱۳۹۴). موضوع اقتصاد و رابطه‌ی آن با نظامی‌گری، بحث بسیار مهم و پیچیده‌ای است که از زوایای مختلف قابل تأمل و بررسی است. اقتصاد از ناحیه فعالیت‌های نظامی می‌تواند رشد یابد و هم مورد آسیب قرار گیرد. بعضی از کشورها از طریق تولید و فروش تسلیحات جنگی توانسته‌اند ارز قابل توجهی به دست آورند. شعله‌ور شدن آتش جنگ در نقاط مختلف جهان تا حدودی متأثر از ملاحظات اقتصادی تولیدکنندگان این سلاح‌هاست که در کنار عوامل دیگری از قبیل نیل به اهداف سیاسی، آزمایش عملی سلاح‌ها و فراهم آمدن بستر لازم برای تحقیقات بیش‌تر در خصوص سلاح‌های پیشرفته، همیشه مورد توجه تولیدکنندگان بوده است. در کشورهای عقب‌مانده و درحال‌توسعه وضعیت تاحدود زیادی متفاوت است. به‌طوری که در کشورهای یاد شده، هزینه‌های نظامی که معمولاً برای تأمین امنیت صرف می‌شود، توان اقتصادی کشورها را تحلیل برده و در نتیجه معیشت و فرآیند توسعه را تحت تأثیر قرار می‌دهد (دیزجی و همکاران، ۱۳۸۸: ۱۱۸).

امنیت، یک کالای عمومی است و همان‌طور که آدام اسمیت[1] مطرح کرده است، همه دولت‌ها تلاش می‌کنند تا با صرف مخارج نظامی، امنیت شهروندان خود را تأمین کنند. به‌تبع امنیت می‌توان اقتصاد دفاع را زیرمجموعه‌ای از اقتصاد بخش عمومی دانست. با توجه به اثرات خارجی امنیت، تقویت توان دفاعی یک کشور برای دیگر کشورها حائز اهمیت است؛ به این معنی که مسلح شدن یک کشور برای دیگر کشورها می‌تواند تبعات مثبت یا منفی داشته باشد. امروزه سیاست‌هایی که از جانب دول مختلف اعمال می‌شود حاکی از آن است که دولت‌ها تلاش می‌کنند تا توان دفاعی خود را به‌شکل رقابتی بالا ببرند. مخارج دفاعی کشورها که به‌طور فزاینده‌ای روبه افزایش است، گویای این واقعیت است (اسمیت[2]، ۱۹۹۵: ۷۰).[3] با توجه به این نکات، هدف اصلی این مقاله بررسی تأثیر هزینه‌های نظامی بر رشد اقتصادی کشورهای جهان به تفکیک کشورهای با درآمد بالا، متوسط و پائین طی سال‌های ۲۰۱۴-۱۹۹۵ است. به این منظور مقاله حاضر در پنج بخش تنظیم شده است. پس از مقدمه، بخش دوم مقاله به ادبیات موضوع می‌پردازد. بخش سوم به روش تحقیق و معرفی مدل اختصاص دارد. در بخش چهارم به برآورد مدل و تحلیل نتایج پرداخته شده است. در بخش پایانی نیز نتیجه‌گیری و پیشنهادها آمده است.

---

1. Adam Smith
2. Smith

۳. براساس گزارش سالانه مؤسسه بین‌المللی تحقیقات صلح استکهلم (۲۰۱۰)، میزان هزینه‌های نظامی جهان در سال ۲۰۱۰، ۱/۶۳ تریلیون دلار بوده است که این میزان نسبت به سال‌های ۲۰۰۸ و ۲۰۰۱ به‌ترتیب ۱/۳ درصد و ۵۰ درصد افزایش داشته است (SIPRI Yearbook, 2010).

مرور ادبیات نظری و پیشینه‌های پژوهش

مبانی نظری پژوهش

بسیاری از اقتصاددانان بالاخص اقتصاددانان متخصص در زمینه اقتصاد دفاع، بر رابطه بین هزینه‌های نظامی و رشد اقتصادی توافق دارند و در این راستا چهار فرضیه مطرح شده است:

بر اساس فرضیه نخست، هزینه‌های نظامی می‌تواند از طریق افزایش تقاضای کل و بالابردن سطح سرمایه‌گذاری و اشتغال، رشد اقتصادی را افزایش دهد. از طرفی دیگر هزینه‌های نظامی می‌تواند از طریق اثر «بخشه‌سازی»[1]، رشد اقتصادی را افزایش دهد. این اثر ناشی از تأثیر هزینه‌های نظامی در زیرساخت‌های فیزیکی و اجتماعی مانند جاده‌ها، حمل‌ونقل، بنادر و تحقیق و آموزش و هم‌چنین افزایش امنیت است که برای بخش غیرنظامی مفید می‌باشد و منجر به رشد اقتصادی می‌شود (دگر[2]، ۱۹۸۶ و چانگ و همکاران[3]، ۲۰۱۴). به‌علاوه این‌که، اگر هزینه‌های نظامی صرف تولید تجهیزات و ادوات نظامی نیز شود، صادرات آن می‌تواند باعث بهبود تراز تجاری شده و رشد اقتصادی را افزایش دهد (دون و همکاران[4]، ۲۰۰۵: ۴۵۱). این فرضیه را «فرضیه اسلحه و رفاه»[5] می‌نامند که نشان‌دهنده تأثیر مثبت هزینه‌های نظامی بر رشد اقتصادی است. در واقع این فرضیه تأکید می‌کند که نظامی‌گری تعارضی با رفاه ندارد و می‌تواند رشد اقتصادی را افزایش دهد.

فرضیه دوم معتقد است از آنجاکه هزینه‌های نظامی به‌وسیله مالیات‌ها یا استقراض، تأمین مالی می‌شود، سبب برون‌رفت سرمایه‌گذاری بخش خصوصی می‌شود. از طرف دیگر، افزایش مخارج نظامی، با توجه به محدودیت بودجه دولت، سبب انحراف و کاهش در هزینه‌های آموزشی و بهداشتی دولت (اثر جایگزینی)[6] و هم‌چنین افزایش بدهی‌های خارجی و گسترش حجم نقدینگی می‌شود (دگر و اسمیت[7]، ۱۹۸۳؛ دون و ووگاس[8]، ۱۹۹۹؛ و مولایی و گل‌خندان، ۱۳۹۴). هم‌چنین، خرید اسلحه و ادوات نظامی با توجه به کمبود ارز، منابع موجود را برای وارد کردن کالاهای واسطه‌ای و سرمایه‌گذاری در جهت بهبود رشد اقتصادی بلندمدت پایدار، کاهش می‌دهد (نارایان و اسمیت[9]، ۲۰۰۹: ۲). علاوه بر این، چنان‌چه هزینه‌های نظامی عمدتاً صرف واردات تجهیزات و ادوات نظامی شود، با توجه به تأثیر منفی آن بر روی تراز تجاری، می‌تواند

---

1. Spin-Off
2. Deger
3. Chang et al.
4. Dunne et al.
5. Guns & Butter
6. Crowding Out Effect
7. Deger & Smith
8. Dunne & Vougas
9. Narayan & Smyth

رشد اقتصادی را کاهش دهد (میو[1]، ۲۰۱۳: ۹). این فرضیه را «فرضیه اسلحه یا رفاه»[2] می‌نامند که نشان‌دهنده تأثیر منفی هزینه‌های نظامی بر رشد اقتصادی است. در واقع این فرضیه تأکید می‌کند که نظامی‌گری در تعارض با رفاه است و رشد اقتصادی را کاهش می‌دهد.

فرضیه سوم معتقد است که هیچ رابطه معناداری بین هزینه‌های نظامی و رشد اقتصادی وجود ندارد (بیسواز و رم[3]؛ ۱۹۸۶و گروبار و پورتر[4]؛ ۱۹۸۹). این فرضیه را «فرضیه خنثی»[5] می‌نامند. بعضی از مطالعات تجربی نظیر مطالعه گریس[6] (۲۰۰۱) تأییدکننده فرضیه خنثی است.

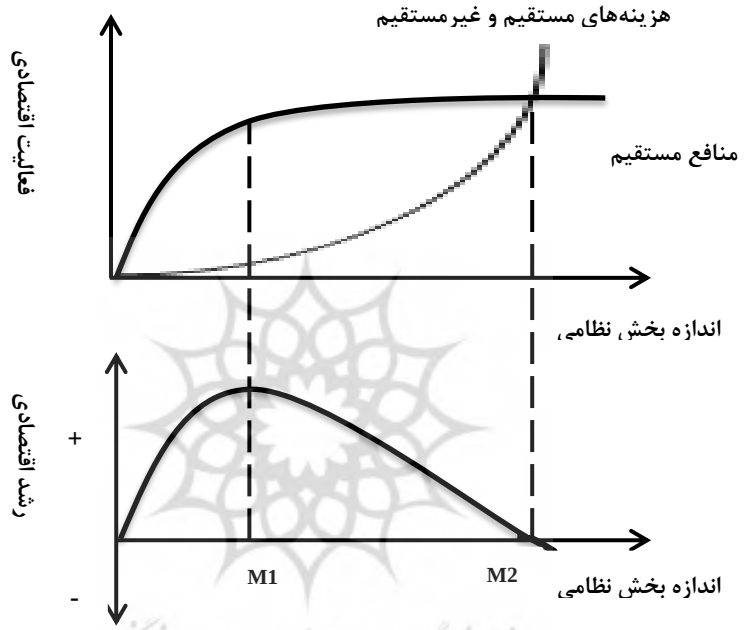
علاوه بر فرضیه‌های فوق، فرضیه چهارمی نیز بر اساس ترکیب فرضیه اول و دوم شکل گرفته که معتقد به اثرگذاری غیرخطی هزینه‌های نظامی بر رشد اقتصادی است (گل‌خندان، ۱۳۹۴). بر این اساس، افزایش هزینه‌های نظامی و بالتبع بخش نظامی دارای منافع مستقیم و هزینه‌های مستقیم و غیرمستقیمی است که فعالیت‌های اقتصادی را دست‌خوش تغییر می‌کند (مطابق شکل (۲)). از آن‌جا که نخست با افزایش اندازه بخش نظامی، سرعت افزایش منافع آن از هزینه‌های آن بیش‌تر است، رشد اقتصادی نیز افزایش می‌یابد. با افزایش اندازه بخش نظامی تا نقطه M1 (اندازه بهینه بخش نظامی)، این رشد اقتصادی تا ماکزیمم خود پیش می‌رود (جایی‌که فاصله منحنی منافع مستقیم از منحنی هزینه‌های مستقیم و غیرمستقیم هزینه‌های نظامی بیش‌ترین مقدار را داراست)؛ اما از این نقطه به بعد به‌دلیل افزایش سرعت هزینه‌های مستقیم و غیرمستقیم هزینه‌های نظامی از منافع مستقیم آن، همگام با افزایش اندازه بخش نظامی، رشد اقتصادی کاهش می‌یابد. لذا بر اساس این فرضیه، یک رابطه غیرخطی به شکل U معکوس بین هزینه‌های نظامی و رشد اقتصادی برقرار است (استراپ و هکلمن[7]، ۲۰۰۱: ۳۳۶).

رابطه غیرخطی بین رشد اقتصادی و سهم مخارج بودجه‌ای را می‌توان بر اساس «درجه امنیت» یک کشور و «سطح تهدیدات بین‌المللی» نیز تشریح کرد. افزایش سطح تهدیدات بین المللی به بالاتر از یک سطح آستانه، موجب می‌شود که کشور از افزایش سهم مخارج بودجه‌ای نظامی منتفع گردد (آلپتکین و لوین[8]، ۲۰۱۲). از این‌رو، به‌نظر می‌رسد، هنگامی‌که سطح مخارج بودجه‌ای نظامی از تولید ناخالص داخلی در سطح پایینی قرار دارد و اثرات جانبی مثبت ناشی از امنیت ایجادشده بر روی سایر بخش های اقتصادی نسبت به اثرات جانشینی

---

1. Myo
2. Guns or Butter
3. Biswas & Ram
4. Grobar & Porter
5. Neutrality Hypothesis
6. Gerace
7. Stroup & Heckelman
8. Alptekin & Levine

جبری مخارج بودجه‌ای نظامی به‌جای مخارج بودجه‌ای غیرنظامی قابل ملاحظه است، افزایش در سهم مخارج بودجه‌ای نظامی، رشد اقتصادی را افزایش می‌دهد. در مقابل، هنگامی‌که سهم مخارج بودجه ای نظامی از تولید ناخالص داخلی در سطوح بالایی قرار دارد و اثرات جانبی منفی ناشی از کاهش سهم مخارج بودجه‌ای غیرنظامی بر اثرات جانبی مثبت ناشی از ایجاد امنیت غالب می‌شود، افزایش در سهم مخارج بودجه‌ای نظامی، رشد اقتصادی را کاهش می‌دهد (کریمی پتانلار و صادقی، ۱۳۹۳).



شکل (۲) اثرگذاری غیرخطی هزینه‌های نظامی بر رشد اقتصادی (مأخذ: استراپ و هکلمن (۲۰۰۱: ۳۳۶))

پیشینه‌های پژوهشی

تحقیقات اولیه مربوط به تأثیر مخارج نظامی بر رشد اقتصادی به مطالعه بنوا[1] (۱۹۷۳) برمی‌گردد. وی اثر مثبت بین مخارج نظامی و رشد اقتصادی را برای ۴۴ کشور کم توسعه‌یافته طی سال‌های ۱۹۶۰-۱۹۵۰ مشاهده نمود. مطالعه وی سبب شد بعدها مطالعات دیگری در این زمینه با استفاده از مدل وی و روش‌های توسعه‌یافته‌تر از آن شکل بگیرند؛ که در ادامه منتخبی از جدیدترین این مطالعات به ترتیب مطالعات خارجی و داخلی مورد بررسی قرار می‌گیرد.

[1]. Benoit

دون (۲۰۱۰) در مطالعه‌ای اثر هزینه‌های نظامی را بر رشد اقتصادی کشورهای صحرای آفریقا طی دوره‌ی زمانی ۲۰۰۶-۱۹۸۸ بررسی کرده است. نتایج این مطالعه در قالب تکنیک اقتصادسنجی پانل‌پویا، نشان‌دهنده اثر منفی هزینه‌های نظامی بر رشد اقتصادی کشورهای این منطقه است.

یلدیریم و همکاران[1] (۲۰۱۱) اثر مخارج دفاعی را بر رشد اقتصادی ۱۳۳ کشور دنیا طی سال‌های ۲۰۰۸-۲۰۰۰ بررسی کرده‌اند. آن‌ها با استفاده از مدل‌های سولوی تعمیم‌یافته و فدر-رم در مورد مخارج دفاعی و رشد اقتصادی و بهره‌گیری از روش‌های اقتصادسنجی OLS و GS-2SLS نشان داده‌اند که مخارج دفاعی اثری مثبت بر رشد اقتصادی خواهد داشت.

ویجورا و وب[2] (۲۰۱۱) در مطالعه‌ای اثر هزینه‌های نظامی را بر رشد اقتصادی ۵ کشور جنوب آسیا (شامل هند، پاکستان، نپال، سری‌لانکا و بنگلادش) طی دوره‌ی زمانی ۲۰۰۷-۱۹۸۸ بررسی کرده‌اند. نتایج این مطالعه در قالب رهیافت هم‌انباشتگی پانلی، حاکی از تأثیر مثبت، اما ناچیز هزینه‌های نظامی بر رشد اقتصادی این کشورهاست؛ به‌گونه‌ای که با یک‌درصد افزایش در هزینه‌های نظامی، رشد اقتصادی ۰/۰۴ درصد افزایش می‌یابد.

دون و نیکولایدو[3] (۲۰۱۲) در مطالعه‌ای به بررسی اثر مخارج دفاعی بر رشد اقتصادی ۱۵ کشور عضو اتحادیه اروپا طی دوره‌ی ۲۰۰۷-۱۹۶۱ پرداخته‌اند. آن‌ها با استفاده از یک مدل سولوی تعمیم‌یافته به این نتیجه رسیده‌اند که افزایش مخارج دفاعی باعث رشد و گسترش توسعه اقتصادی نمی‌شود. هو و چن[4] (۲۰۱۳) اثر هزینه‌های نظامی را بر رشد اقتصادی ۳۵ کشور درحال‌توسعه طی سال‌های ۲۰۰۹-۱۹۷۵ بررسی کرده‌اند. یافته‌های این تحقیق در قالب یک مدل سولوی تعمیم‌یافته و روش اقتصادسنجی گشتاورهای تعمیم‌یافته[5] (GMM) حاکی از اثر منفی و معنادار هزینه‌های نظامی بر رشد اقتصادی این کشورهاست.

چن و همکاران (۲۰۱۴) رابطه بین مخارج دفاعی و رشد اقتصادی را در ۱۳۷ کشور دنیا و با استفاده از روش GMM مورد بررسی قرار داده‌اند. یافته‌های این تحقیق نشان می‌دهد که یک رابطه علیت کوتاه‌مدت از مخارج دفاعی به رشد اقتصادی در کشورهای با درآمد بالا و در کشورهای با درآمد پایین وجود دارد. هم‌چنین، یک رابطه علیت دوطرفه بین مخارج دفاعی و رشد اقتصادی در کوتاه‌مدت، در مناطق آسیا، اروپا، آمریکای لاتین و دریای کاریب، خاورمیانه و شمال آفریقا وجود دارد. در حالی‌که نتایج عدم وجود رابطه علیت بین مخارج دفاعی و رشد

---

1. Yildirim et al
2. Wijeweera & Web
3. Dunne & Nikolaidou
4. Hou & Chen
5. Generalized Method of Moments

اقتصادی در کشورهای با درآمد بالاتر از متوسط و مناطق اروپا و آسیای مرکزی و کشورهای صحرای آفریقا را نشان می‌دهد. مولایی و گل‌خندان[1] (۲۰۱۵) اثر هزینه‌های نظامی را بر رشد اقتصادی کشورهای نفتی و غیرنفتی خاورمیانه طی سال‌های ۲۰۱۲-۱۹۸۸ بررسی کرده‌اند. یافته‌های این تحقیق در قالب یک مدل سولوی تعمیم‌یافته و روش اقتصادسنجی GMM حاکی از اثر منفی و معنادار هزینه‌های نظامی بر رشد اقتصادی این کشورهاست. هم‌چنین، با تفکیک کشورهای این منطقه به دو گروه کشورهای نفتی و غیرنفتی نشان داده شده است که تأثیر منفی این مخارج بر رشد اقتصادی، در کشورهای نفتی بیشتر از کشورهای غیرنفتی است.

تونگار و الورن[2] (۲۰۱۶) در مطالعه‌ای به بررسی اثر مخارج نظامی بر رشد اقتصادی کشور ترکیه طی دوره‌ی ۲۰۰۸-۱۹۶۳ پرداخته‌اند. آن‌ها با استفاده از یک مدل سولوی تعمیم‌یافته به این نتیجه رسیده‌اند که مخارج نظامی اثر معناداری بر رشد اقتصادی ندارد. اسماعیل[3] (۲۰۱۷) در مطالعه‌ای اثر هزینه‌های نظامی را بر رشد اقتصادی کشورهای جنوب آسیا بررسی کرده است. نتایج این مطالعه در قالب داده‌های پانل و رهیافت اثرات ثابت[4] (FE)، حاکی از تأثیر مثبت هزینه‌های نظامی بر رشد اقتصادی این کشورهاست؛ اما شدت این اثرگذاری در قیاس با اثرات مثبت هزینه‌های غیرنظامی، به میزان قابل توجهی کم‌تر است.

حسنی و عزیزنژاد (۱۳۸۶) در مطالعه‌ای به بررسی هزینه دفاعی و تأثیر آن بر رشد اقتصادی ایران طی دوره‌ی زمانی ۱۳۸۲-۱۳۵۰ پرداخته‌اند. در این مطالعه به‌منظور طراحی الگویی برای تعیین اثرات اقتصادی هزینه‌های دفاعی عمومی بر رشد اقتصادی، دستگاهی با چهار معادله و با استفاده از روش‌های تک معادله‌ای OLS و 2SLS و روش دستگاه معادلات همزمان 3SLS برای تشریح روابط موجود بین متغیرها ارزیابی شده است. یافته‌های پژوهش حاکی از این است که هم اثر مستقیم هزینه‌های دفاعی بر رشد اقتصادی و هم اثرات غیرمستقیم آن بر پس‌انداز و تراز تجاری کشور، به‌طور قابل توجهی منفی است.

پورصادق و همکاران (۱۳۸۶) تأثیر هزینه‌های نظامی بر رشد اقتصادی ایران را طی سال‌های ۱۳۸۴-۱۳۵۳ و با توجه به اثرات جنگ تحمیلی و واقعه‌ی ۱۱ سپتامبر بررسی کرده‌اند. به این منظور از مدل تولید سنتی و روش اقتصادسنجی OLS استفاده شده است. یافته‌های این تحقیق نشان می‌دهد، افزایش سهم هزینه‌های نظامی در تولید ناخالص داخلی، منجر به بهبود تراز تجاری و در نتیجه رشد اقتصادی شده است.

---

1. Mowlaei & Golkhandan
2. Tongur & Elveren
3. Ismail
4. Fixed Effect

حسنی‌صدرآبادی و کاشمری (۱۳۸۷) مقاله‌ای با عنوان تأثیر مخارج دفاعی بر رشد اقتصادی و اثر غیرمستقیم آن بر مصرف خصوصی در ایران (بررسی مدل طرف عرضه اقتصاد) ارائه داده‌اند. در این تحقیق با ملاحظه طرف عرضه اقتصاد، مدل چهاربخشی فدر که شامل بخش‌های مصرفی خصوصی، دولتی غیردفاعی، صادرات و دفاعی است مورد استفاده قرار گرفته و ضمن بررسی تأثیر مخارج دفاعی بر رشد اقتصادی، اثرات غیرمستقیم بخش دفاعی بر بخش مصرفی خصوصی ارزیابی گردیده است. نتایج این تحقیق با استفاده از روش OLS نشان می‌دهد که اثر مستقیم تأثیر مخارج دفاعی بر رشد اقتصادی، مثبت و اثر غیرمستقیم بخش دفاعی بر بخش مصرفی خصوصی، منفی است.

گل‌خندان (۱۳۹۳) با استفاده از یک مدل فدر ° رم نشان داده است که هزینه‌های نظامی در کشورهای درحال توسعه و توسعه‌یافته، به ترتیب اثر منفی و مثبت بر رشد اقتصادی طی دوره‌ی ۲۰۱۰-۱۹۹۴ داشته است. مولایی و همکاران (۱۳۹۳) تأثیر مخارج دفاعی را بر رشد اقتصادی ایران طی سال‌های ۱۳۸۹-۱۳۳۸ بررسی کرده اند. به این منظور از مدل سولوی تعمیم‌یافته و روش اقتصادسنجی یوهانسن استفاده شده است. یافته‌های این تحقیق نشان می‌دهد، در بلندمدت افزایش سهم مخارج دفاعی از تولید ناخالص داخلی، منجر به رشد اقتصادی شده است. گل خندان و همکاران (۱۳۹۴) اثر هزینه های نظامی را بر رشد اقتصادی کشورهای منطقه مناطی سال‌های ۲۰۰۹-۱۹۷۵ بررسی کرده‌اند. یافته‌های این تحقیق درقالب یک مدل سولوی تعمیم‌یافته و روش اقتصادسنجی GMM حاکی از اثر منفی و معنادار هزینه‌های نظامی بر رشد اقتصادی این کشورهاست.

همان‌طور که چن و همکاران (۲۰۱۴) بیان می‌کنند علت تفاوت در بین نتایج مختلف به‌دست‌آمده در زمینه رابطه بین هزینه‌های نظامی و رشد اقتصادی، صرف‌نظر از اختلاف بین بازه‌ی زمانی و مکانی و روش‌شناسی تحقیقات انجام‌شده، به شرایط خاص هر منطقه و حتی هر کشور و سطوح مختلف درآمد بر می‌گردد. به‌همین دلیل نتایج به‌دست‌آمده از هر مطالعه، قابلیت تعمیم و گسترش برای سایر مناطق و کشورهای دنیا را ندارد. در این مطالعه سعی می‌شود تا تأثیر هزینه‌های نظامی بر رشد اقتصادی با تفکیک کشورها به گروه‌های درآمدی مختلف (کشورها با درآمد بالا، متوسط و پائین) بررسی شود.

روش‌شناسی پژوهش

در این مقاله به‌منظور بررسی آزمون فرضیه اسلحه و (یا) رفاه در کشورهای با درآمد بالا، متوسط و پائین، از مدل سولوی تعمیم‌یافته استفاده شده است. این مدل در بسیاری از مطالعات تجربی انجام‌شده، نظیر هو و چن (۲۰۱۳)، دون و نیکولایدو (۲۰۱۲)، یلدیریم و همکاران (۲۰۱۱) و دون (۲۰۱۰) استفاده شده است. به‌طور کلی در زمینه تأثیر مخارج نظامی

بر رشد اقتصادی، مدل‌های متعددی نظیر مدل آتسوگلو[۱] و فدر-رم[۲] مطرح شده است.[۳] مزیت اصلی مدل سولوی تعمیم‌یافته در مقایسه با سایر مدل‌های مطرح شده در زمینه اثر هزینه‌های نظامی بر رشد اقتصادی، آنست که در بردارنده سایر فاکتورهای اساسی رشد اقتصادی مانند سرمایه انسانی، سرمایه فیزیکی و نرخ رشد نیروی کار است (هو و چن، ۲۰۱۳: ۱۸۶). مدل سولوی تعمیم‌یافته توسط مانکیو و همکاران[۴] (۱۹۹۲) مطرح شده و به‌منظور بررسی اثر مخارج نظامی بر روی رشد اقتصادی، توسط نایت و همکاران[۵] (۱۹۹۶) به‌کار گرفته شده است. در این مدل فرض اساسی آنست که سهم مخارج نظامی از تولید از طریق اثر سطحی روی کارایی، تولید را متأثر می‌کند (دون و همکاران، ۲۰۰۵: ۴۵۶). نقطه شروع این مدل استفاده از یک تابع تولید نئوکلاسیکی به‌صورت کاب ـ داگلاس با بازدهی ثابت نسبت به مقیاس تولید و متغیرهای تولید (Y)، سرمایه (K)، پیشرفت فنی یا سطح تکنولوژی (A) و نیروی کار (L) است (همان: ۴۵۶):

$$Y(t) = K(t)^{\alpha}\,[A(t).L(t)]^{1-\alpha} \quad 0<\alpha<1 \qquad (۱)$$

نیروی کار و پیشرفت فنی طبق رابطه‌های زیر رشد می‌کنند:

$$L(t) = L(0)e^{nt} \;\&\; A(t) = A(0)e^{gt}m(t)^{\theta} \qquad (۲)$$

در رابطه‌های فوق، n: نرخ برون‌زای رشد نیروی کار، g: نرخ برون‌زای رشد تکنولوژی و m سهم مخارج نظامی از تولید است. بر اساس معادله سمت راست رابطه (۲) کارایی تنها به نرخ رشد برون‌زای تکنولوژی وابسته نیست و تغییر در سهم مخارج نظامی دولت از تولید با کشش روی کارایی اثر می‌گذارد. به این صورت که افزایش سهم هزینه‌های نظامی از تولید، با تعلیم و آموزش نیروی‌های مسلح و افزایش سطح دانش و مهارت آن‌ها و هم‌چنین گسترش فعالیت‌های تحقیق و توسعه (R&D) و انتقال نیروی کار مجرب به بخش‌های غیرنظامی و خصوصی، میزان بهره‌وری را تغییر می‌دهد و پارامتر کارایی را متأثر می‌کند (نایت و همکاران، ۱۹۹۶: ۱۳-۱۲ و میلونیدیس[۶]، ۲۰۰۷: ۳۴۷). هم‌چنین بر اساس این معادله تغییر در سهم مخارج نظامی از تولید (m) یک اثر بر سطح به‌جای می‌گذارد و نه اثر بر رشد. این تغییر مسیر رشد متعادل اقتصاد را تغییر می‌دهد، یعنی سطح تولید سرانه در هر نقطه از زمان افزایش می‌یابد، اما نرخ رشد تولید سرانه روی مسیر رشد متعادل را تغییر نمی‌دهد (دون و همکاران، ۲۰۰۵: ۴۵۶). اگر

---

1. Atesoglu
2. Feder-Ram
3. به‌منظور آشنایی بیش‌تر با این مدل‌ها به مطالعه گل‌خندان و همکاران (۱۳۹۴) مراجعه کنید.
4. Mankiw et al.
5. Knight et al.
6. Mylonidis

نرخ پس‌انداز سرمایه (درصدی از تولید که به سرمایه‌گذاری اختصاص داده می‌شود) به‌صورت s نشان داده شود، می‌توان معادله اصلی الگوی سولو را برای هر واحد نیروی کار مؤثر، به‌صورت زیر استخراج نمود:

$$\dot{k_e} = sk_e^{\alpha} - (n + g + \delta)k_e \Leftrightarrow \frac{\delta \ln k_e}{\delta t} = se^{(\alpha-1)\ln k_e} - (g + n + \delta) \qquad (۳)$$

سطح وضعیت پایدار $k=K/A.L$ (سرمایه سرانه نیروی کار مؤثر) و $y=Y/A.L$ (تولید سرانه نیروی کار مؤثر) نیز از رابطه‌های زیر محاسبه می‌شوند (همان: ۴۵۷):

$$k_e^{*} = \left[\frac{s}{n+g+\delta}\right]^{\frac{1}{1-\alpha}}, y_e^{*} = \left[\frac{s}{n+g+\delta}\right]^{\frac{\alpha}{1-\alpha}} \qquad (۴)$$

با خطی‌کردن معادله رابطه (۳) به‌وسیله بسط تقریبی سری تیلور در نزدیکی سطح پایدار k و استفاده از معادله سمت چپ رابطه (۴)، خواهیم داشت:

$$\frac{\partial \mathrm{Lnk}}{\partial t} = (\alpha - 1)(g + n + \delta)[\mathrm{Lnk}(t) - \mathrm{Lnk}^{*}] \qquad (۵)$$

می‌توان نشان داد که y با نرخی مشابه نرخ حرکت از k به k^* به‌سمت y^* حرکت می‌کند، پس:

$$\frac{\partial \mathrm{Lny}}{\partial t} = (\alpha - 1)(g + n + \delta)[\mathrm{Lny_e}(t) - \mathrm{Lny_e}^{*}] \qquad (۶)$$

با استفاده از معادله رابطه (۶) و تبدیل t به t-1 در این معادله، به‌منظور استفاده در مطالعات تجربی، خواهیم داشت:

$$\mathrm{lny_e}(t) = e^{z} \ln y_e(t-1) + (1 - e^{z})\mathrm{lny_e}^{*}, z = (\ -1)(n+g+\ \ ) \qquad (۷)$$

حال با استفاده از رابطه‌های (۲)، (۴) و (۷) می‌توان به معادله‌ای برای درآمد سرانه (y= Y/L) به‌صورت زیر دست یافت (دون، ۲۰۱۰: ۶):

$$\mathrm{Lny}(t) = e^{z}\mathrm{Lny}(t-1) + (1 - e^{z})\left\{\mathrm{LnA_0} + \frac{\alpha}{1-\alpha}[\mathrm{Lns} - \mathrm{Ln}(n + g + d)]\right\} + \theta\mathrm{Lnm}(t) - e^{z}\theta\mathrm{Lnm}(t-1) + (t - (t-1)e^{z})g \qquad (۸)$$

در نهایت با در نظرگرفتن:

$$x_1 = s$$
$$x_2 = n + g + \delta$$
$$x_3 = m$$
$$x_4 = m_{t-1}$$
$$\gamma = e^{z} > 0$$

$$\beta_1 = \frac{(1-e^z)\alpha}{1-\alpha-\beta} > 0$$
$$\beta_2 = -\beta_1 < 0,$$
$$\beta_3 = \theta,$$
$$\beta_4 = -e^z\theta = -\gamma\beta_3$$
$$\eta_t = g(t-(t-1)e^z)$$
$$\mu_i = (1-e^z)A_0$$

و بسط سرمایه به انواع سرمایه فیزیکی و انسانی[۱] می‌توان به مدل پانل دیتای پویای[۲] زیر دست یافت (همان: ۶):

$$Lny_{i,t} = \gamma Lny_{i,t-1} + \sum_{j=1}^{5} \beta_j Lnx_{j,i,t} + \eta_t + \mu_i + v_{it} \quad (۹)$$

با توجه به تحلیل فوق، به منظور بررسی ارتباط میان مخارج نظامی و رشد اقتصادی مدل پانل‌دیتای پویای فوق مبنا قرار گرفته شده است. تعاریف متغیرهای به‌کار گرفته شده در این مقاله، با توجه معادله رابطه (۹) عبارتند از:

$Lny = Ln(\frac{GDP}{POP})$: لگاریتم طبیعی تولید ناخالص داخلی سرانه، که از نسبت تولید ناخالص داخلی به کل جمعیت به‌دست می‌آید؛ به‌عنوان شاخص اندازه‌گیری رشد اقتصادی. این متغیر به‌قیمت‌های ثابت سال ۲۰۰۵ و بر حسب دلار مورد استفاده قرار گرفته است.

$Lnx_1 = Ln(\frac{GFC}{GDP})$: لگاریتم طبیعی نسبت تشکیل سرمایه ثابت ناخالص به تولید ناخالص داخلی، به‌عنوان شاخص اندازه‌گیری نرخ پس‌انداز سرمایه فیزیکی (s_K).

$Lnx_2 = Ln(n+g+\delta)$: لگاریتم طبیعی مجموع نرخ‌های رشد نیروی کار، تکنولوژی و استهلاک. در این مطالعه به پیروی از مطالعات نایت و همکاران (۱۹۹۶)، دون (۲۰۱۰) و دون و نیکولایدو (۲۰۱۲)، مجموع نرخ‌های رشد تکنولوژی و استهلاک مساوی مقدار ثابت ۵ درصد در نظر گرفته شده است، یعنی: ($g+ =0.05$).

$Lnx_3 = Ln(\frac{MEX}{GDP})$: لگاریتم طبیعی نسبت مخارج نظامی به تولید ناخالص داخلی، به‌عنوان شاخص اندازه‌گیری سهم مخارج نظامی از تولید (m).

$Lnx_4 = Ln(\frac{MEX}{GDP})(-1)$: لگاریتم طبیعی نسبت مخارج نظامی به تولید ناخالص داخلی یا یک وقفه.

---

[۱]. جهت صرفه‌جویی، از ارائه مباحث ریاضی مربوط به بسط تابع تولید به انواع سرمایه فیزیکی و انسانی و بازنویسی مجدد رابطه‌ها، صرف‌نظر شده است. جهت اطلاع بیش‌تر در این زمینه به دون و همکاران (۲۰۰۵: ۴۶۱-۴۴۹) مراجعه شود.

[2]. Dynamic Panel Data

$Lnx_5 = Ln(\frac{HEX}{GDP})$: لگاریتم طبیعی نسبت مخارج سلامت به تولید ناخالص داخلی، به عنوان شاخص اندازه‌گیری نرخ پس‌انداز سرمایه انسانی (s_H). شاخص‌های گوناگونی برای اندازه‌گیری سرمایه انسانی وجود دارد، اما با توجه به کامل‌تر بودن داده‌های سهم هزینه‌های سلامت از تولید ناخالص داخلی نسبت به سایر شاخص‌ها، در این مطالعه از این شاخص استفاده شده است؛ بنابراین فرم تبعی مدل نهایی این تحقیق به‌صورت زیر در می‌آید:

$$Ln(GDP/POP)_{i,t} = \gamma Ln(GDP/POP)_{i,t-1} + \beta_1 Ln(GFC/GDP)_{i,t} + \beta_2 Ln(n+0.05)_{i,t} + \beta_3 Ln(HEX/GDP)_{i,t} + \beta_4 Ln(MEX/GDP)_{i,t} + \beta_5 Ln(MEX/GDP)_{i,t-1} + \mu_i + v_{it} \quad (۱۰)$$

هم‌چنین، i نشان‌دهنده کشورهای گروه‌های درآمدی مختلف (کشورهای با درآمد بالا، کشورهای با درآمد متوسط و کشورهای با درآمد پائین) (در جدول (۱)، این کشورها با توجه به نوع گروه درآمدی نشان داده شده‌اند)، t نشان‌دهنده بازه‌ی زمانی تحقیق (۲۰۱۴-۱۹۹۵)، μ_i اثر ثابت کشورها (مقاطع) و v_{it} جزء خطاء تصادفی مدل است. منبع داده‌های مربوط به متغیر M/GDP، مؤسسه تحقیقات صلح بین‌المللی استکهلم (SIPRI) و منبع داده‌های سایر متغیرها شاخص‌های توسعه جهانی[1] (WDI) متعلق به بانک جهانی است.

جدول (۱) لیست کشورهای استفاده شده برای برآورد مدل با توجه به گروه درآمدی

گروه درآمدی	کشورهای گروه
درآمد بالا	اتریش، استرالیا، بلژیک، کانادا، دانمارک، فنلاند، فرانسه، آلمان، یونان، ایرلند جنوبی، ایتالیا، ژاپن، کره‌جنوبی، کویت، لوکزامبورگ، هلند، نیوزلند، نروژ، پرتقال، عربستان سعودی، سنگاپور، اسلوونی، سوئد، سوئیس، اسپانیا، انگلیس، آمریکا و امارات.
درآمد متوسط	آلبانی، برزیل، بلغارستان، کلمبیا، چین، ترکیه، ایران، اندونزی، مالزی، مکزیک، اوکراین، رومانی، آفریقای جنوبی، فیلیپین، مصر، اکوادور، هند، گرجستان، ونزوئلا، لبنان، آرژانتین، لهستان، آذربایجان، شیلی، کرواسی و عمان.
درآمد پایین	بورکینافاسور، بروندی، اریتره، اتیوپی، گینه، کنیا، مالی، مالاوی، مغولستان، نپال، نیجر، نیجریه، پاکستان، سنگال، سودان، تاجیکستان، یمن، زامبیا، اوگاندا، قرقیزستان، موزامبیک، نیکاراگوئه، کامبوج، غنا و روآندا.

* ملاک انتخاب این کشورها طبقه‌بندی بانک جهانی بر اساس سطح درآمد کشورها می‌باشد.

از آنجا که در مدل تحقیق (معادله رابطه ۱۰)، متغیر وابسته به صورت با وقفه در سمت راست معادله ظاهر شده است، با یک الگوی داده‌های پانل پویا مواجه هستیم. آنچه که در این مدل‌ها مهم می‌باشد، این است که حتی اگر ضریب وقفه متغیر وابسته چندان مورد نظر و مهم

[1]. World Development Indicators

نباشد، حضور این متغیر باعث خواهد شد که ضرایب سایر متغیرها به‌درستی برآورد شوند (یالتاجی[1]، ۲۰۰۵: ۱۲۹). فرم کلی یک الگوی پویا در داده‌های پانل به صورت زیر است:

$$Y_{it} = \alpha Y_{it-1} + \beta X'_{it} + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (۱۱)$$

که در آن: $Y_{i,t}$ متغیر وابسته، X'_{it} بردار متغیرهای مستقل که تحت عنوان متغیرهای ابزاری نیز به‌کار می‌روند، μ_i عامل خطای مربوط به مقاطع و ε_{it} عامل خطای مقطع iام در زمان t است.

هنگامی‌که در مدل داده‌های ترکیبی، متغیر وابسته به صورت با وقفه در طرف راست ظاهر می‌شود، دیگر برآوردگرهای OLS سازگار نیست (آرلانو و باند[2]، ۱۹۹۱) و باید به روش‌های برآورد حداقل مربعات دومرحله‌ای[3] (2SLS) اندرسون و هسیائو[4] (۱۹۸۱) یا گشتاورهای تعمیم‌یافته (GMM) آرلانو و باند (۱۹۹۱) متوسل شد. برآوردکننده 2SLS ممکن است به‌دلیل مشکل در انتخاب ابزارها، واریانس‌های بزرگ برای ضرایب به‌دست دهد و برآوردها از لحاظ آماری معنی‌دار نباشند (طیبی و همکاران، ۱۳۹۰: ۵۱). لذا روش GMM دو مرحله‌ای توسط آرلانو و باند (۱۹۹۱) برای حل این مشکل پیشنهاد شده است (گل‌خندان، ۱۳۹۶). هم‌چنین، این روش هنگامی به‌کار می‌رود که تعداد متغیرهای برش مقطعی (N) بیش‌تر از تعداد سال‌ها (زمان) باشد ($N > T$) که در مقاله حاضر نیز این‌گونه است (گرین[5]، ۲۰۱۲). آرلانو و باند با تفاضل‌گیری از معادله رابطه (۱۱) به‌صورت زیر:

$$Y_{it} - Y_{it-1} = \alpha(Y_{it-1} - Y_{it-2}) + \beta(X'_{it} - X'_{it-1}) + (\varepsilon_{it} - \varepsilon_{it-1}) \quad (۱۲)$$

و با فرض اینکه جملات خطا به صورت سریالی همبسته نیستند:

$$E[\varepsilon_{it}\varepsilon_{is}] = 0 \text{ for } i = 1, \dots, N \text{ and } s \neq t \quad (۱۳)$$

و حالات اولیه Y_{it} از قبل تعیین‌شده هستند:

$$E[Y_{it}\varepsilon_{it}] = 0 \text{ for } i = 1, \dots, N \text{ and } t \geq 2 \quad (۱۴)$$

محدودیت‌های گشتاوری زیر را بیان می‌کنند:

$$E[Y_{it}(\varepsilon_{it} - \varepsilon_{it-1})] = 0 \text{ for } i = 3, \dots, T \text{ and } s \geq 2 \quad (۱۵)$$

---

1. Baltagi
2. Arellano & Bond
3. Two Stage Least Squares
4. Anderson & Hsiao
5. Green

یعنی، ابتدا اقدام به تفاضل‌گیری می‌شود تا به این ترتیب به‌توان اثرات مقاطع یا μ_i را به ترتیبی از الگو حذف کرد و در مرحله‌ی دوم از پسماندهای باقی‌مانده در مرحله‌ی اول برای متوازن کردن ماتریس واریانس - کواریانس استفاده می‌شود. به‌عبارت دیگر این روش، متغیرهای تحت عنوان متغیر ابزاری ایجاد می‌کند تا برآوردهای سازگار و بدون تورش داشته باشیم (یالتاجی، ۲۰۰۵: ۱۴۰).

در روش GMM ارائه‌شده توسط آرلانو و باند (۱۹۹۱) از وقفه‌ی متغیر وابسته به‌عنوان ابزار استفاده می‌شود (GMM دیفرانسیلی)، اما بلوندل و باند[1] (۱۹۹۸) نشان داده‌اند که وقفه متغیرها در سطح، ابزارهای ضعیفی برای معادله رگرسیونی در تفاضل هستند. برای رفع این مشکل، بلوندل و باند تخمین‌زن گشتاورهای تعمیم‌یافته سیستمی را پیشنهاد داده‌اند که در یک رگرسیون، رگرسیون در سطح را با رگرسیون در تفاضل‌ها ترکیب می‌کند.

سازگاری تخمین‌زننده GMM بر اساس فروضی که بر پایه درستی آن‌ها بنا شده است، به معتبربودن فرض عدم همبستگی سریالی جملات خطا و ابزارها بستگی دارد که می‌تواند به وسیله دو آزمون تصریح شده توسط آرلانو و باند (۱۹۹۱)، آرلانو و باور[2] (۱۹۹۵) و بلوندل و باند (۱۹۹۸) آزمون شود. اولی آزمون سارگان[3] از محدودیت‌های از پیش تعیین شده است که معتبر بودن ابزارها را آزمون می‌کند. آماره آزمون سارگان (J-Statistic) دارای توزیع χ^2 با درجات آزادی برابر با تعداد محدودیت‌های بیش از حد است. دومی آزمون همبستگی سریالی[4] است که به‌وسیله آماره M_2 وجود همبستگی سریالی مرتبه دوم یا AR(2) در جملات خطای تفاضلی مرتبه اول را آزمون می‌کند. در این آزمون، تخمین‌زن GMM زمانی دارای سازگاری است که همبستگی سریالی مرتبه دوم در جملات خطا از معادله تفاضلی مرتبه اول وجود نداشته باشد. عدم رد فرضیه صفر هر دو آزمون شواهدی را دال بر فرض عدم همبستگی سریالی و معتبربودن ابزارها فراهم می‌کند. از آنجا که در روش GMM، تفاضل‌گیری از معادله اولیه، همبستگی غیرقابل اغماضی را بین وقفه متغیر وابسته و جزء خطای تبدیل‌شده، فراهم می‌آورد (باند[5]، ۲۰۰۲: ۴-۳) و با توجه به اینکه سازگاری این تخمین‌زننده بر اساس فرض عدم همبستگی جملات خطا استوار است، انجام آزمون AR(2) بسیار مهم است (آرلانو و باند، ۱۹۹۱).

---

1. Blundell & Bond
2. Arellano & Bover
3. Sargan Test
4. Serial Correlation Test
5. Bond

تجزیه و تحلیل داده‌های پژوهش

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، ۲۰۰۵). از این‌رو قبل از استفاده از این داده‌ها، لازم است نسبت به مانایی و نامانایی آن‌ها اطمینان حاصل کرد. در این مطالعه به‌منظور بررسی مانایی متغیرها از آزمون، ایم، پسران و شین[1] (IPS) (۲۰۰۳) استفاده شده است. فرضیه صفر در آزمون IPS، مبتنی‌بر نامانایی متغیر مورد بررسی است. 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 بعضی از متغیرها در هر سه گروه از کشورها در سطح اطمینان ۹۵ درصد در سطح مانا بوده (دارای درجه مانایی I(0)) و بعضی دیگر از متغیرها در سطح، نامانا بوده و پس از یک‌بار تفاضل‌گیری به‌صورت مانا درآمده‌اند (دارای درجه مانایی I(1)).

جدول (۲) نتایج آزمون ریشه واحد IPS

متغیر	سطح احتمال آماره IPS					
	سطح	تفاضل	سطح	تفاضل	سطح	تفاضل
	کشورها با درآمد پائین		کشورها با درآمد متوسط		کشورها با درآمد بالا	
Ln(GDP/POP)	۰/۸۱۱	۰/۰۲۵	۰/۴۰۵	۰/۰۱۱	۰/۲۲۱	۰/۰۰۱
Ln(n+g+)	۰/۰۰۵	–	۰/۰۰۰	–	۰/۰۱۴	–
Ln(GFC/GDP)	۰/۱۸۲	۰/۰۰۱	۰/۰۴۸	–	۰/۰۸۸	۰/۰۰۰
Ln(MEX/GDP)	۰/۲۸۸	۰/۱۲	۰/۳۴۱	۰/۰۰۸	۰/۴۶۸	۰/۰۲۱
Ln(HEX/GDP)	۰/۱۲۸	۰/۰۰۰	۰/۲۲۵	۰/۰۰۰	۰/۰۳۸	–

با توجه به‌وجود متغیرهای نامانا در مدل و به‌منظور جلوگیری از اتکا به رگرسیون کاذب، پیش از برآورد مدل، بایستی وجود هم‌انباشتگی[2] (رابطه بلندمدت) بین متغیرهای مدل تأیید شود. در این مقاله به‌منظور انجام آزمون‌های هم‌انباشتگی بین متغیرهای مدل، از آزمون‌های ارائه‌شده توسط پدرونی[3] (۲۰۰۴) و کائو[4] (۱۹۹۹) در داده‌های ترکیبی، استفاده شده است.

پدرونی (۲۰۰۴) برای انجام آزمون هم‌انباشتگی داده‌های ترکیبی، دو نوع آماره آزمون را پیشنهاد داده است؛ نوع اول مبتنی بر رویکرد درون‌گروهی[5] است؛ که شامل چهار آماره پانل: *v*،

1. Im, Pesaran & Shin
2. Co-integration
3. Pedroni
4. Kao
5. Within-Dimension

rho، PP و ADF است. آزمون دوم پدرونی (۲۰۰۴) مبتنی‌بر روش بین‌گروهی[1] 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 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. همان‌طور که ملاحظه می‌شود، بر اساس سطوح احتمال ارائه‌شده در جدول مذکور، هم‌انباشتگی یا وجود رابطه تعادلی بلندمدت بین متغیرهای مدل در سطح اطمینان ۹۵ درصد در کشورهای هر سه گروه و با استفاده از هر چهار آماره پذیرفته می‌شود.

به‌منظور اطمینان کامل از هم‌انباشتگی بین متغیرهای مدل، از آزمون هم‌انباشتگی کائو (۱۹۹۹) نیز استفاده شده است. این آزمون با استفاده از آماره آزمون‌های مانایی دیکی فولر[2] (DF) و دیکی فولر تعمیم‌یافته[3] (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 (۱۹۹۹) 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 (رابطه بلندمدت) بین متغیرهای مدل مورد برآورد، در کشورهای هر سه گروه درآمدی نتیجه‌گیری می‌شود. لذا بدون نگرانی از بروز برآورد رگرسیون کاذب، می‌توان مدل را برای هر سه گروه از کشورها برآورد کرد.

جدول (۳) نتایج آزمون‌های هم‌انباشتگی

آزمون پدرونی (۲۰۰۴)			
آماره	سطح احتمال		
	کشورها با درآمد پائین	کشورها با درآمد متوسط	کشورها با درآمد بالا
Panel PP-Statistic	۰/۰۴۱	۰/۰۱۸	۰/۰۲۲
Panel ADF-Statistic	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰
Group PP-Statistic	۰/۰۲۱	۰/۰۱۱	۰/۰۰۹
Group ADF-Statistic	۰/۰۰۵	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰
آزمون کائو (۱۹۹۹)			
ADF	۰/۰۰۰	۰/۰۰۴	۰/۰۰۰

1. Between-Dimension
2. Dickey Fuller
3. Augmented Dickey Fuller

قبل از تخمین مدل به‌روش GMM سیستمی، به‌منظور اطمینان انتخاب بین روش‌های داده‌های ترکیبی (پانل) و داده‌های تلفیقی[1] (پولینگ) از آماره F لیمر با درجه آزادی (N-1, NT-K-N) استفاده شده است که K تعداد متغیرهای توضیحی لحاظ شده در مدل، N تعداد مقاطع و T دوره‌ی زمانی است:

$$F = \frac{RRSS - URSS / N - 1}{URSS / NT - K - N}$$

در رابطه فوق RRSS مجموع مربعات باقیمانده مقید حاصل از تخمین مدل پانل به‌دست‌آمده از روش OLS و URSS مجموع مربعات باقیمانده غیرمقید است. فرضیه صفر (H_0) این آزمون نشان‌دهنده آن است که هر یک از مقاطع عرض از مبدأهای یکسانی دارند (لزوم استفاده از داده‌های تلفیقی) و فرضیه مقابل (H_1) اشاره به ناهمسانی عرض از مبدأهای هر یک از مقاطع دارد (لزوم استفاده از داده‌های ترکیبی). از آنجا که محاسبات این تحقیق، احتمال پذیرش فرضیه صفر را برای هر سه گروه از کشورها ۰/۰۰۰ به‌دست آورده است، بنابراین فرضیه صفر مبنی‌بر قابلیت تخمین داده‌ها به شیوه تلفیقی پذیرفته نمی‌شود و لازم است مدل به روش داده‌های ترکیبی برآورده شود.

نتایج برآورد مدل سولوی تعمیم‌یافته در زمینه مخارج نظامی و رشد اقتصادی، برای کشورهای هر سه گروه طی بازه‌ی زمانی ۲۰۱۴-۱۹۹۵ و با استفاده از روش گشتاورهای تعمیم‌یافته سیستمی (SGMM) در قسمت بالای جدول (۴) آمده است. بر اساس نتایج قسمت بالای این جدول کلیه متغیرها در سطح اطمینان ۹۰ درصد معنادار بوده‌اند و دارای اعتبار آماری هستند (به جز متغیر سهم هزینه‌های نظامی از تولید ناخالص داخلی و وقفه آن برای کشورهای با درآمد متوسط). هم‌چنین، علامت ضرایب محاسبه شده با توجه به مبانی نظری و مطالعات تجربی، انتظار ما را در تخمین مدل برآورده می‌کنند. در قسمت پائین جدول (۴) نتایج آزمون‌های تشخیص مدل آورده شده است. بر اساس نتیجه آزمون والد که از توزیع کای‌دو با درجه آزادی معادل تعداد متغیرهای توضیحی منهای جزء ثابت برخوردار است، فرضیه صفر مبنی بر صفر بودن تمام ضرایب در سطح معناداری یک درصد در مدل تخمینی رد شده و در نتیجه اعتبار ضرایب برآوردی تأئید می‌شود. نتیجه آزمون سارگان نیز، با توجه به سطوح احتمال محاسبه شده، فرضیه صفر مبنی بر عدم همبسته بودن پسماندها با متغیرهای ابزاری را رد نمی‌کند و حاکی از سازگاری تخمین‌زننده SGMM است؛ بنابراین نتایج ضرایب برآورد شده از نظر آماری تأیید شده و قابل تفسیر می‌باشند. وجود همبستگی سریالی در تفاضل مرتبه اول خطاها در مراتب بالاتر از یک، مانند AR(2) بر این موضوع دلالت دارد که

[1]. Pooling Data

شرایط گشتاوری به‌منظور انجام آزمون خودهمبستگی آرلانو و باند (۱۹۹۱) معتبر نبوده است؛ زیرا روش تفاضل‌گیری مرتبه اول برای حذف اثرات ثابت در صورتی روش مناسبی است که مرتبه خودهمبستگی جملات اختلال از مرتبه‌ی دو نباشد. به این منظور، باید ضریب خود رگرسیونی مرتبه اول AR(1) معنی‌دار باشد و ضریب خود رگرسیونی مرتبه‌ی دوم AR(2) معنی‌دار نباشد (گرین، ۲۰۱۲). بر اساس نتایج پائینی جدول (۴)، فرضیه صفر مبنی بر عدم خودهمبستگی درجه اول تفاضل مرتبه‌ی اول جملات اختلال را می‌توان، اما فرضیه‌ی صفر مبنی بر عدم خودهمبستگی سریالی درجه دوم تفاضل جملات اخلال را در هرسه گروه از کشورها نمی‌توان رد کرد؛ بنابراین در مدل تحقیق تورش تصریح وجود ندارد.

جدول (۴) نتایج برآورد مدل تحقیق با استفاده از روش گشتاورهای تعمیم‌یافته سیستمی (SGMM)

متغیر	ضریب برآوردی		
	کشورها با درآمد پائین	کشورها با درآمد متوسط	کشورها با درآمد بالا
Ln(GDP/POP)(1)	۰/۳۴۵ (۰/۰۰۸)	۰/۵۲۲ (۰/۰۱۵)	۰/۷۱۴ (۰/۰۰۰)
Ln(n+g+)	-۰/۰۱۵ (۰/۰۸۸)	۰/۰۶۱ (۰/۰۴۸)	۰/۰۲۸ (۰/۰۲۲)
Ln(GFC/GDP)	۰/۱۴۸ (۰/۰۰۰)	۰/۱۲۲ (۰/۰۰۰)	۰/۰۸۲ (۰/۰۰۰)
Ln(MEX/GDP)	-۰/۰۳۸ (۰/۰۲۲)	۰/۰۱۶ (۰/۳۴۱)	۰/۰۶۲ (۰/۰۰۸)
Ln(MEX/GDP)(1)	-۰/۰۲۱ (۰/۰۳۵)	۰/۰۰۹ (۰/۲۹۵)	۰/۰۴۵ (۰/۰۱۱)
Ln(HEX/GDP)	۰/۰۸۵ (۰/۰۰۰)	۰/۰۷۷ (۰/۰۰۰)	۰/۰۴۲ (۰/۰۰۰)
C (عرض از مبدأ)	-۲/۸۸۱ (۰/۰۸۱)	-۲/۲۵۱ (۰/۰۰۰)	-۱/۶۸۵ (۰/۰۰۰)
آزمون‌های تشخیصی			
نام آزمون	سطح احتمال		
والد	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰
سارگان	۰/۵۸۱	۰/۴۱۱	۰/۸۹۱
AR(1)	۰/۰۷۵	۰/۰۲۱	۰/۰۱۱
AR(2)	۰/۶۲۵	۰/۵۵۴	۰/۴۴۹

* اعداد داخل پرانتز نشان‌دهنده سطح احتمال پذیرش فرضیه صفر (یعنی عدم معناداری ضرایب) هستند.
مأخذ: محاسبات تحقیق با استفاده از نرم‌افزار Statta10.0

بر اساس یافته‌های جدول (۴)، ضریب اثرگذاری مخارج نظامی بر رشد اقتصادی کشورهای با درآمد پائین، متوسط و بالا که موضوع اصلی این تحقیق است، به ترتیب ۰/۰۳۸-، ۰/۰۱۶ (اما بی‌معنا) و ۰/۰۶۲ محاسبه شده است که به این معناست که یک درصد افزایش در هزینه‌های نظامی کشورهای با درآمد پائین و بالا، به ترتیب باعث کاهش و افزایش رشد اقتصادی این

کشورها به میزان ۰/۰۳۸ و ۰/۰۶۲ درصد در بلندمدت خواهد شد. هم‌چنین، افزایش هزینه‌های نظامی در کشورهای با درآمد متوسط، تأثیر معناداری بر رشد اقتصادی این کشورها نداشته است (تأیید فرضیه خنثی برای این کشورها). نتیجه به‌دست‌آمده مؤید آن است که افزایش هزینه‌های نظامی کشورهای با درآمد پائین (با توجه به محدودیت بودجه) از طریق جایگزین نمودن این هزینه‌ها به‌جای هزینه‌های آموزشی، بهداشتی و سرمایه‌ای، فقدان صنایع دفاعی توسعه‌یافته و پایین بودن بهره‌وری عوامل تولید شاغل در بخش نظامی و هم‌چنین اثر منفی این هزینه‌ها روی تراز تجاری (از آنجا که اکثر کشورهای با درآمد پائین واردکننده تجهیزات نظامی محسوب می‌شوند، اثر منفی هزینه های نظامی روی تراز تجاری منطقی به نظر می‌رسد) رشد اقتصادی این کشورها را کاهش می‌دهد (تأیید فرضیه اسلحه یا رفاه برای این کشورها). در نقطه مقابل، در کشورهای با درآمد بالا، افزایش هزینه‌های نظامی به دلیل در اختیار داشتن صنایع نظامی پیشرفته، از طریق اشتغال، رونق اقتصادی و صادرات اسلحه و تجهیزات نظامی به کشورهای مختلف جهان و بهبود تراز تجاری و هم‌چنین، ارتباط میان صنایع و بهره‌گیری غیرنظامی از فعالیت‌های توسعه و تحقیق چندمنظوره بخش نظامی (دفاعی) و همین‌طور بازتاب‌های تکنولوژیکی صنایع تولید تسلیحات پیشرفته بر سایر صنایع، باعث افزایش رشد اقتصادی این کشورها شده است (تأیید فرضیه اسلحه و رفاه). متغیر وقفه نسبت هزینه‌های نظامی به تولید ناخالص داخلی نیز همانند متغیر بدون وقفه آن، در بلندمدت در کشورهای با درآمد پائین، متوسط و بالا به ترتیب دارای اثر منفی، بی‌معنا و مثبت بر رشد اقتصادی دوره جاری است. به گونه‌ای که یک درصد افزایش در این نسبت، به ترتیب باعث کاهش و افزایش رشد اقتصادی دوره بعد در کشورهای با درآمد پائین و بالا به اندازه ۰/۰۲۱ و ۰/۰۴۵ درصد می‌شود.

بر اساس نتایج جدول (۴)، در مورد متغیر $n+g+$ (نرخ رشد جمعیت فعال + ۰/۰۵)، افزایش یک درصدی آن در کشورهای با درآمد پائین، متوسط و بالا به ترتیب موجب کاهش، افزایش و افزایش رشد اقتصادی در بلندمدت به میزان ۰/۰۱۵، ۰/۰۶۱ و ۰/۰۲۸ درصد می‌شود. علی‌رغم آن‌که بر اساس مبانی نظری در بیش‌تر کشورهای پیشرفته و توسعه‌یافته، جمعیت، نیروی کار و رشد آن‌ها به عنوان یکی از عوامل اصلی رشد اقتصادی مطرح می‌شود، در کشورهای با درآمد پائین شواهد و مطالعات مختلف نشان می‌دهد که این عوامل بر رشد اقتصادی تأثیر چندانی نداشته است؛ بلکه حتی در برخی موارد عامل محدودکننده رشد نیز محسوب شده است. یکی از واقعیت‌های اقتصاد این کشورها در مورد نیروی کار فعال، بیکاری آشکار و پنهان و کم کاری نیروی کار است؛ به نحوی‌که می‌توان انتظار داشت طبق تئوری‌های اقتصاد خرد، با افزایش یک عامل تولید و گذشتن آن از یک حد مشخص، نه‌تنها این عامل تأثیری بر رشد اقتصادی نداشته باشد؛ بلکه حتی تولید نیز کاهش یابد. نتیجه به دست آمده در

این زمینه، با نتایج مطالعات هو و چن (۲۰۱۳) برای کشورهای درحال‌توسعه و دون (۲۰۱۰) برای کشورهای صحرای آفریقا، هم‌سویی نزدیکی دارد.

علامت سایر متغیرهای تخمین زده شده نیز طبق انتظار و بر اساس مطالعات تجربی است. وقفه تولید ناخالص داخلی سرانه اثر مثبت و معنادار و از لحاظ جبری قابل توجه‌ای روی رشد اقتصادی کشورهای مورد مطالعه دارد. به‌طوری که یک درصد افزایش در این متغیر با قرض ثبات سایر شرایط، رشد اقتصادی را در کشورهای با درآمد پائین، متوسط و بالا به ترتیب حدود ۰/۳۵، ۰/۵۲ و ۰/۷۱ درصد افزایش می‌دهد. این نتیجه نشان می‌دهد که ایجاد تغییرات در تولید ناخالص داخلی سرانه در یک دوره، تنها به همان دوره ختم نشده و رکود یا رونق در این دوره، می‌تواند دوره‌های بعد را نیز تحت تأثیر قرار دهد. نسبت تشکیل سرمایه ثابت ناخالص به تولید ناخالص داخلی، مطابق با مبانی نظری دارای ضریب مثبت و معناداری است. یک درصد افزایش در این متغیر، رشد اقتصادی را در کشورهای با درآمد پائین، متوسط و بالا به ترتیب ۰/۱۴۸، ۰/۱۲۲ و ۰/۰۸۲ درصد افزایش می‌دهد. ضریب نسبت هزینه‌های سلامت به تولید ناخالص داخلی نیز مثبت، معنادار و مطابق با مبانی نظری است. به‌طوری که یک درصد افزایش در این متغیر با قرض ثبات سایر شرایط، رشد اقتصادی را در کشورهای با درآمد پائین، متوسط و بالا به ترتیب ۰/۰۸۵، ۰/۰۷۷ و ۰/۰۴۲ درصد افزایش می‌دهد. این به آن معناست که افزایش مخارج سلامت، باعث ارتقای بهداشت و سلامت عمومی جامعه شده و از طریق انباشت سرمایه بهداشتی و تأثیر آن بر سرمایه انسانی به‌طور مستقیم بر رشد اقتصادی مؤثر است.

نتیجه‌گیری و پیشنهادها

هدف از این مطالعه بررسی اثر مخارج نظامی بر رشد اقتصادی کشورهای جهان و آزمون فرضیه اسلحه و (یا) رفاه، با توجه به سطوح درآمدی (کشورهای با درآمد بالا، متوسط و پائین) این کشورهاست. در این راستا پس از مروری بر هزینه های نظامی جهان و ادبیات موضوع، یک مدل سولوی تعمیم‌یافته (ارائه‌شده توسط نایت و همکاران (۱۹۹۶) درمورد مخارج نظامی و رشد اقتصادی) طی دوره‌ی زمانی ۲۰۱۴-۱۹۹۵ برای کشورهای مورد مطالعه طراحی شده است. وجود رابطه تعادلی بلندمدت بین متغیرهای این مدل نیز توسط آزمون های معمول هم‌انباشتگی پانلی پدرونی و کائو تأیید شده است. به‌منظور تخمین مدل نیز از روش گشتاورهای تعمیم‌یافته سیستمی (SGMM)، در چارچوب داده‌های ترکیبی استفاده شده و صحت این تخمین توسط آزمون‌های سارگان و همبستگی سریالی تأئید شده است. نتایج حاصل از تخمین مدل حاکی از اثر مثبت و معنادار هزینه‌های نظامی بر رشد اقتصادی در کشورهای با درآمد بالا (تأیید فرضیه اسلحه و رفاه)، اثر منفی و معنادار هزینه‌های نظامی بر رشد اقتصادی در کشورهای با درآمد پائین (تأیید فرضیه اسلحه یا رفاه) و اثر بی‌معنای

هزینه‌های نظامی بر رشد اقتصادی در کشورهای با درآمد متوسط (تأیید فرضیه خنثی) می‌باشد. بر این اساس می‌توان گفت که تأثیر هزینه‌های نظامی بر رشد اقتصادی در سطوح مختلف درآمدی، متفاوت است.

بر اساس نتایج به‌دست‌آمده برای کشورهای با درآمد پائین می‌توان گفت که اگر چه افزایش هزینه‌های نظامی به‌منظور تأمین امنیت این کشورها لازم و ضروری است، اما هزینه‌های یادشده باعث کاهش رشد اقتصادی این کشورها می‌شود؛ بنابراین چنان چه روابط خارجی این کشورها در سایه تعامل مثبت با سایر کشورها بهبود یابد، زمینه نیاز کمتر به هزینه‌های نظامی اجباری به‌منظور تأمین امنیت (با توجه به محدودیت بودجه دولت) و به‌تبع آن افزایش در سرمایه‌گذاری‌های زیربنایی و سرمایه‌گذاری‌های مربوط به تشکیل سرمایه‌های انسانی و در نتیجه رشد اقتصادی فراهم خواهد شد. در مورد کشورهای با درآمد متوسط نیز با توجه به اثر بی‌معنای هزینه‌های نظامی بر رشد اقتصادی، توصیه می‌شود سیاست‌مداران و برنامه‌ریزان این کشورها، هزینه های نظامی خرج شده را صرف گسترش صنایع نظامی پیشرفته کنند و با تجدیدنظر در روش‌های جاری تأمین نیروی انسانی و تدارکات بخش نظامی، زمینه ارتقای کارایی در این بخش را فراهم نمایند. تحت چنین شرایطی می‌توان با تولید اسلحه و ادوات نظامی در داخل کشور، به جای خرید از خارج، ضمن کاهش وابستگی نظامی کشور به قدرت های نظامی جهان با ایجاد اشتغال، رونق اقتصادی و صادرات اسلحه به کشورهای مختلف جهان و بهبود تراز تجاری، با آثار تراوشی مثبت حاصله از بخش نظامی، آثار منفی آن را جبران و رشد اقتصادی را فراهم کرد.

منابع

- حسنی، محمدحسین. و عزیزنژاد، صمد. (۱۳۸۶). هزینه‌های دفاعی و تأثیر آن بر رشد اقتصادی (مدل عرضه و تقاضای کل برای ایران)، *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران*، سال نهم، شماره ۳۰، ۲۱۲-۱۹۳.
- حسنی‌صدرآبادی، محمدحسین. و کاشمری، علی. (۱۳۸۷). تأثیر مخارج دفاعی بر رشد اقتصادی و اثر غیرمستقیم آن بر مصرف خصوصی در ایران (بررسی مدل طرف عرضه اقتصاد)، *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی*، سال هشتم، شماره ۲، ۴۰-۲۵.
- دیزجی، منیژه. پناهی، حسین. و تقی‌زاده، حجت. (۱۳۸۸). اثر هزینه‌های نظامی بر بدهی‌های خارجی در کشورهای درحال‌توسعه، *فصلنامه مدلسازی اقتصادی*، سال سوم، شماره ۱، ۱۳۶-۱۱۷.
- طیبی، کمیل. حاجی‌کرمی، مرضیه. و سریری، هما. (۱۳۹۰). تحلیل درجه بازبودن مالی و تجاری روی توسعه مالی ایران و شرکای تجاری، *فصلنامه تحقیقات اقتصادی راه اندیشه*، شماره ۴، ۶۰-۳۹.
- کریمی پتانلار، سعید. و باجلان، علی‌اکبر. (۱۳۹۳). اثر سهم مخارج بودجه‌ای نظامی بر رشد اقتصادی در ایران، *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران*، شماره ۶۱، ۸۲-۶۳.

- گل‌خندان، ابوالقاسم. (۱۳۹۳). بررسی و مقایسه تطبیقی تأثیر هزینه‌های نظامی بر رشد اقتصادی کشورهای منتخب در حال توسعه و توسعه‌یافته: رهیافت GMM سیستمی، *فصلنامه تحقیقات توسعه اقتصادی*، شماره ۱۵، ۴۴-۲۳.
- گل‌خندان، ابوالقاسم. (۱۳۹۴). تعیین سطح بهینه‌ی بخش دفاعی در ایران از منظر اقتصادی، *فصلنامه مدیریت نظامی*، شماره ۶۰، ۲۱۲-۱۷۶.
- گل‌خندان، ابوالقاسم. (۱۳۹۶). تحلیل پویای رابطه منابع طبیعی و نظامی‌گری در کشورهای خاورمیانه، *فصلنامه مطالعات راهبردی سیاست‌گذاری عمومی*، شماره ۲۲، ۳۷-۱۹.
- 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*، شماره ۱۸، ۵۰-۳۱.
- مولایی، محمد. گل‌خندان، ابوالقاسم. و گل‌خندان، داود. (۱۳۹۳)، رابطه مخارج دفاعی و رشد اقتصادی در ایران، *فصلنامه راهبرد اقتصادی*، شماره ۹، ۹۹-۷۳.
- مولایی، محمد. و گل‌خندان، ابوالقاسم. (۱۳۹۴). هزینه‌های نظامی و رشد اقتصادی در کشورهای منتخب اوپک: رهیافت آزمون علیت گرنجری در پانل‌های مختلط نامتجانس، *مجله تحقیقات اقتصادی*، شماره ۲، ۵۳۷-۵۰۹.

- Alpetkin, A. & Levine, P. (2012). Military expenditure and economic growth: A meta-analysis, *European Journal of Political Economy*, 28: 636-650.
- Anderson, T.W. & Hsiao, C. (1981). Estimation of dynamic models with error components, *Journal of the American Statistical Association*, 76: 589-606.
- Arellano, M. & Bond, S. (1991). Some test of specification for panel data: Monte Carlo evidence and application to employment equations, *Review of Economic Studies*, 58: 277-297.
- Arellano, M. & Bover, O. (1995). Another look at the instrumental variable estimation of error compo net models, *Journal of Econometrics*, 68: 29-51.
- Baltagi, B. (2005). *Econometric analysis of panel data*, John Wiley & Sons Ltd.
- Benoit, E. (1973). *Defense and economic growth in developing countries*, Boston, MA: Health and CO, Lexington Books.
- Biswas, B. & Ram, R. (1986). Military spending and economic growth in Less Developed Countries: An augmented model and further evidence, *Economic Development and Cultural Change*, 34(2): 361-372.
- Blundell, R. & Bond, S. (1998). Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models, *Journal of Econometrics*, 87: 115-143.
- Bond, R. (2002). *Dynamic panel data model: A guide to micro data methods and practice*, The Institute for Fiscal Studies Department of Economics, 1-34.
- Chen, P.F. Lee, C.C. Hung, K. & Chiu, Y.B. (2014). The nexus between defense expenditure and economic growth: New global evidence, *Economic Modeling*, 36: 474-483.

- Deger, S. & Smith, R. (1983). Military expenditure and growth in less developed countries, *Journal of Conflict Resolution*, 28(2): 335-353.
- Deger, S. (1986). Economic development and defense expenditure, *Economic Development and Cultural Change*, 34(2): 361˚372.
- Dunne, P. & Vougas, D. (1999). Military spending and economic growth in South Africa, *Journal of Conflict Resolution*, 43(4): 521-537.
- Dunne, P. (2010). Military spending and economic growth in Sub-Saharan Africa, *Defense and Peace Economics*, 1-13.
- Dunne, P. and Nikolaidou, E. (2012). Defense spending and economic growth in the EU15, *Defense and Peace Economics*, 23(6): 537-548.
- Dunne, P. Smith, R. & Willenbockel, D. (2005). Models of military expenditure and growth: A critical review, *Defense and Peace Economics*, 16(6): 449-461.
- Gerace, M. (2002). US military expenditures and economic growth: Some evidence from spectral methods, *Defense and Peace Economics*, 13(1): 1-11.
- Green, W.H. (2012). *Econometric analysis*, 7th ed, New Jersey, Upper Saddle River: Pearson International.
- Grobar, L.M. & Porter, R.C. (1989). Benoit revisited: Defense spending and economic growth in less developed countries, *Journal of Conflict Resolution*, 33(2): 318-345.
- Hou, N. & Chen, B. (2013). Military expenditure and economic growth in developing countries: Evidence from system GMM estimates, *Defense and Peace Economics*, 24(3): 183-193.
- Im, K.S. Pesaran, M.H. & Shin, Y. (2003). Testing for Unit Roots in Heterogeneous Panels, *Journal of Econometrics*, 115, 53-74.
- Ismail, S. (2017). Military expenditure and economic growth in Asian countries: Empirical evidences, *International Journal of Economics and Financial Issues*, 7(3).
- Kao, C. (1999). Spurious regression and residual-based tests for co-integration in panel data, *Journal of Econometrics*, 90: 1- 44.
- Knight, M. Loayza, N. & Villanueva, D. (1996). The peace dividend: military spending cuts and economic growth, *IMF Staff Papers*, 43: 1-44.
- Mankiw, N.G. Romer, D. & Weil, D.N. (1992). A contribution to the empirics of economic growth, *Quarterly Journal of Economics*, 107: 407-437.
- Mowlaei, M. and Golkhandan, A. (2015). Dynamic analysis of the impact of military expenditure on economic growth in oil and non-oil countries in the Middle East, *Iranian Economic Review*, 19.
- Mylonidis, N. (2007). *Revisiting the nexus between military spending and growth in the European Union*, Annual International Conference on Economics and Security, 345-356.
- Myo, K.M. (2013). *Military expenditures and economic growth in Asia*, *Annual International Conference on Economics and Security*, Stockholm International Peace Research Institute (SIPRI), 1-50.

- Narayan, P.K. & Singh, B. (2009). Modeling the relationship between defense spending and economic growth for the Fiji Islands, *Defense and Peace Economics*, 18 (4): 391-401.
- Pedroni, P. (2004). Panel co-integration, asymptotic and finite sample properties of pooled time series tests with an application to the PPP hypothesis, *Econometric Theory*, No. 3, 597-625.
- SIPRI (Stockholm International Peace Research Institute). (2010). *Yearbooks armaments and Disarmaments and International Security*, SIPRI-Oxford University Press, New York, Various Issues.
- Smith, R. (1995). Demand for military expenditure, by Hartley and Sandler, Amsterdam, 1: 69-88.
- Stroup, M. D. & Heckelman, J. C. (2001). Size of the military sector and economic growth: a panel data analysis of Africa and Latin America, *Journal of Applied Economics*, 49.
- Tongur, U. & Elveren, A. Y. (2016). The impact of military spending and income inequality on economic growth in Turkey, *Defense and Peace Economics*, 27: 433-452.
- Wijeweera, A. & Webb, M.J. (2011). Military spending and economic growth in South Asia: A panel data analysis, *Defense and Peace Economics*, 22(5): 545-554.
- Yildirim, J. Ocal, N. & Keskin, H. (2011). Military expenditure, economic growth and spatial spillovers: A global perspective, *International Conference on Applied Economics*, 811-821.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی