نظامی‌سازی و آلودگی هوا: مطالعه کشورهای قدرتمند جهان با استفاده از تحلیل‌های هم‌جمعی پانلی

ابوالقاسم گل‌خندان

دکتری اقتصاد بخش عمومی، دانشکده علوم اقتصادی و اداری، دانشگاه لرستان، خرم‌آباد، ایران

ایمیل نویسنده مسئول: golkhandana@gmail.com

تاریخ دریافت:۹۷/۱۰/۲۰ تاریخ پذیرش:۹۷/۱۱/۲۵

چکیده

امروزه نظامی‌سازی تحت تأثیر پیشرفت‌های تکنولوژیکی، توسعه زیربنایی، رقابت ژئوپلیتیک و گسترش نیروهای نظامی ادامه دارد. قدرت‌های نظامی با در دست داشتن تجهیزات نظامی، آزمایش بمب‌های هسته‌ای، پایگاه‌های نظامی، تولید سلاح و جنگ، باعث آلودگی هوا می‌شوند. بر این اساس هدف اصلی این تحقیق، بررسی تأثیر نظامی‌سازی بر آلودگی هوا در ۲۵ کشور قدرتمند جهان (از نظر تجهیزات نظامی (شامل ایران)) طی دوره‌ی زمانی ۲۰۱۵-۱۹۹۵ می‌باشد. برای نیل به هدف مذکور، از تحلیل‌های هم‌جمعی داده‌های پانلی و برآوردگرهای حداقل مربعات معمولی کاملاً اصلاح‌شده (FMOLS)، حداقل مربعات معمولی پویا (DOLS)، میانگین گروهی تلفیقی (PMG) و به‌روزرسانی مکرر و کاملاً تعدیل‌شده (Cup-FM) استفاده شده است. یافته‌های این تحقیق نشان می‌دهد، نظامی‌سازی تأثیر مثبت و معناداری بر آلودگی هوا داشته است؛ به‌گونه‌ای که با یک‌درصد افزایش در سهم مخارج نظامی از gdp، در بلندمدت میزان انتشار گاز co_2 در کشورهای مورد مطالعه بین ۰/۲۶-۰/۱۹ درصد افزایش خواهد یافت. بر این اساس می‌توان گفت که نظامی‌سازی، تهدیدی جدی برای آلودگی هوا محسوب می‌شود.

کلمات کلیدی

"نظامی‌سازی"، "آلودگی هوا"، "هم‌جمعی پانلی"

Militarization and Air Pollution: Study of Powerful Countries of the World using a Panel Co-Integration Analysis

Abolghasem Golkhandan

Phd in Public Sector Economics, Faculty of Economics and Administration, University of Lorestan, Khoram Abad, Iran

Email Address: golkhandana@gmail.com

Abstract

Nowadays militarization continues under the impact of technological advances, infrastructural development, geopolitical competition and growth in troop size. Military powers cause environmental degradation by their military equipment, tests of nuclear bombs, military bases, weapons production and war. Accordingly, the main objective of this study is to investigate the effects of militarization on air pollution in 25 powerful countries of the world (in terms of military equipment (including Iran)) during the period 1995-2015. To achieve the purpose, has been used the analysis of panel co-integration and Fully Modified Ordinary Least Squares (FMOLS), Dynamic Ordinary Least Squares (DOLS), Pooled Mean Group (PMG) and Continuously-updated and Fully-Modified (Cup-FM) estimators. The findings of this study indicate that militarization have a positive and significant impact on air pollution; so that with a one percent increase in the share of military expenditures from gdp, in the long run, CO_2 emissions will increase in the studied countries between 19-26 percent percent. On this basis, it can be said that militarization is a serious threat for air pollution.

Keywords: "Militarization", "Air Pollution", "Panel Co-Integration"

۱- مقدمه

از زمان جنگ جهانی دوم به بعد، یکی از منابع اصلی انتشار گاز CO_2 در کشورهای صنعتی، به‌ویژه ایالات‌متحده آمریکا، **«نظامی‌سازی»**[1] است (Bildirici, 2017). شرکت‌ها و تأسیسات صنعتی از جمله صدها پایگاه نظامی در خارج از کشور، و هم‌چنین تجهیزات وسایل نقلیه نظامی، سلاح و پرسنل، انتشار گازهای گلخانه‌ای را در ایالات‌متحده آمریکا در پی داشته است. آژانس حفاظت محیط زیست[2] (EPA) ایالات متحده آمریکا، میزان مصرف انرژی تولیدات صنعتی از سوخت‌های فسیلی را تنها حدود ۱۵ درصد از کل انتشار گاز CO_2 و فقط ۱۲ درصد از کل انتشار گازهای گلخانه‌ای در این کشور برآورد و اعلام کرده است. این درحالیست که ارتش ایالات متحده در سال ۲۰۱۴ بیش از ۷۰ میلیون تن گاز CO_2 تولید کرده است. (Neslen, 2015)

مؤسسات، فن‌آوری‌ها، سلاح‌ها و رفتارهای نظامی، می‌توانند مشکلات اکولوژیکی ایجاد کنند (Jorgenson & Clark, 2012). نیروهای نظامی به شکل‌های متعددی به آلودگی محیط زیست کمک می‌کنند. آزمایش بمب‌های اتمی و هسته‌ای باعث تولید رادیواکتیو در سراسر جهان می‌شود (Commoner, 1967, 1971). اثرات زیست‌محیطی نظامی‌سازی محدود به جنگ و درگیری‌های گسترده (Jorgenson, 2005; York, 2008) و آزمایش سلاح‌های هسته‌ای و بمب اتمی و هسته‌ای نیست (Jorgenson *et al*., 2012)؛ بلکه فعالیت‌های نظامی می‌توانند از طریق مصرف انرژی نیز، باعث آلودگی بیشتر محیط زیست شوند. فعالیت‌های ارتش و فن‌آوری‌های مرتبط با آن به مصرف انرژی زیادی در طول عملیات و نگهداری زیرساخت‌ها، نیروها و تجهیزات منجر می‌شود. در دهه ۱۹۸۰، یک چهارم مصرف سوخت جت و تقریبا سه چهارم نفت خام، توسط نیروهای مسلح و با استفاده از وسایل نقلیه نظامی، هواپیما، کشتی‌های دریایی، انواع دیگر ماشین‌آلات جنگی و ... مورد استفاده قرار گرفته است (Renner, 1991; Clark *et al*., 2010). البته انتشار گازهای گلخانه‌ای به‌واسطه افزایش هزینه‌های نظامی در کشورهای توسعه‌یافته نسبت به کشورهای درحال‌توسعه بیشتر است (Rice, 2007).

از آنجا که در نیمه دوم قرن بیستم، برتری نظامی بسیار مهم بوده است، دانشمندان و مهندسین، تمرکز تحقیقات خود را در جهت رفع نیازهای تکنولوژیکی ارتش قرار داده‌اند. این عمل و بسط پویای نظامی‌گرایی اشکال خاصی از تخریب محیط زیست را ایجاد کرده است. امروزه نظامی‌سازی تحت تأثیر پیشرفت‌های تکنولوژیکی، توسعه زیربنایی، رقابت ژئوپلیتیک و گسترش نیروهای نظامی ادامه دارد. قدرت‌های نظامی با در دست داشتن تجهیزات نظامی، آزمایش بمب‌های هسته‌ای، پایگاه‌های نظامی، تولید سلاح و جنگ، باعث تخریب محیط‌زیست می‌شوند (Bildirici, 2017: 7).

مرکز خلع سلاح بیان می‌کند که عملیات نظامی جهانی از موادی مانند آلومینیوم، مس، نیکل و پلاتین استفاده می‌کند که به آلودگی محیط زیست منجر می‌شود (Renner, 1991). در طی شش هفته جنگ هوایی خلیج فارس در سال ۱۹۹۱، سلاح‌های بیشتر و خطرناک‌تری (از نظر آلودگی محیط زیست) نسبت به زمان جنگ طولانی‌مدت ویتنام استفاده شد (Levy et al., 2001). با توجه به برآورد ارتش ایالات متحده آمریکا، در طول سه هفته اول جنگ عراق در سال ۲۰۰۳، ۴۰ میلیون گالن سوخت مصرف شد (Sanders, 2009). علاوه بر این، به‌عنوان مثال، پنتاگون، ۹۳ درصد از مصرف سوخت دولت ایالات متحده در سال ۲۰۰۷ را به خود اختصاص داده است (نیروی هوایی: ۵۲ درصد؛ نیروی دریایی: ۳۳ درصد؛ ارتش: ۷ درصد؛ دیگر: ۱ درصد) (Lengye, 2007).

صنعت دفاعی در کشورهای صنعتی G7 نیز مقدار زیادی انرژی در هواپیماها، کشتی‌ها و تانک‌ها مصرف می‌کند. حتی در زمان صلح، نهادهای نظامی و فعالیت‌های آن‌ها، مقدار زیادی انرژی فسیلی را برای تحقیق و توسعه، نگهداری و بهره‌برداری زیرساخت‌های کلی مصرف می‌کنند. ارتش‌های سرمایه‌داری در کشورهای G7، تجهیزات، پرسنل و سلاح های پیشرفته را استخدام می‌کنند که نیاز به مقدار زیادی انرژی سوخت فسیلی برای تسهیل حمل سریع نیروها دارد. علاوه بر این، در کشورهای صنعتی G7، وزارت دفاع، انرژی بیشتری نسبت به هر سازمان دیگری در جهان مصرف می‌کند. مصرف انرژی نظامی باعث آلودگی زیست‌محیطی از طریق اثرات سموم و مواد شیمیایی مختلف در استفاده از سلاح های خطرناک می‌شود (Bildirici, 2017: 7).

با وجودی آن‌که رابطه بین مصرف انرژی، انتشار گازهای گلخانه‌ای و رشد اقتصادی توسط مقالات متعددی مورد تجزیه و تحلیل قرار گرفته، رابطه بین نظامی‌سازی و آلودگی محیط زیست در مطالعات محدودی مورد بررسی تجربی قرار گرفته است.

یورگنسون و همکاران (Jorgenson et al., 2010) تأثیر نظامی‌سازی را بر انتشار گاز CO_2 در ۷۲ کشور دنیا طی دوره زمانی ۲۰۰۰-۱۹۷۰ مورد بررسی قرار داده‌اند. به این منظور

[1] Militarization
[2] Environmental Protection Agency

نظامی‌سازی به‌وسیله دو شاخص مخارج نظامی و نرخ مشارکت نظامی اندازه‌گیری شده است. نتایج این مطالعه با استفاده از روش‌های اثرات ثابت[1](FE) و حداقل مربعات معمولی[2](OLS) در داده‌های ترکیبی نشان‌دهنده اثر مثبت نرخ مشارکت نظامی بر انتشار گاز CO_2 و اثر بی‌معنای سرانه مخارج نظامی بر انتشار گاز CO_2 در کشورهای مورد مطالعه است. سانا و نیلا (Sana & Neila, 2016) رابطه بین تلاش نظامی و آلودگی هوا را با استفاده از داده‌های ۱۲۱ کشور دنیا طی دوره زمانی ۲۰۱۱-۱۹۸۰ بررسی کرده‌اند. به این منظور تأثیر تلاش نظامی (که به‌وسیله دو شاخص مخارج نظامی و پرسنل نظامی اندازه‌گیری شده است) به دو قسمت تأثیر مستقیم و غیرمستقیم (که اشاره به اثرگذاری تلاش نظامی بر آلودگی هوا از طریق درآمد سرانه دارد) تفکیک شده است. نتایج حاصل از برآوردهای این مطالعه نشان می‌دهد که هر دو اثر مستقیم و غیرمستقیم و مجموع این دو اثر (اثر کل) تلاش نظامی بر آلودگی هوا در کشورهای مورد مطالعه مثبت و معنادار بوده است. بیلدیریکی (Bildirici, 2017) در مطالعه‌ای رابطه بین انتشار گازهای گلخانه‌ای، نظامی‌سازی، مصرف سوخت‌های زیستی و رشد اقتصادی را در کشورهای G7 طی دوره زمانی ۲۰۱۵-۱۹۸۵ و با استفاده از تحلیل داده‌های ترکیبی مورد بررسی قرار داده‌اند. به این منظور از آزمون‌های هم‌انباشتگی پانلی پدرونی[3]و یوهانسن[4]و سه برآوردگر بلندمدت حداقل مربعات معمولی پویا[5](DOLS)، حداقل مربعات معمولی کاملا اصلاح‌شده[6](FMOLS) و میانگین‌گیری گروهی تلفیقی[7] (PMG) استفاده شده است. برآوردگرهای بلندمدت نشان می‌دهند که رشد اقتصادی و نظامی‌سازی تأثیر قابل توجهی بر انتشار گاز CO2 در کشورهای G7 داشته است. هم‌چنین، نتایج آزمون علیت نشان می‌دهد که رشد اقتصادی و مصرف سوخت‌های زیستی به نظامی‌سازی وابسته است و رشد اقتصادی و نظامی‌سازی باعث افزایش انتشار گاز CO_2 در کشورهای مورد مطالعه شده است..

بنابر اهمیت مسأله فوق، هدف مطالعه حاضر بررسی تأثیر نظامی‌سازی بر آلودگی هوا در ۲۵ کشور قدرتمند جهان از نظر تجهیزات نظامی (شامل ایران) و طی دوره‌ی زمانی ۲۰۱۵-۱۹۹۵ می‌باشد.

۲- روش انجام تحقیق

• مدل تحقیق

مدل این تحقیق برگرفته از مطالعه تجربی بیلدیریکی (Bildirici., 2017) و به‌صورت زیر می‌باشد:

$$Ln(co_2)_{it} = \beta_0 + \beta_1 Ln(y)_{it} + \beta_2 Ln(me)_{it} + \beta_3 Ln(ec)_{it} + \varepsilon_{it} \quad (۱)$$

در رابطه فوق متغیرها به‌صورت زیر تعریف شده‌اند:

Ln: لگاریتم طبیعی؛

co_2: میزان انتشار سرانه دی‌اکسید کربن (بر حسب متریک تن) و به‌عنوان شاخص آلودگی هوا؛

y: تولید ناخالص داخلی سرانه به قیمت ثابت سال ۲۰۰۵ (بر حسب PPP دلار آمریکا) و به‌عنوان شاخص درآمد و رشد اقتصادی؛

me: سهم مخارج نظامی از تولید ناخالص داخلی (بر حسب درصد) و به‌عنوان شاخص نظامی‌سازی و بار نظامی.

ec: سرانه مصرف انرژی (بر حسب کیلوگرم معادل نفتی).

هم‌چنین i نشان‌دهنده ۲۵ کشور قدرتمند جهان از نظر تجهیزات نظامی[8](i=1,…,25) (شامل کشورهای: الجزایر، عربستان صعودی، کره شمالی، استرالیا، ایران، تایلند، لهستان، تایوان، برزیل، ویتنام، اسرائیل، اندونزی، پاکستان، کره جنوبی، ایتالیا، مصر، آلمان، ترکیه، ژاپن، انگلیس، فرانسه، هند، چین، روسیه و آمریکا)، t نشان‌دهنده بازه‌ی زمانی (۱۹۹۵-۲۰۱۵) و ε_{it} جزء خطای معادله رگرسیونی است.

شایان ذکر است که منبع داده‌های آماری متغیرهای تحقیق، شاخص‌های توسعه جهانی[9] (WDI) متعلق به بانک جهانی و مؤسسه بین‌المللی تحقیقات صلح استکهلم[10](SIPRI) است.

---

[1] Fixed Effect
[2] Ordinary Least Square
[3] Pedroni
[4] Johansen
[5] Dynamic Ordinary Least Square
[6] Fully Modifid Ordinary Least Square
[7] Pooled Mean Group

[8] وب سایت Global Firepower هر ساله قدرت نظامی کشورهای جهان را رتبه‌بندی می‌کند. این اتفاق در سال ۲۰۱۷ و با بررسی شاخص قدرت در ۱۳۳ کشور جهان که بیش از ۵۰ معیار برای امتیازدهی دارد، صورت گرفته است. این رتبه‌بندی، تنوع سلاح‌های نگه‌داری شده را بررسی می‌کند، توجه ویژه‌ای به نیروی انسانی دارد، جغرافیا، وضعیت صنعت و منابع طبیعی موجود در کشورها نیز از معیارهای دیگر امتیازدهی به شاخص قدرت است، البته تجهیزات هسته‌ای در این بررسی در امتیازدهی‌ها به حساب نیامده است.

[9] World Development Indicators
[10] Stockholm International Peace Research Institute

- **روش تحقیق**

در بحث روش تحقیق، نخست با استفاده از آزمون‌های ریشه واحد پانلی، به بررسی پایایی داده‌ها پرداخته شده است. سپس، هم‌جمعی داده‌ها با استفاده از آماره‌های هم‌جمعی داده‌های پانل آزمون شده و در آخر نیز بردارهای هم‌جمعی، توسط روش‌های متداول حداقل مربعات معمولی کاملاً اصلاح‌شده (FMOLS) و حداقل مربعات معمولی پویا (DOLS) و هم‌چنین، روش‌های میانگین گروهی تلفیقی (PMG) و به‌روزرسانی مکرر و کاملاً تعدیل‌شده[1](Cup-FM) (که دارای ویژگی‌های مناسبی نسبت به سایر تخمین‌زن‌های داده‌های پانلی بوده و در مطالعات داخلی گذشته کمتر مورد توجه قرار گرفته است) استخراج شده است.

روش FMOLS توسط کائو و چیانگ (Kao & Chiang, 2000) در داده‌های تابلویی مطرح شده است و با اعمال اصلاحاتی در روش OLS، مورد استفاده قرار می‌گیرد. این اصلاحات عبارتند از: تصحیح تورش و تصحیح درون‌زایی (دهمرده و همکاران، ۱۳۸۹: ۴۰). روش DOLS نیز توسط استاک و واتسون (Stock & Watson, 1993) مطرح شده است که با اعمال تعدیلاتی در روش OLS، واکنش یک متغیر وابسته نسبت به تغییرات متغیرهای مستقل را مورد بررسی قرار می‌دهد. از مهم‌ترین مزیت‌های این روش در مقایسه با دیگر تخمین‌زننده‌های بردار هم‌جمعی این است که در نمونه‌های کوچک نیز کاربرد داشته و از ایجاد تورش همزمان جلوگیری می‌کند و از توزیع مجانبی نرمال برخوردار است (فطرس و همکاران: ۱۳۹۰: ۸۹). در ادامه روش‌های PMG و Cup-FM به‌طور مبسوط‌تری تشریح می‌گردند.

مدل‌های پانل‌دیتای پویا را می‌توان به‌وسیله روش‌های مختلفی مانند اثرات ثابت (FE)، اثرات تصادفی (RE) و گشتاورهای تعمیم‌یافته (GMM) تخمین زد. در این روش‌ها فقط جزء عرض از مبدأ در بین مقاطع متفاوت است و ضرایب تخمینی نیز، در صورت بزرگ‌بودن بازه‌ی زمانی منجر به نتایج گمراه‌کننده‌ای می‌شوند (Bangake & Eggoh, 2011: 942). در راستای رفع این محدودیت‌ها، پسران و همکاران (Pesaran et al., 1999) برآوردکننده میانگین گروهی تلفیقی (PMG)، که امکان بررسی همگرایی و تصحیح عدم تعادل را میسر می‌کند، پیشنهاد کرده‌اند. به‌منظور تشریح این روش، مدل ARDL(p,q,q,…,q) پانلی را به‌صورت زیر در نظر می‌گیریم:

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

که در رابطه‌ی فوق i: تعداد گروه‌ها (مقاطع)، t: دوره‌ی زمانی، μ_i: جمله اثرات ثابت مقاطع، ε_{it}: جمله خطای هر مقطع، λ_{ij}: ضرایب وقفه‌های متغیر وابسته، δ_{ij}: ضرایب با وقفه و بدون وقفه متغیر مستقل. x_{it}: بردار $k \times 1$ متغیرهای توضیحی برای گروه i است. با پارامتربندی مجدد[2]رابطه (۲) بر اساس یک الگوی تصحیح خطا داریم:

$$\Delta y_{it} = \varphi_i y_{it-1} + \beta_i' x_{it} + \sum_{j=1}^{p-1} \lambda_{ij}^{*} \Delta Y_{i,t-j} + \sum_{j=0}^{q-1} \delta_{ij}^{*\prime} \Delta x_{i,t-j} + \mu_i + \varepsilon_{it} \qquad (۳)$$

در رابطه فوق φ_i جزء تعدیل بوده که نشان‌دهنده سرعت تصحیح خطاست. با این فرض که ریشه‌های چندجمله‌ای $1 - \sum_{j=1}^{p} \lambda_{ij} Z^j = 0$ همگی خارج از دایره واحد قرار می‌گیرند و در نظر گرفتن یک‌سری فروض اساسی دیگر، مدل ARDL فوق پایدار است. این فرض باعث می‌شود که $\varphi_i < 0$ و یک رابطه بلندمدت بین متغیرهای مدل به‌صورت زیر وجود داشته باشد (Pesaran et al., 1999: 5-6)

$$y_{it} = -\left(\frac{\beta_i'}{\varphi_i}\right) x_{it} + \eta_{it} \qquad (۴)$$

که در رابطه فوق η_{it} یک فرآیند نوفه سفید است و ضرایب بلندمدت $\theta_i = -\frac{\beta_i'}{\varphi_i} = \theta$، در بین گروه یکسان هستند. همچنین، φ_i در رابطه (۳) به‌صورت یک جمله‌ی تصحیح خطا یا تصحیح تعادل عمل می‌کند و درصورتی‌که $-1 < \varphi_i < 0$ باشد از وجود رابطه‌ی 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 (Ibid).

بای و همکاران (Bai et al., 2009) برآوردگری به نام به روز رسانی مکرر و کاملاً تعدیل شده (Cup-FM) را برای داده‌های پانلی که در آنها مشکل وابستگی مقطعی وجود دارد، بر مبنای برآوردگر FMOLS پیشنهاد دادند. این برآوردگر همانند برآوردگر FMOLS، نسبت به اریب خودهمبستگی پیاپی و اریب درون‌زایی مقاوم است و علاوه بر این، نسبت به پایایی و ناپایایی متغیرهای توضیحی بی‌تفاوت است. به‌منظور معرفی این برآوردگر فرض می‌کنیم، یک الگوی داده‌های تابلویی به‌صورت زیر وجود داشته باشد:

$$y_{it} = \acute{x}_{it}\beta + e_{it} \quad i = 1, \dots, n, \quad t = 1, \dots, T \quad x_{it} = x_{i,t-1} + \varepsilon_{it} \qquad (۵)$$

[1]Continuously-Updated and Fully-Modified

[2]Reparametrized

که در این رابطه، y_{it}: متغیر وابسته، x_{it}: مجموعه‌ای از k متغیر توضیحی ناپایا، β: یک بردار $1 \times k$ بعدی از پارامترهای شیب و e_{it}: جمله اخلال معادله رگرسیون است. فرض استقلال مقطعی در مطالعات سری زمانی اقتصادی بسیار محدودکننده و به‌سختی قابل توجیه است. بای و همکاران برای در نظر گرفتن بحث وابستگی مقطعی، فرض نموده‌اند که جمله خطای معادله رگرسیون رابطه فوق از الگوی عاملی زیر تبعیت می‌کند:

$$\varepsilon_{it} = \acute{\lambda}_{it} F_t + u_{it} \qquad (۶)$$

که در آن F_t یک بردار $1 \times r$ از عوامل مشترک غیرقابل مشاهده و λ_i یک بردار $1 \times r$ از وزن‌های عاملی است (Bai et al., 2009)؛ بنابراین الگوی داده‌های تابلویی رابطه (۵) را می‌توان در این حالت به‌صورت زیر تعریف نمود:

$$y_{it} = \acute{x}_{it}\beta + \acute{\lambda}_{it} F_t + u_{it} \qquad (۷)$$

جدا نمودن F_t از جزء اخلال و وارد نمودن آن به تابع رگرسیون باعث بهبود تخمین‌ها می‌شود، زیرا اگر برخی از اجزای x_{it} پایا بوده و F_t با x_{it} همبسته باشد، با در نظر گرفتن F_t به‌عنوان جزئی از جمله اخلال، برآورد β ناسازگار خواهد بود. با توجه به مطالب فوق، برآوردگر Cup-FM که برآوردی سازگار از ضرایب معادله ارائه می‌کند به‌صورت زیر معرفی شده است:

$$\hat{\beta}_{Cup-FM} = \left[\sum_{i=1}^{N} \acute{x}_i M_{\hat{F}} x_{it}\right]^{-1} \sum_{i=1}^{n} (\acute{x}_i M_{\hat{F}} y_i^{+} - T(\hat{\bar{\Delta}}^{+}_{\varepsilon ui} - \hat{\delta}_i \hat{\bar{\Delta}}^{+}_{\eta u})) \qquad (۸)$$

$$\hat{F}V_{nt} = \left[\frac{1}{nT^2}\sum_{i=1}^{n} (y_i - x_i\hat{\beta}_{Cup-FM})(y_i - x_i\hat{\beta}_{Cup-FM})'\right] \qquad (۹)$$

در دو معادله فوق، $\bar{\Delta}$ عملگر ماتریس کواریانس یک‌طرفه، V_{nt} ماتریس قطری از r تا از بزرگترین مقادیر ویژه ماتریس داخل براکت است که به‌صورت کاهنده مرتب شده‌اند و متغیرهای x_i، F، y_i^{+} و ui نماینده بردارهای زیر هستند:

$$y_i^{+} = \begin{bmatrix} y_{i1}^{+} \\ y_{i2}^{+} \\ \vdots \\ y_{iT}^{+} \end{bmatrix},\ x_i^{+} = \begin{bmatrix} \acute{x}_{i1}^{+} \\ \acute{x}_{i2}^{+} \\ \vdots \\ \acute{x}_{iT}^{+} \end{bmatrix},\ F = \begin{bmatrix} F_1' \\ F_2' \\ \vdots \\ F_T' \end{bmatrix},\ u_i = \begin{bmatrix} u_{i1} \\ u_{i2} \\ \vdots \\ u_{iT} \end{bmatrix} \qquad (۱۰)$$

متغیر η نیز جمله اخلال فرآیند خودتوضیح F_t است که با فرض ناپایایی F_t و به‌صورت زیر معرفی شده است (Ibid: 86):

$$F_t = F_{t-1} + \eta_t \qquad (۱۱)$$

هم‌چنین، فرض می‌شود که رابطه $u_{it} = a_i\eta_t + b_{it}$ بین جملات اخلال دو معادله (۶) و (۱۱) برقرار باشد. متغیرهای y_i^{+}، $\hat{\bar{\delta}}_i$ و $M_{\hat{F}}$ نیز با استفاده از فرمول‌های زیر محاسبه می‌شوند:

$$y_{it}^{+} = y_{it} - \hat{\bar{\Omega}}_{ubi}\hat{\bar{\Omega}}_{bi}^{-1}\begin{bmatrix}\Delta\hat{\bar{x}}_{it} \\ \Delta\hat{F}_t\end{bmatrix},\ \hat{\bar{\delta}}_i = (\hat{F}'\hat{F})^{-1}\hat{F}'\hat{\bar{x}}_i,$$
$$M_{\hat{F}} = I_T - T^{-2}\hat{F}\hat{F}' \qquad (۱۲)$$

در فرمول‌های فوق، $\bar{\Omega}$ عملگر ماتریس کواریانس دوطرفه و I_T ماتریس یکه T- بعدی است. به این ترتیب، برآوردگر Cup-FM در نتیجه حل تکراری دو مجهول $\hat{\beta}_{Cup-FM}$ و $\hat{F}$ در دو معادله رابطه‌های (۸) و (۹) به‌دست می‌آید (Ibid: 85-86).

۳- نتایج

روش‌های معمول اقتصادسنجی در کارهای تجربی مبتنی‌بر فروض پایایی متغیرهای مورد مطالعه است؛ به این دلیل که امکان ساختگی‌بودن برآورد با متغیرهای ناپایا وجود دارد و استناد به نتایج چنین برآوردهایی به نتایج گمراه‌کننده‌ای منجر خواهد شد (Baltagi, 2005). از این‌رو قبل از استفاده از این متغیرها لازم است نسبت به پایایی و ناپایایی آن‌ها اطمینان حاصل کرد. در در این مطالعه به‌منظور بررسی پایایی متغیرها از آزمون‌های CIPS مقطعی پسران (Pesaran, 2007)، ایم، پسران و شین (Im, Pesaran & Shin, 2003) (IPS) و لوین، لین و چو (Levin, Lin & Cho, 2002) (LLC) استفاده شده است. فرضیه صفر در این آزمون‌ها نشان‌دهنده ناپایایی متغیر مورد بررسی می‌باشد. خلاصه نتایج این سه آزمون، با فرض وجود متغیرهای عرض از مبدأ و روند زمانی، در جدول (۱) ارائه شده است. با توجه به نتایج این جدول و سطوح احتمال محاسبه‌شده، نتیجه می‌گیریم که کلیه متغیرهای مورد بررسی مدل، در سطح ناپایا بوده و پس از یک‌بار تفاضل‌گیری در سطح ۵ درصد پایا شده‌اند.

جدول۱- خلاصه نتایج آزمون‌های پایایی

متغیر	آزمون IPS	آزمون LLC	آزمون CIPS	درجه پایایی I(d)
	احتمال	احتمال	احتمال	
$Ln(co_2)$	۰/۲۵۱	۰/۲۲۵	۰/۳۴۱	I(1)
$\Delta Ln(co_2)$	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	
Ln(y)	۰/۲۶۸	۰/۰۶۲	۰/۱۸۸	I(1)
Ln(y)Δ	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	
Ln(me)	۰/۴۸۳	۰/۳۹۱	۰/۳۵۵	I(1)
Ln(me)Δ	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	
Ln(ec)	۰/۸۸۱	۰/۷۵۲	۰/۲۵۶	I(1)
Ln(ec)Δ	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰	

مأخذ: محاسبات تحقیق

تخمین مدل در حالت وجود متغیرهای ناپایا، باعث ایجاد رگرسیون کاذب در مدل می‌شود. برای رفع این مشکل می‌توان از آزمون هم‌جمعی استفاده کرد. مفهوم هم‌جمعی تداعی‌کننده وجود یک رابطه تعادلی بلندمدت است که سیستم اقتصادی در طول زمان به سمت آن حرکت می‌کند. در صورت ناپایایی متغیرهای مدل اگر بین آن‌ها هم‌جمعی برقرار باشد، نتایج حاصل از تخمین مدل قابل اعتماد خواهد بود. در این مقاله به‌منظور بررسی آزمون هم‌جمعی در مدل‌های مورد استفاده از روش‌های ارائه‌شده توسط وسترلوند (Westerlund, 2007)، پدرونی (Pedroni, 2004) و کائو (Kao, 1999) استفاده شده است. فرضیه صفر در این آزمون‌ها نشان‌دهنده عدم هم‌جمعی بین متغیرهای مورد بررسی می‌باشد. نتایج آزمون‌های هم‌جمعی در جدول (۲) ارائه شده است. قسمت الف این جدول، نتایج آزمون هم‌جمعی وسترلوند را نشان می‌دهد. در این آزمون از روشی تحت عنوان *بوت‌استرپ*[1] برای حذف اثرات وابستگی مقطعی در متغیرها استفاده شده است. با توجه به ارزش احتمال محاسبه شده این آزمون، می‌توان گفت که فرضیه صفر مبنی بر عدم هم‌جمعی بین متغیرهای مدل، بر اساس آماره میانگین گروه $G\tau$ و دو آماره پانل $P\tau$ و $P\alpha$ رد می‌شود. با توجه به نتایج قسمت‌های ب و ج جدول (۲) نیز، هم‌جمعی یا وجود رابطه تعادلی بلندمدت قوی بین متغیرهای مدل، بر اساس دو آماره پانل PP و ADF و دو آماره گروه PP و ADF آزمون پدرونی و بر اساس آماره ADF آزمون کائو، در در سطح ۵ درصد پذیرفته می‌شود. بنابراین بدون نگرانی از بروز رگرسیون کاذب می‌توان مدل تحقیق را مورد برآورد قرار داد.

جدول ۲- نتایج آزمون‌های هم‌جمعی پانلی

نام آماره	احتمال
الف. آزمون وسترلوند	
$G\tau$	۰/۰۰۱
$P\tau$	۰/۰۰۰
$P\alpha$	۰/۰۰۰
ب. آزمون پدرونی	
Panel ADF-Statistic	۰/۰۰۸
Panel PP-Statistic	۰/۰۰۰
Group ADF-Statistic	۰/۰۰۰
Group PP-Statistic	۰/۰۰۱
ج. آزمون کائو	
ADF	۰/۰۰۰

مأخذ: محاسبات تحقیق.

پس از اثبات وجود هم‌جمعی بین متغیرهای مدل، به برآورد رابطه بلندمدت بین این متغیرها می‌پردازیم. نتایج این برآوردها با برآوردگرهای مختلف در جدول (۳) آمده است.

جدول ۳- نتایج برآورد مدل به روش‌های مختلف

متغیر	ضریب برآوردی برآوردگر			
	DOLS	FMOLS	Cup-FM	PMG
Ln(y)	۰/۰۶۶ (۰/۴۴۱)	۰/۰۶۴ (۰/۴۶۱)	۰/۰۶۱ (۰/۴۱۹)	۰/۰۸۱ (۰/۵۰۱)
Ln(me)	۰/۲۶۱ (۰/۰۰۰)	۰/۲۴۴ (۰/۰۰۰)	۰/۲۴۹ (۰/۰۰۰)	۰/۱۸۸ (۰/۰۱۸)
Ln(ec)	۰/۴۸۸ (۰/۰۰۰)	۰/۴۸۱ (۰/۰۰۰)	۰/۴۸۴ (۰/۰۰۰)	۰/۵۲۱ (۰/۰۰۰)
R^2	۰/۸۸۱	۰/۹۲۵	۰/۹۱۴	–

مأخذ: محاسبات تحقیق

بر اساس نتایج به‌دست‌آمده از جدول (۳)، ضریب متغیر سهم مخارج نظامی از gdp، بر اساس چهار برآوردگر پانلی FMOLS، DOLS ، PMG و Cup-FM، به‌ترتیب حدود ۰/۲۶، ۰/۲۴، ۰/۲۵ و ۰/۱۹ به‌دست آمده است. این به آن معناست که یک درصد افزایش در سهم مخارج نظامی از gdp در بلندمدت (با فرض ثبات سایر متغیرها)، میزان انتشار گاز co_2 را در کشورهای مورد مطالعه بین ۰/۲۶-۰/۱۹ درصد افزایش خواهد داد. نتیجه به‌دست‌آمده مطابق با مبانی‌نظری مطرح شده در زمینه رابطه نظامی‌سازی و آلودگی هوا می‌باشد و هم‌سو با نتایج مطالعات یورگنسون و همکاران (Jorgenson, 2010)، سانا و نیلا (Sana & Neila, 2016) و بیلدیریکی (Bildirici., 2017) است.

بر اساس نتایج به‌دست‌آمده از جدول (۳)، ضریب متغیر درآمد سرانه (رشد اقتصادی) در قیاس با سایر متغیرها اندک و بی‌معناست. در توجیه نتیجه به‌دست‌آمده می‌توان گفت که بر اساس منحنی زیست‌محیطی کوزنتس[2](EKC)، در مراحل اولیه توسعه اقتصادی به‌دلیل عوامل مختلف مانند اولویت بالای تولید و اشتغال نسبت به محیط‌زیست پاک، پایین بودن تکنولوژی تولید، پایین بودن سطح آگاهی‌های زیست‌محیطی و ...، رشد اقتصادی با افزایش آلودگی هوا همراه خواهد بود (مورد کشورهای درحال‌توسعه). اما بعد از رسیدن به یک سطح مشخصی از درآمد سرانه، این رابطه معکوس شده و افزایش رشد اقتصادی منجر به بهبود کیفیت محیط‌زیست خواهد شد که دلیل آن می‌تواند بالا رفتن سطح تکنولوژی تولید، افزایش آگاهی‌های زیست‌محیطی، تصویب و اجرای قوانین سخت‌گیرانه زیست‌محیطی و ... باشد (مورد کشورهای توسعه‌یافته). از آنجا که کشورهای مورد مطالعه در این تحقیق ترکیبی از کشورهای درحال‌توسعه و توسعه‌یافته

[1]Bootstrap

[2]Environmental Kuznets Curve

می‌باشند، بنابراین نمی‌توان به یک نتیجه معنادار با علامت مشخص در زمینه رابطه رشد اقتصادی و آلودگی هوا برای این کشورها رسید.

بر اساس نتایج به‌دست‌آمده از جدول (۳)، ضریب متغیر سرانه مصرف انرژی، بر اساس هر چهار برآوردگر پانلی FMOLS، DOLS ، PMG و Cup-FM، مطابق انتظار مثبت و معنادار به‌دست آمده است. به‌گونه‌ای که یک درصد افزایش در سرانه مصرف انرژی در بلندمدت (با فرض ثبات سایر متغیرها)، میزان انتشار گاز co_2 را در کشورهای مورد مطالعه بین ۰/۴۸-۰/۵۲ درصد افزایش خواهد داد.

٤- نتیجه‌گیری

هدف اصلی این پژوهش بررسی و برآورد تأثیر نظامی‌سازی بر آلودگی هوا در ۲۵ کشور قدرتمند جهان از نظر تجهیزات نظامی، با استفاده از تحلیل‌های هم‌جمعی در داده‌های پانلی، طی دوره‌ی زمانی ۲۰۱۵-۱۹۹۵ می‌باشد. به این منظور پس از انجام آزمون‌های ریشه واحد پانلی برای متغیرهای مدل، به بررسی هم‌جمعی پانلی بین این متغیرها پرداخته شده است. نتایج آزمون‌های هم‌جمعی در داده‌های پانلی برای کشورهای مورد مطالعه، وجود رابطه تعادلی بلندمدت بین متغیرهای مدل را تأیید می‌کنند. این رابطه بلندمدت توسط برآوردگرهای بردار هم‌جمعی در داده‌های پانلی برآورد شده که بر اساس نتایج به‌دست‌آمده، ضریب متغیر سهم مخارج نظامی از gdp، بر اساس چهار برآوردگر پانلی FMOLS، DOLS ، PMG و Cup-FM، به‌ترتیب حدود ۰/۲۶، ۰/۲۴، ۰/۲۵ و ۰/۱۹ بوده است. این نتیجه به آن معناست که یک درصد افزایش در سهم مخارج نظامی از gdp در بلندمدت (با فرض ثبات سایر متغیرها)، میزان انتشار گاز co_2 را در کشورهای مورد مطالعه بین ۰/۲۶-۰/۱۹ درصد افزایش خواهد داد. بر این اساس می‌توان گفت که نظامی‌گری و توسعه فعالیت‌های نظامی کشورهای قدرتمند جهان، تهدیدی جدی برای کیفیت محیط زیست و آلودگی هوا خواهد بود. بر اساس سایر نتایج، رشد اقتصادی اثری بی‌معنا و سرانه مصرف انرژی اثری مثبت و معنادار بر آلودگی هوا در کشورهای مورد مطالعه داشته است.

منابع

- دهمرده، ن.، صفدری، م.، شهیکی‌تاش، م.، ۱۳۸۹. تأثیر شاخص‌های کلان بر توزیع درآمد در ایران (۱۳۸۶-۱۳۵۳)، فصلنامه پژوهشنامه بازرگانی، ص ۲۵-۵۵.
- فطرس، م.، آقازاده، ا.، جبرائیلی، س.، ۱۳۹۰. تأثیر رشد اقتصادی بر مصرف انرژی تجدیدپذیر مقایسه تطبیقی کشورهای منتخب عضو سازمان همکاری‌های اقتصادی و توسعه و غیرعضو (شامل ایران)، فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی، شماره ۶۰، ص ۸۱-۹۸.
- Bai, J., et al. 2009. Panel Co-integration with Global Stochastic Trends, Journal of Econometrics, Vol. 149, P. 82-99.
- Baltagi, B. 2005. Econometric analysis of panel data, John Wiley & Sons Ltd.
- Bengake, C., Eggoh. J. C. 2011. The Feldstein–Horioka puzzle in African countries: A panel co-integration analysis, Economic Modelling, Vol. 28, P. 939–947.
- Bildirici, M. 2017. CO_2 emissions and militarization in G7 countries: panel co-integration and trivariate causality approaches, Environment and Development Economics, P. 1–21.
- Clark, B., et al. 2010. Militarization and energy consumption: a test of treadmill of destruction theory in comparative perspective, International Journal of Sociology, Vol. 40, P. 23–43.
- Commoner, B. 1967. Science and Survival, NewYork: Viking Press.
- Im, K. S., Pesaran, M. H., Shin, Y. 2003. Testing for unit roots in heterogeneous panels, Journal of Econometrics, Vol. 115, P. 53-74.
- Jorgenson, A.K. 2005. Unpacking international power and the ecological footprints of nations: a quantitative cross-national study, Sociological Perspectives, Vol. 48, P. 383–402.
- Jorgenson, A.K., et al. 2012. The environmental impacts of militarization in comparative perspective: an overlooked relationship, Nature and Culture, Vol. 7, p. 314–337.
- Kao, C. 1999. Spurious regression and residual-based Tests for co-integration in panel data, Journal of Econometrics, Vol. 90, P. 1- 44.
- Kao, C., Chiang, M. H. 2000. On the estimation and inference of a co-integrated regression in panel data, Advances in Econometrics, Vol. 15, P. 179–222.
- Lengyel, G. J. L. 2007. Department of defense energy strategy teaching an old dog new tricks, The Brookings Institution, Department of Defense Energy Strategy] ,Available at] https://www.brookings.edu/wp-content/uploads/2016/06/ lengyel20070815.pdf
- Levy, B., et al. 2000. The environmental consequences of war', in B.S. Levy and V.W. Sidel (eds), War and Public Health, Washington, DC: American Public Health Association.
- Neslen, A. 2015. Pentagon to lose emissions exemption under Paris climate deal, The Guardian, 14 December, [Available at] http://www.theguardian.com/ environment/2015/dec/14/pentagon-to-lose-emissions-exemption-under-parisclimate-deal.
- 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, Vol. 3, P. 597-625.
- Pesaran, M. H. 2007. A simple panel unit root test in presence of cross section dependence, Journal of Applied Econometrics, Vol. 22, P. 265-312.
- Pesaran, H., et al. 1999. Pooled mean group estimation and dynamic heterogeneous panels, Journal of the American Statistical Association, Vol. 94, P. 621–634.
- Renner, M. 1991. 'Assessing the military's war on the environment', in L. Brown (ed.), State of the World, New York: W.W. Norton, P. 132–152.
- Rice, J. 2007. Ecological unequal exchange: consumption, equity, and unsustainable structural relationships within the global economy, International Journal of Comparative Sociology, Vol. 48, P. 43–72.
- Sana, E.H., Neila, B. A. 2016. The relationship between military expenditure, military personnel, economic growth, and the environment, International Journal of Economics and Management Engineering, Vol. 10, P. 1–6.
- Sanders, B. 2009. The Green Zone: The Environmental Costs of Militarism, Oakland, CA: AK Press.
- York, R. 2008. De-carbonization in former Soviet Republics, 1992–2000: the ecological consequences of de-modernization, Social Problems, Vol. 55, P. 370–390.
- Stock, J. H., Watson, M. W. 1993. A simple estimator of co-integrating vectors in higher order integrated systems, Econometrica, No. 61, P. 783-820.
- Westerlund, J. 2007. Testing for error correction in panel data, Oxford Bulletin of Economics and Statistics, Vol 66, P. 709-748 .