تأثیر درآمدهای نفتی بر بار نظامی کشورهای نفت‌خیز منطقه خاورمیانه

ابوالقاسم گل خندان[۱]

چکیده

هدف اصلی این مقاله، بررسی تأثیر درآمدهای نفتی بر هزینه‌های نظامی ۹ کشور نفت‌خیز منطقه خاورمیانه طی سال‌های ۲۰۱۸-۱۹۹۵ می‌باشد. به این منظور یک مدل عمومی مخارج نظامی برای این کشورها طراحی و به‌منظور برآورد آن از روش گشتاورهای تعمیم‌یافته (GMM) در قالب داده‌های ترکیبی پویا استفاده شده است. نتایج برآورد مدل نشان می‌دهد که درآمدهای نفتی تأثیر مثبت و معناداری بر هزینه‌های نظامی کشورهای مورد مطالعه داشته است. به‌گونه‌ای که با افزایش یک‌درصدی در سهم درآمدهای نفتی از GDP، نسبت هزینه‌های نظامی به GDP (بار نظامی) در این کشورها حدود ۰/۱۶ درصد افزایش می‌یابد. بر این اساس می‌توان گفت که درآمدهای نفتی، نقش مهم و بسزایی در تأمین هزینه‌های نظامی و بالتبع امنیت کشورهای نفت‌خیز منطقه خاورمیانه دارد.

واژه‌های کلیدی: درآمدهای نفتی، بار نظامی، کشورهای نفتی خاورمیانه، گشتاورهای تعمیم‌یافته (GMM).

۱- دانشجوی دکترا اقتصاد بخش دولتی،گروه اقتصاد وعلوم اداری،دانشگاه لرستان،ایران Golkhandana@gmail.com

۱- مقدمه

پایان جنگ سرد، امیدهایی را برای کاهش بودجه دفاعی 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 به‌دلیل مسائل امنیتی، برای امور دفاعی صرف می‌کنند. کشورهای مستقر در منطقه خاورمیانه نمونه‌ای برای این ادعاست. بر اساس اطلاعات آماری ارائه‌شده از سوی مؤسسه بین‌المللی تحقیقات صلح استکهلم[۱] (SIPRI)، میزان سهم هزینه‌های نظامی از GDP (یا همان شاخص بار نظامی)، در کشورهای منطقه خاورمیانه طی دوره‌ی زمانی ۲۰۱۸-۱۹۹۵، با چیزی حدود ۵/۳ درصد، بالاترین مقدار در بین کلیه مناطق جهان بوده است.

ذخایر انرژی یکی از مهم‌ترین منابع و ارکان ثروت ملی در کشورهای منطقه خاورمیانه به حساب می‌آیند؛ که درآمدهای سرشاری را نصیب این کشورها کرده‌اند. در بسیاری از موارد مشاهده شده که افزایش درآمدهای حاصل از فروش ذخایر انرژی، با افزایش سریع در هزینه‌های نظامی و واردات سلاح در کشورهای خاورمیانه همراه بوده است. بر اساس گزارش SIPRI در سال ۲۰۱۸، افزایش قیمت نفت و گاز و بهره‌برداری جدید از این منابع، درآمد هنگفتی را نصیب دولت‌های این کشورها کرده است؛ که قسمت عمده‌ای از این درآمدها در راه خرید سلاح و واردات تجهیزات جنگی، هزینه شده‌اند.

ازطرفی، این اعتقاد وجود دارد که وجود منابع طبیعی و به‌خصوص منابع نفتی، احتمال خطر درگیری و جنگ را تا حد زیادی افزایش می‌دهد که این مسأله ناگزیر و به ناچار منجر به افزایش هزینه‌های نظامی در کشورهای دارای منابع طبیعی می‌شود (علی و عبدالطیف[۲]، ۲۰۱۳). موارد فوق سبب شده است که هزینه‌های نظامی سهم عمده‌ای از تولید ناخالص داخلی را در کشورهای منطقه خاورمیانه تشکیل دهند.

بر این اساس، در مقاله حاضر تأثیر درآمدهای نفتی بر بار نظامی کشورهای نفتی خاورمیانه طی دوره‌ی زمانی ۲۰۱۸-۱۹۹۵، با استفاده از یک مدل عمومی مخارج دفاعی (شامل: متغیرهای اقتصادی، اجتماعی و استراتژیک)، و در قالب داده‌های ترکیبی پویا[۳] برآورد شده است. ادامه مطالعه حاضر در بخش‌های ادبیات موضوع؛ روش و مدل تحقیق؛ یافته‌های تجربی و جمع‌بندی و پیشنهادات سازماندهی شده است.

۲. ادبیات موضوع

۲-۱. مبانی نظری

در الگوی استاندارد نئوکلاسیک مرتبط با تقاضای مخارج نظامی، فرض بر این است که در جامعه دولت می‌کوشد تا رفاه جامعه (W) به حداکثر برسد. این رفاه تابعی است از: امنیت (S)، متغیرهای اقتصادی نظیر: کل مصرف (C)، جمعیت (N) و سایر متغیرهای مربوط (ZW) که ZW تعیین‌کننده چگونگی انتقال تابع رفاه است:

$$W = W(S, C, N, ZW) \quad (1)$$

۱- Stockholm International Peace Research Institute
۲- Ali & Abedellatif
۳- Dynamic Panel Data

علت منظور شدن جمعیت در تابع رفاه این است که گرچه دفاع، کالایی است عمومی، اما مصرف، کالایی خصوصی تلقی می‌شود و از این‌رو مصرف سرانه در تابع رفاه، متغیری با اهمیت محسوب می‌شود. مسأله به حداکثر رساندن تابع رفاه منوط به در نظر گرفتن محدودیت بودجه و تابع مشخصی برای امنیت است. ساده‌ترین شکل محدودیت بودجه را می‌توان به‌صورت زیر نشان داد:

$$(2)\ Y = P_c\ C + P_m M$$

در این رابطه، Y درآمد کل اسمی، P_m و P_c قیمت‌های مصارف واقعی نظامی (M) و مصرف واقعی خصوصی (C) است. امنیت را می‌توان به‌منزله وضعیتی برای کشور که در معرض هیچ نوع خطر و تهدید به حمله نباشد، تعریف کرد. امنیت نیز مانند مطلوبیت و رفاه، متغیری مشاهده نشدنی است و سعی می‌شود در توابع اقتصادسنجی با برخی متغیرهای سنجش‌پذیر مانند: تعداد نیروهای نظامی کشور و سایر کشورها و هم‌چنین، سایر متغیرهای راهبردی مربوط به ZS که تعیین‌کننده تغییر وضعیت در محیط امنیتی است، جانشین شود:

$$(3)\ S = S(M, M_1, \dots, M_n, ZS)$$

هدف بحث کنونی این است که با روش تعادل جزئی، میزان نیروی نظامی بهینه یک کشور، با فرض مشخص بودن نیروهای نظامی کشورهای دیگر تعیین شود. لذا از این طریق می‌توان میزان تقاضا برای مخارج نظامی را در حد مطلوب و از رابطه زیر به‌دست آورد:

$$(4)\ M = M(\frac{P_m}{P_c}, Y, N, M_1, \dots, M_n, ZW, ZS)$$

بر اساس مدل رابطه (۴)، سطح مخارج نظامی به عواملی هم‌چون قیمت کالاهای نظامی، درآمد (به‌عنوان متغیرهای اقتصادی)، جمعیت (به‌عنوان متغیرهای اجتماعی) و مخارج نظامی سایر کشورها و عوامل استراتژیک وابسته است.

یکی دیگر از متغیرهایی مهمی که می‌تواند بر سطح مخارج نظامی مؤثر باشد و وارد مدل فوق شود، درآمدهای حاصل از منابع طبیعی است. ادبیات قابل توجهی به بررسی ارتباط بین منابع طبیعی و درگیری‌های مسلحانه اختصاص یافته است (لی‌بیلون[۱] (۲۰۰۱)؛ راس[۲] (۲۰۰۴) و واریسکو[۳] (۲۰۱۰))؛ با این حال ادبیات موجود در زمینه رابطه منابع طبیعی و هزینه‌های نظامی بسیار اندک و محدود است. ادبیات اقتصادی موجود در رابطه با منابع طبیعی بیش‌تر، بر روی اصطلاح «نفرین منابع»[۴] متمرکز است که به ناکارآمدی درآمدهای به‌دست‌آمده از این منابع در رشد اقتصادی سریع اشاره می‌کند (بانن و کالیر[۵]، ۲۰۰۳).

بر اساس مطالعه پیرلو - فریمن و بیرانر[۶] (۲۰۱۲)؛ درآمدهای حاصل از منابع طبیعی از چهار کانال، هزینه‌های نظامی را متأثر می‌کند. نخست اثر دولت رانتیر[۷]؛ که به دولت‌هایی گفته می‌شود، که از منابع مستقل مالی (به‌جز مالیات از جامعه)، برخوردار بوده و لذا با استقلال بیش‌تری می‌توانند سیاست‌ها و خواسته‌های دولتی را به اجرا گذارند. بر این

۱- Le Billon
۲- Ross
۳- Varisco
۴- Resource Curse
۵- Bannon & Collier
۶- Perlo-Freeman & Brauner
۷-Rentier Government

اساس، دولت به‌راحتی می‌تواند درآمدهای حاصل از منابع طبیعی را صرف خرید سلاح و تجهیزات نظامی کند. دوم، منابع طبیعی می‌توانند منشأ تنش و درگیری بین‌المللی باشند؛ که این به ناچار منجر به افزایش هزینه‌های نظامی می‌شود. علاوه بر این، حتی در کشورهای که درگیری و تعارض وجود ندارد، افزایش هزینه‌های نظامی را می‌توان با هدف حفاظت از منابع طبیعی در مقابل دشمنان داخلی و خارجی فرضی و یا واقعی توجیه کرد. به‌عنوان مثال، برزیل هزینه‌های نظامی و دفاعی خود را در پاسخ به نیاز رو به رشد برای حفاظت از مرزهای برزیل، جنگل آمازون و اکتشافات نفتی عظیم دریایی افزایش یافته است (پیرلو – فریمن و بیرانر، ۲۰۱۲).

سوم، عدم شفافیت در مدیریت درآمدهای حاصل از منابع طبیعی مانند نفت، به نفع حمایت از بودجه اختصاصی به هزینه‌های نظامی می‌انجامد (ال‌موالی[۱]، ۲۰۱۵: ۵۰). در آخر، رژیم‌های دارنده منابع طبیعی، علاقه‌مند هستند که درآمدهای حاصل از این منابع را برای کمک به باقی‌ماندن در قدرت، صرف گسترش مخارج نظامی کنند. در این راستا، مطالعه انجام‌شده توسط گوئنست[۲] (۲۰۱۳) نشان می‌دهد که افزایش در هزینه‌های نظامی کشور چاد که به‌وسیله درآمدهای نفتی تأمین مالی شده است، به استراتژی بقای رژیم مرتبط بوده است. علاوه بر موارد فوق، کشورهایی که به‌شدت وابسته به صادرات نفت، سنگ‌های قیمتی و مواد معدنی هستند، معمولاً از مشکلاتی مانند: رشد اقتصادی آهسته، فقر و فساد بالا و حکومت استبدادی رنج می‌برند. هر چند این مشکلات به‌طور مستقیم به هزینه‌های نظامی بالاتر اشاره نمی‌کند، اما می‌تواند یکی از مظاهر نفرین منابع در راستای افزایش این هزینه‌ها باشد (علی و عبداللطیف، ۲۰۱۳).

مدل تقاضای مخارج نظامی را می‌توان به‌صورت جامع‌تری مطرح کرد و این امکان را به‌وجود آورد که سطح امنیت واقعی‌تر شود. بدین ترتیب، به‌جای این فرض که امنیت تابع جریان مخارج نظامی سالانه در نظر گرفته شود، فرضیه وابستگی امنیت به موجودی (یا ذخیره) نیروهای نظامی کشور در مدل جایگزین می‌شود. ذخیره نیروهای نظامی (شامل: تجهیزات و نیروی انسانی) را می‌توان به‌صورت مجموع مخارج نظامی سال‌های گذشته که استهلاک آن کسر شده باشد، تعریف کرد:

$$(5)\ K_t = (1-\delta)K_{t-1} + M_t$$

که در آن K ذخیره نیروی نظامی و δ نرخ استهلاک می‌باشد. اگر همین روش سنجش امنیت از طریق ذخیره نیروی نظامی در مورد کشور دشمن نیز به‌کار برده شود، تابع امنیت کشور، به‌صورت زیر در خواهد آمد:

$$(6)\ S_t = K_t - (\beta_0 + \beta_1 K_{1t}) = M_t - M^0{}_t$$

در این رابطه، کمیت $M^0{}_t$ به‌صورت رابطه زیر مشخص می‌شود:

$$(7)\ M^0{}_t = \beta_0 + \beta_1 [M_{1t} + (1-\delta)K_{1t-1}] - (1-\delta)K_{t-1}$$

در این حالت نیز تابع تقاضای مخارج نظامی به‌شکل زیر است:

۱- Al-Mavali
۲- Guesnet

$$(8)\ M_t = (1-\alpha)\left(\frac{Y}{p_m}\right)_t + \alpha M^0{}_t$$

از آن‌جا که کمیت K_t کمیتی ذخیره‌ای و معمولاً سنجش‌ناپذیر است، معادل آن برحسب M_t به‌صورت زیر، در رابطه تقاضای مخارج نظامی جای‌گزین می‌شود:

$$(9)\ K_t = \frac{M_t}{1-(1-\delta)L}$$

با جایگزین کردن روابط فوق و ساده‌سازی، تابع تقاضای مخارج نظامی نهایتاً به‌شکل زیر درمی‌آید:

$$(10)\quad M_t = \alpha\beta_0\delta + (1-\alpha)\left(\frac{Y}{p_m}\right)_t + \alpha\beta_1 M_{1t} + (1-\alpha)(1-\delta)\left[M_{t-1} - \left(\frac{Y}{p_m}\right)_{t-1}\right]$$

به‌طوری‌که ملاحظه می‌شود در این رابطه، کمیت ذخیره‌ای سنجش‌ناپذیر وجود ندارد و نوعی مکانیسم پویا در تابع تقاضا وارد می‌شود که با استفاده از آن می‌توان نرخ استهلاک را برآورد کرد (هارتلی و ساندلر، ۱۳۸۳: ۱۱۴).

۲-۲- مطالعات تجربی

شمار مطالعات تجربی که به بررسی و آزمون تأثیر منابع طبیعی بر هزینه‌های نظامی پرداخته‌اند، بسیار اندک است (ال‌موالی ، ۲۰۱۵). با این وجود، اهم مطالعات تجربی خارجی انجام‌شده در زمینه موضوع تحقیق، در ادامه آمده است.

چان[۱] (۲۰۱۰)؛ در مطالعه‌ای به‌دنبال پاسخ به این سؤال است که آیا گسترش صادرات نفت، مخارج نظامی را در کشورهای صادرکننده نفت (شامل: ونزوئلا، ایران، عربستان سعودی، کویت و نیجریه) تحریک کرده است؟ نتایج این مطالعه حاکی از آنست که درآمدهای نفتی، بر روند هزینه‌های نظامی کشورهای مورد مطالعه تأثیر مهمی داشته است. فرزانگان[۲] (۲۰۱۱)؛ در بررسی تأثیر شوک‌های حاصل از درآمدهای نفتی در ایران بر رفتار مخارج دولت، طی دوره‌ی زمانی ۲۰۰۷-۱۹۵۹، با استفاده از یک مدل خودرگرسیون برداری[۳] (VAR) نشان داده است که درآمدهای نفتی اثر مثبت و معناداری بر هزینه‌های نظامی داشته است. پیرلو - فریمن و بیرانر (۲۰۱۲)؛ در مطالعه‌ای به بررسی تأثیر منابع طبیعی بر هزینه‌های نظامی کشور الجزایر طی دوره‌ی زمانی ۲۰۰۸-۱۹۷۵ پرداخته‌اند. نتایج این نشان می‌دهد که درآمدهای نفتی، اثر مثبت و معناداری بر هزینه‌های نظامی کشور الجزایر داشته است.

علی و عبدالطیف (۲۰۱۳) تأثیر منابع طبیعی را بر هزینه‌های نظامی کشورهای منا[۴] (خاورمیانه و شمال آفریقا) طی دوره‌ی زمانی ۲۰۱۲-۱۹۸۷ بررسی کرده‌اند. یافته‌های این تحقیق با استفاده از روش اقتصادسنجی اثرات ثابت[۵]

۱- Chun
۲- Farzanegan
۳- Vector Auto Regressive
۴- Middle East and North Africa (MENA)
۵- Fixed Effects (FE)

(FE) در قالب داده‌های ترکیبی، نشان‌دهنده اثر مثبت و معنادار درآمدهای حاصل از نفت و جنگل به‌عنوان بخشی از منابع طبیعی بر هزینه‌های نظامی می‌باشد. در مقابل، درآمد حاصل از ذغال‌سنگ و گاز طبیعی، اثر منفی و معنادار و درآمد حاصل از مواد معدنی، اثر بی‌معنا بر هزینه‌های نظامی کشورهای مورد مطالعه داشته است. حسن[۱] (۲۰۱۴) در مطالعه خود تأثیر منابع طبیعی را بر هزینه‌های نظامی ۱۱۹ کشور دنیا طی دوره‌ی زمانی ۲۰۱۳-۱۹۸۸ بررسی و آزمون کرده است. یافته‌های این تحقیق با استفاده از روش‌های اقتصادسنجی اثرات ثابت (FE) و گشتاورهای تعمیم‌یافته[۲] (GMM) در قالب داده‌های ترکیبی، نشان‌دهنده اثر مثبت و معنادار درآمدهای حاصل از نفت و گاز به‌عنوان بخشی از منابع طبیعی بر هزینه‌های نظامی می‌باشد. در مقابل، درآمد حاصل از ذغال‌سنگ و مواد معدنی، اثر معنادار و مشخصی بر هزینه‌های نظامی کشورهای مورد مطالعه نداشته است. ال‌موالی (۲۰۱۵)؛ در مطالعه‌ای به‌دنبال پاسخ به این سؤال است که آیا رانت منابع طبیعی، هزینه‌های نظامی کشورهای شورای همکاری خلیج فارس[۳] (GCC) را طی دوره‌ی زمانی ۲۰۱۲-۱۹۸۷ افزایش داده است؟ یافته‌های این تحقیق با استفاده از روش‌های اقتصادسنجی اثرات ثابت (FE) و اثرات تصادفی[۴] (RE) در قالب داده‌های ترکیبی، نشان‌دهنده اثر مثبت و معنادار درآمدهای نفتی و اثر بی‌معنای درآمد حاصل از گاز و مواد معدنی بر هزینه‌های نظامی کشورهای مورد مطالعه می‌باشد.

فرزانگان (۲۰۱۸) تأثیر میزان فساد را در نحوه اثرگذاری رانت نفت بر هزینه‌های نظامی مورد بررسی قرار داده است. نتایج این مطالعه با استفاده از داده‌های ترکیبی کشورهای عضو شورای همکاری خلیج فارس[۵] (GCC) طی دوره‌ی زمانی ۲۰۱۴-۱۹۸۴، نشان داده است که تأثیر رانت نفت بر بودجه نظامی به سطح و میزان فساد سیاسی بستگی دارد. رانت نفت با هزینه‌های نظامی کشورهای GCC ارتباط منفی دارد؛ اما این ارتباط در سطوح بالاتر فساد تعدیل و مثبت می‌شود. علی (۲۰۲۰) رابطه بلندمدت بین هزینه‌های نظامی و رانت حاصل از منابع طبیعی را برای ۱۷ کشور منطقه منا طی سال‌های ۱۹۶۰ تا ۲۰۱۶ بررسی کرده است. نتایج این مطالعه با استفاده از برآوردگرهای حداقل مربعات معمولی پویا[۶] (DOLS) و حداقل مربعات کاملاً اصلاح شده[۷] (FMOLS) نشان‌دهنده وجود یک رابطه بلندمدت مثبت و معنی‌دار بین هزینه‌های نظامی و رانت منابع طبیعی (به‌ویژه رانت حاصل از نفت و جنگل) می‌باشد. یک درصد افزایش در رانت نفت، منجر به افزایش ۰/۴ درصدی در هزینه‌های نظامی سرانه می‌شود. این تحلیل نشان می‌دهد که دستیابی به سلاح به نام امنیت ملی نه تنها کارایی در تخصیص منابع را مخدوش می‌کند، بلکه جامعه را از منابع حیاتی برای توسعه اقتصادی محروم می‌کند. تیرانگ[۸] (۲۰۲۱) تأثیر تأثیر رانت حاصل از منابع طبیعی را بر هزینه‌های نظامی ۱۶۳ کشور دنیا طی دوره‌ی زمانی ۲۰۱۷-۱۹۹۶ بررسی کرده است. یافته‌های این تحقیق با استفاده از روش‌های مرسوم اقتصادسنجی در قالب داده‌های ترکیبی، نشان

۱- Hasan
۲-Generalized Method of Moment (GMM)
۳- Gulf Cooperation Council (GCC)
۴- Random Effects (FE)
۵- Gulf Cooperation Countries (GCC)
۶- Dynamic Ordinary Least Squares (DOLS)
۷- Fully Modified Ordinary Least Squares (FMOLS)
۸- Trung

می‌دهد که تأثیر رانت منابع طبیعی بر مخارج نظامی غالبا به شکل یک رابطه U معکوس می‌باشد. این رابطه به‌ویژه در کشورهای منطقه منا و مناطق جنوب صحرای آفریقا مشهود است. هم‌چنین، این رابطه معکوس U شک، بسته به سطح اثربخشی دولت، متفاوت است.

۳- معرفی مدل و روش تحقیق

۳-۱- مدل تحقیق

در این مقاله، به‌منظور برآورد تجربی تأثیر درآمدهای نفتی بر هزینه‌های نظامی کشورهای نفتی مستقر در منطقه خاورمیانه (شامل ایران)، به پیروی از مبانی نظری و مطالعات تجربی موجود در این زمینه و هم‌چنین ساختار کشورهای این منطقه، از یک مدل عمومی مخارج نظامی (شامل: متغیرهای اقتصادی، اجتماعی و استراتژیک) به‌صورت نیمه‌لگاریتمی، در قالب داده‌های ترکیبی پویا استفاده شده است:

(11)

$$\left(\frac{MIL}{GDP}\right)_{it} = \mu_i + \beta_0\left(\frac{MIL}{GDP}\right)_{it-1} + \beta_1\left(Ln\left(\frac{GDP}{POP}\right)\right)_{it} + \beta_2\left(\frac{HEA}{GDP}\right)_{it} + \beta_3\left(\frac{MIL}{GDP_{ME}}\right)_{It,I\neq i} + \beta_4\left(\frac{OIL}{GDP}\right)_{it} + \eta_t + \varepsilon_{it} \quad i = 1, \ldots,9 \, , t = 1995, \ldots,2018$$

در رابطه فوق، i نشان‌دهنده کشورهای نفتی خاورمیانه[۱] (i=1,…,9)، t نشادهنده بازه‌ی زمانی (۲۰۱۸-۱۹۹۵)، μ_i اثر ثابت کشورها، η_t اثر ثابت زمان و ε_{it} جزء خطاء تصادفی است. سایر متغیرها به‌صورت زیر تعریف شده‌اند:

$\frac{MIL}{GDP}$: سهم مخارج نظامی از تولید ناخالص داخلی (GDP)، به‌عنوان شاخص بار نظامی (بر حسب درصد)؛

$Ln\left(\frac{GDP}{POP}\right)$: لگاریتم طبیعی GDP سرانه، به‌عنوان شاخص درآمد (به قیمت‌های ثابت سال ۲۰۰۵ و بر حسب دلار آمریکا)؛

$\frac{HEA}{GDP}$: سهم مخارج بهداشتی دولت از GDP، به‌عنوان شاخص مخارج غیرنظامی و هزینه فرصت مخارج دفاعی (بر حسب درصد)؛

$\left(\frac{MIL}{GDP_{ME}}\right)_{I\neq i}$: متوسط بار نظامی کل کشورهای منطقه خاورمیانه به‌جز کشور iام (بر حسب درصد)؛

۱- معیار کشورهای نفتی، گزارش سالانه‌ی کنفرانس تجارت و توسعه سازمان ملل متحد (UNCTAD Hand Book of Statistics) است. طبق این گزارش، کشورهای نفتی، کشورهایی هستند که نسبت صادرات نفت خام به کل صادراتشان حداقل ۵۰ درصد باشد. بر این اساس کشورهای بحرین، ایران، کویت، عمان، قطر، عربستان، سوریه، امارات و یمن کشورهای نفتی خاورمیانه محسوب می‌شوند.

(OIL/GDP): سهم درآمدهای نفتی از GDP (بر حسب درصد).

اطلاعات مربوط به داده‌های آماری متغیرهای مربوط به بار نظامی از مؤسسه بین‌المللی تحقیقات صلح استکهلم (SIPRI) و اطلاعات سایر متغیرها از شاخص‌های توسعه جهانی (WDI)[1] متعلق به بانک جهانی جمع‌آوری شده است. به‌منظور تجزیه‌وتحلیل‌های آماری و اقتصادسنجی نیز از نرم‌افزارهای Eviews7.0 و Stata10.0 استفاده است. پیش از تخمین مدل، بر اساس مبانی نظری و مطالعات تجربی در مورد علامت ضرایب تخمینی می‌توان انتظار داشت که:

$$\beta_0 > 0, \beta_1 > 0, \beta_2 < 0, \beta_3 > 0, \beta_4 > 0,$$

۳-۲- روش تحقیق

از آنجا که در مدل تحقیق (معادله رابطه ۱۱)، متغیر وابسته به صورت با وقفه در سمت راست معادله ظاهر شده است، با یک الگوی داده‌های ترکیبی پویا مواجه هستیم. آنچه که در این مدل‌ها مهم می‌باشد، این است که حتی اگر ضریب وقفه متغیر وابسته چندان مورد نظر و مهم نباشد، حضور این متغیر باعث خواهد شد که ضرایب سایر متغیرها به‌درستی برآورد شوند (بالتاجی[2]، ۲۰۰۵: ۱۲۹). فرم کلی یک الگوی پویا در داده‌های ترکیبی به صورت زیر است:

$$(12)\ Y_{it} = \alpha Y_{it-1} + \beta X'_{it} + \mu_i + \varepsilon_{it}$$

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.

هنگامی که در مدل داده‌های ترکیبی، متغیر وابسته به صورت با وقفه در طرف راست ظاهر می‌شود، دیگر برآوردگرهای OLS و 2SLS سازگار نیست (طیبی و همکاران، ۱۳۹۰: ۵۱) و باید به روش برآورد گشتاورهای تعمیم‌یافته (GMM) آرلانو و باند[3] (۱۹۹۱) متوسل شد. آرلانو و باند با تفاضل‌گیری از معادله فوق به‌صورت زیر:

$$(13)\ Y_{it} - Y_{it-1} = \alpha(Y_{it-1} - Y_{it-2}) + \beta(X'_{it} - X'_{it-1}) + (\varepsilon_{it} - \varepsilon_{it-1})$$

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

$$(14)\ E[\varepsilon_{it}\varepsilon_{is}] = 0 \text{ for } i = 1, \dots, N \text{ and } s \neq t$$

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

$$(15)\ E[Y_{it}\varepsilon_{it}] = 0 \text{ for } i = 1, \dots, N \text{ and } t \geq 2$$

محدودیت‌های گشتاوری زیر را بیان می‌کنند:

1- World Development Indicators
۲- Baltagi
۳- Arellano & Bond

$$(16)\ E\left[Y_{it}(\varepsilon_{it}-\varepsilon_{it-1})\right]=0 \text{ for } i=3,\ldots,T \text{ and } s\geq 2$$

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). 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[۱] (۱۹۹۵) و بلوندل و باند (۱۹۹۸) آزمون شود. اولی آزمون سارگان[۲] از محدودیت‌های از پیش تعیین شده است که معتبر بودن ابزارها را آزمون می‌کند. آماره آزمون سارگان دارای توزیع χ^2 با درجات آزادی برابر با تعداد محدودیت‌های بیش از حد است. دومی آزمون همبستگی سریالی[۳] است که 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[۴]، 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).

٤- برآورد مدل و تحلیل نتایج تجربی

نخستین گام در تخمین داده‌های پانل، انجام آزمون وابستگی مقطعی است. به این منظور، آزمون‌های متعددی ارائه شده که در این مقاله از آزمون CD پسران[۵] (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:

$$(17)\ CD=\sqrt{\frac{2T}{N(N-1)}}\left(\sum_{i=1}^{N-1}\sum_{j=i+1}^{N}\hat{P}_{ij}\right)\rightarrow N(0,1)$$

۱- Arellano & Bover
۲- Sargan Test
۳- Serial Correlation Test
۴- Bond
۵- Pesaran

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

$$y_{it} = \alpha_i + \beta_i x_{it} + u_{it} \quad (18)$$

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. 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	
۰/۳۲۸-	۱/۶۴-	۱/۹۶-	۲/۵۷-	عدم وجود وابستگی مقطعی بین متغیرهای مدل

منبع 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، 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 و همکاران[۱] (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 (۲) ارائه شده است. با توجه به نتایج این جدول و سطوح احتمال محاسبه‌شده، می‌توان گفت که بعضی از متغیرها 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)). بنابراین وجود متغیرهای نامانا در مدل اثبات می‌شود.

جدول (۲): نتایج آزمون ریشه واحد IPS

متغیر	آماره آزمون		درجه مانایی
	در سطح	در تفاضل مرتبه اول	
MIL/GDP	۲/۳۱- (۰/۰۱)	-	I(0)
Ln(GDP/POP)	۰/۸۱ (۰/۸۰)	۳/۲۱- (۰/۰۰)	I(1)
HEA/GDP	۲/۱۱- (۰/۰۲)	-	I(0)
MIL/GDP_{ME}	۱/۵۲- (۰/۰۶)	۴/۲۱- (۰/۰۰)	I(1)
OIL/GDP	۲/۹۴- (۰/۰۰)	-	I(0)

منبع: محاسبات تحقیق

* اعداد داخل پرانتز نشان‌دهنده سطح احتمال پذیرش فرضیه صفر (یعنی نامانایی متغیر) هستند.

۱- Im et al.

با توجه به‌وجود متغیرهای نامانا در مدل و به‌منظور جلوگیری از اتکا به رگرسیون کاذب، پیش از برآورد مدل، بایستی وجود هم‌انباشتگی[۱] (رابطه بلندمدت) بین متغیرهای مدل تأیید شود. در این مقاله به‌منظور انجام آزمون‌های هم‌انباشتگی بین متغیرهای مدل، از آزمون‌های ارائه‌شده توسط پدرونی[۲] (۲۰۰۴) و کائو[۳] (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[۴] است؛ که شامل چهار آماره پانل: v، rho، PP و ADF است. آزمون دوم پدرونی (۲۰۰۴) مبتنی‌بر روش بین‌گروهی[۵] 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 در قسمت بالایی جدول (۳) آمده است. همان‌طور که ملاحظه می‌شود، بر اساس نتایج ارائه‌شده در جدول مذکور، هم‌انباشتگی یا وجود رابطه تعادلی بلندمدت بین متغیرهای مدل در سه آماره پانل: v، PP و ADF و دو آماره گروه: PP و ADF در سطح اطمینان ۹۵ درصد 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[۶] (DF) و دیکی فولر تعمیم‌یافته[۷] (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 تخمینی، در قسمت پایینی جدول (۲) نشان داده شده است. بر این اساس، فرضیه صفر در سطح اطمینان ۹۹ درصد رد و وجود هم‌انباشتگی بین متغیرهای مدل نتیجه‌گیری می‌شود.

جدول (۳): نتایج آزمون‌های هم‌انباشتگی

آزمون پدرونی (۲۰۰۴)	
آماره	مقدار
Panel v-Statistic	۸/۵۲ (۰/۰۰)
Panel rho-Statistic	۴/۶۵ (۱/۰۰)
Panel PP-Statistic	-۱/۹۱ (۰/۰۲)
Panel ADF-Statistic	-۵/۰۱ (۰/۰۰)
Group rho-Statistic	۴/۹۵ (۱/۰۰)
Group PP-Statistic	-۳/۱۸ (۰/۰۰)
Group ADF-Statistic	-۲/۲۹ (۰/۰۱)
آزمون کائو (۱۹۹۹)	
ADF	-۴/۰۱ (۰/۰۰)

منبع: محاسبات تحقیق

* اعداد داخل پرانتز نشان‌دهنده سطح احتمال پذیرش فرضیه صفر (یعنی عدم هم‌انباشتگی مدل) می‌باشند.

۱- Co-integration
۲- Pedroni
۳- Kao
۴- Within-Dimension
۵- Between-Dimension
۶- Dickey Fuller
۷- Augmented Dickey Fuller

قبل از تخمین مدل به‌روش GMM، به‌منظور اطمینان انتخاب بین روش‌های داده‌های ترکیبی (پانل) و داده‌های تلفیقی[۱] (پولینگ) از آماره F لیمر با درجه آزادی (N-1, NT-K-N) و به‌صورت زیر استفاده شده است، که در آن 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 ۰/۰۰ به‌دست آورده است، بنابراین فرضیه صفر این آزمون مبنی‌بر قابلیت تخمین داده‌ها به شیوه تلفیقی پذیرفته نمی‌شود و لازم است است مدل به روش داده‌های ترکیبی (پانل) برآورده شود. نتایج برآورد مدل تحقیق، با استفاده از روش گشتاورهای تعمیم‌یافته (GMM) در جدول (۴) آمده است. بر اساس نتایج این جدول کلیه متغیرها در سطح اطمینان قابل قبولی معنادار بوده‌اند و دارای اعتبار آماری هستند. هم‌چنین علامت ضرایب محاسبه‌شده با توجه به مبانی نظری و مطالعات تجربی، انتظار ما را در تخمین مدل برآورده می‌کنند. در جدول (۴)، نتایج آزمون‌های تشخیصی مدل نیز 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 مبنی‌بر صفر بودن تمام ضرایب در سطح معناداری یک درصد در مدل تخمینی رد شده و در نتیجه اعتبار ضرایب برآوردی متغیرها تأیید می‌شود. نتیجه آزمون سارگان نیز، با توجه به مقدار آماره و سطوح احتمال محاسبه‌شده، فرضیه صفر مبنی‌بر عدم همبسته بودن پسماندها با متغیرهای ابزاری را رد نمی‌کند و حاکی از سازگاری تخمین‌زننده GMM است؛ بنابراین نتایج ضرایب برآوردشده، 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 شرایط گشتاوری به‌منظور انجام آزمون خودهمبستگی 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 خودرگرسیونی مرتبه اول، AR(1) معنی‌دار باشد و ضریب خودرگرسیونی مرتبه‌ی دوم، AR(2) معنی‌دار نباشد (گرین[۲]، ۲۰۱۲). بر اساس نتایج جدول (۴)، فرضیه صفر، مبنی‌بر 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 نمی‌توان رد کرد. بنابراین در مدل تحقیق تورش تصریح وجود ندارد.

۱- Pooling Data
۲- Green

جدول (٤) نتایج برآورد مدل تحقیق با استفاده از روش GMM

متغیر وابسته: MIL/GDP	متغیر	ضریب برآوردی	مقدار آماره آزمون‌های تشخیصی				Number of Observations	Number of Groups
			Wald Test	Sargan Test	Arellano-Bond Test for AR(1)	Arellano-Bond Test for AR(2)		
	MIL/GDP(-1)	۰/۷۹۵ (۰/۰۰۰)						
	Ln(GDP/POP)	۰/۰۰۵ (۰/۰۰۰)						
	HEA/GDP	-۰/۰۸۱ (۰/۰۳۱)						
	MIL/GDP_{ME}	۰/۴۶۲ (۰/۰۰۴)						
	OIL/GDP	۰/۱۵۸ (۰/۰۰۰)						
	C (عرض از مبدأ)	۱/۸۲۵ (۰/۰۰۰)						
			۱۲۸۶۵/۸۴ (۰/۰۰)	۲۸/۲۶ (۰/۴۱)	-۳/۸۸ (۰/۰۰)	-۰/۶۵ (۰/۵۵)	۲۱۶	۹

منبع: محاسبات تحقیق با استفاده از نرم‌افزار Statta10.0

* اعداد داخل پرانتز نشان‌دهنده سطح احتمال پذیرش فرضیه صفر (یعنی عدم معناداری ضرایب و آماره‌ها) هستند.

بر اساس نتایج به‌دست‌آمده از جدول (۴):

اثر بلندمدت سهم درآمدهای نفتی از GDP، بر بار نظامی کشورهای نفتی خاورمیانه، مثبت و از معنی‌داری بالایی برخوردار است؛ به‌گونه‌ای که با افزایش یک‌درصدی در این متغیر، در بلندمدت، بار نظامی این کشورها حدود ۰/۱۶ درصد افزایش می‌یابد. این نتیجه مطابق با مبانی نظری ارائه‌شده در این زمینه و هم‌سو با نتایج مطالعاتی نظیر: پیرلو - فریمن و بیرانر (۲۰۱۲) و حسن (۲۰۱۴) در زمینه موضوع مورد بررسی است.

اثر بلندمدت وقفه بار نظامی ((MIL/GDP(-1)) بر بار نظامی کشورهای نفتی خاورمیانه، مثبت و از معنی‌داری بالایی برخوردار است؛ به‌گونه‌ای که با افزایش یک‌درصدی در این متغیر، در بلندمدت، بار نظامی این کشورها حدود ۰/۸۰ درصد افزایش می‌یابد. این نتیجه مطابق با مبانی نظری است. چراکه، اثر هزینه‌های نظامی گذشته و یا تعهدات مربوط به برنامه‌های نظامی بر بار نظامی دوره جاری مثبت است.

اثر بلندمدت لگاریتم سرانه تولید ناخالص داخلی ((Ln(GDP/POP)) بر بار نظامی کشورهای نفتی خاورمیانه، مثبت و از معنی‌داری بالایی برخوردار است. ضریب این متغیر در بلندمدت، ۰/۰۰۵ برآورد شده است. مخارج نظامی به‌عنوان کالای عمومی محسوب می‌شوند و بر اساس نظریه‌های مربوط به مالیه عمومی، سطوح مخارج نظامی کاملاً با درآمد ملی در ارتباط می‌باشند. این مسأله به‌وسیله ضریب مثبت درآمد قابل تحلیل است. بنابراین نتیجه به‌دست‌آمده قابل قبول و مطابق انتظار بوده است.

اثر بلندمدت سهم مخارج بهداشتی دولت از GDP، به‌عنوان شاخص مخارج غیرنظامی (HEA/GDP) بر بار دفاعی کشورهای نفتی خاورمیانه، منفی و از معنی‌داری لازم برخوردار است؛ به‌گونه‌ای که با افزایش یک‌درصدی در این متغیر، در بلندمدت، بار نظامی این کشورها حدود ۰/۰۸- درصد کاهش می‌یابد. وارد کردن مخارج غیرنظامی دولت در مدل، نشان‌دهنده هزینه عمومی اقتصادی مربوط به دفاع است و انتظار نیز بر آن بوده است، که

ضریب این متغیر دارای علامت منفی باشد. چراکه، این متغیر را می‌توان به‌عنوان هزینه فرصت برای هزینه‌های نظامی در نظر گرفت.

اثر بلندمدت متوسط بار نظامی کشورهای خاورمیانه (DE_{ME}) بر بار دفاعی کشورهای نفتی این منطقه، مثبت و از معنی‌داری بالایی برخوردار است؛ به‌گونه‌ای که با افزایش یک‌درصدی در این متغیر، در بلندمدت، بار دفاعی کشورهای منطقه خاورمیانه حدود ۰/۴۶ درصد افزایش می‌یابد. این نتیجه گویای آنست که بین کشورهای منطقه خاورمیانه نوعی مخاصمه نظامی و یک رقابت تسلیحاتی وجود داشته و به‌پیروی از یکدیگر با افزایش مخارج نظامی، مخارج نظامی در کشورهای این منطقه افزایش یافته است. نتیجه به‌دست‌آمده، با توجه به حساسیت منطقه خاورمیانه و وجود مناقشات همیشگی بین کشورهای آن، مطابق با انتظار بوده است. در این راستا، فونفریا و مارین[۱] (۲۰۱۲) نشان داده‌اند که متوسط بار نظامی کشورهای عضو سازمان ناتو، تأثیر منفی بر بار دفاعی کشورهای عضو داشته است، که این حاکی از وجود اتحاد نظامی بین کشورهای این سازمان است.

۵- جمع‌بندی و پیشنهادات

مطالعه حاضر با توجه به فراوانی منابع نفتی در کشورهای منطقه خاورمیانه و هم‌چنین، قرار گرفتن این کشورها در محیطی استراتژیک و بی‌ثبات و مواجه با تهدیدات امنیتی گوناگون، به برآورد تجربی تأثیر درآمدهای نفتی بر هزینه‌های نظامی کشورهای نفتی خاورمیانه طی سال‌های ۲۰۱۸-۱۹۹۵ پرداخته است. به این منظور نخست، یک مدل عمومی مخارج نظامی (شامل متغیرهای: اقتصادی، اجتماعی، استراتژیک)، برای این کشورها طراحی و به‌منظور برآورد آن از روش اقتصادسنجی گشتاورهای تعمیم‌یافته (GMM) در قالب داده‌های ترکیبی پویا استفاده شده است. نتایج برآورد مدل نشان می‌دهد که درآمدهای نفتی، اثر مثبت و معناداری را بر هزینه‌های نظامی کشورهای نفتی خاورمیانه داشته است. جمعیت به‌عنوان یک متغیر اجتماعی، در سطح معناداری پایین‌تری نسبت به سایر متغیرها، اثر مثبتی بر بار نظامی کشورهای نفتی خاورمیانه داشته است؛ که نشان می‌دهد دفاع یک کالای عمومی می‌باشد. متغیرهای درآمد سرانه و وقفه بار دفاعی نیز، مطابق انتظار، تأثیر مثبتی بر بار دفاعی کشورهای نفتی خاورمیانه داشته‌اند. هم‌چنین، متوسط بار نظامی کشورهای خاورمیانه بر بار نظامی کشورهای نفتی این منطقه، اثر مثبتی داشته است که حاکی از وجود یک رقابت تسلیحاتی بین کشورهای خاورمیانه می‌باشد. اثرگذاری مثبت درآمدهای حاصل از نفت بر بار نظامی کشورهای نفتی منطقه خاورمیانه این نکته را بیان می‌کند که امنیت این کشورها تا حد قابل ملاحظه‌ای وابسته به درآمدهای حاصل از صادرات این منبع انرژی است که میزان آن در اختیار این کشورها نمی‌باشد و از طریق شرایط بازار جهانی نفت تعیین می‌شود. این وضعیت باعث می‌شود که امنیت ملی کشورهای نفتی منطقه خاورمیانه، وابسته به عواملی باشد که خارج از کنترل مقامات دولتی است. از این‌رو حفظ امنیت این کشورها ایجاب می‌کند که در روش‌های تأمین بودجه لازم برای مخارج نظامی تجدید نظر به‌عمل آید و در این خصوص به‌نحوی برنامه‌ریزی شود که نوسانات بازار منابع طبیعی و بالاخص قیمت نفت نتواند آن را تحت تأثیر قرار دهد. هم‌چنین، با توجه به نتایج این تحقیق مبنی‌بر اثر منفی مخارج غیرنظامی بر مخارج نظامی، به‌عنوان

۱- Fonfria & Marin

هزینه فرصت مخارج نظامی، پیشنهاد می‌شود که سطح بهینه مخارج نظامی توسط سیاست‌گزاران بخش نظامی کشورهای مورد مطالعه تعیین شود، تا از انحراف و اتلاف منابع در این بخش جلوگیری شود و منابع و هزینه‌های غیرضروری در بخش نظامی به سایر بخش‌های غیرنظامی کشور مانند: بهداشت و آموزش که محرک رشد اقتصادی هستند، انتقال داده شود.

فهرست منابع:

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.

هارتلی، کیت و ساندلر، تاد (۱۳۸۳)، منتخبی از موضوعات در کتاب اقتصاد دفاع، ترجمه ابراهیم بیضایی، تهران، انتشارات سمت.

Ali H.E. & Abdellatif, O.A (2020), Natural Resource Rents and Military Expenditures in the Middle East and North Africa: a Long-run Perspective, Research Handbook on the Arms Trade, Chapter 8. https://doi.org/10.4337/9781789900996

Ali H.E. & Abdellatif, O.A (2013), Military Expenditures and Natural Resources: Evidence from Rentier States in the Middle East and North Africa, Defense and Peace Economics, 26, 5-13.

Al-Mawali, M (2015), Do Natural Resources of Rentier States Promote Military Expenditures? Evidence from GCC Countries, Journal of Economic & Financial Studies, 03(03), 49-53.

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 Component Models", Journal of Econometrics, 68, 29-51.

Baltagi, B. (2005), Econometric Analysis of Panel Data, 3rd Edition, McGraw-Hill.

Bannon, I. and Collier, P., (2003), Natural Resources and Conflict: What can we do? In Natural Resources and Violent Conflict, Edited by I. Bannon and P. Collier. Washington, DC: World Bank, 1–16.

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.

Chun, C.K.S. (2010), do oil Exports Fuel Defense Spending? Strategic Studies Institute (SSI), United States Army War College.

Degger, S. (1986), Economic Development and Defense Expenditure, Economic Development and Cultural Change, 179-196.

Dunne, J.P. & Perlo-Freeman, S. (2003), The Demand for Military Spending in Developing Countries, International Review of Applied Economics, 17(1), 23-48.

Farzanegan, M.R. (2011), Oil Revenue Shocks and Government Spending Behavior in Iran, Energy Economics, 33, 1055-1069.

Farzanegan, M.R. (2018), O The Impact of Oil Rents on Military Spending in the GCC Region: Does Corruption Matter?, Journal of Arabian Studies, 8, 87-109.

Fonfria, A. & Marin, R. (2012), Determinants of the demand for Defense Expenditure in the NATO Countries, Journal of the Higher School of National Defense Studies.

Green, W.H. (2012), Econometric Analysis. New Jersey, Upper Saddle River: Pearson International.

Guesnet, L. (2013), Oil, Conflict and Military Expenditure: The Chad Example, Conference Paper Presented at 17th Annual International Conference on Economics and Security SIPRI, Stockholm.

Hasan N.A (2014), Military Spending and Natural Resources: Evidence from Global Data, Department of Public Policy and Administration In partial fulfillment of the requirements for The degree of Master of Public Policy and Administration.

Im, K.S., Pesaran, M.H. & Shin, Y. (2003), Testing for Unit Roots in Heterogeneous Panels, Journal of Econometrics, No. 115, 53-74.

Kao, C. (1999), Spurious Regression and Residual-Based Tests for Co-integration in Panel Data, Journal of Econometrics, No. 90, 1- 44.

Le Billon, P. (2005), Fueling War: Natural Resources and Armed Conflict. New York, NY: Routledge for the International Institute for Strategic Studies (IISS).

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, 3, 597-625 .

Perlo-Freeman, S. & Brauner, J. (2012), Natural Resources and Military Expenditure: The Case of Algeria, the Economics of Peace and Security Journal, 7(1), 15–21.

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.

Ross, M. (2004), what do We Know About Natural Resources and Civil War? Journal of Peace Research, 41(3): 337–356. http://dx.doi.org/10.1177/0022343304043773

SIPRI (Stockholm International Peace Research Institute). (2014), Yearbooks Armaments and Disarmaments and International Security, SIPRI-Oxford University Press, New York, Various Issues.

Trung, K. D. (2021), Resource Curse or Rentier Peace? The Impact of Natural Resource Rents on Military Expenditure, Resources Policy, 71. https://doi.org/10.1016/j.resourpol.2021.101989

Varisco, A. E. (2010), A Study on the Inter-Relation between Armed Conflict and Natural Resources and its Implications for Conflict Resolution and Peacebuilding, Journal of Peace, Conflict and Development, 15.