

تأثیر متقارن و نامتقارن شوک‌های قیمتی نفت بر مخارج دفاعی و امنیتی در کشورهای اسلامی نفت خیز

ابوالقاسم گل‌خندان^۱

چکیده

درآمدهای نفتی نقش مهمی در بیشتر کشورهای اسلامی صادرکننده نفت دارد و به‌عنوان منبع اصلی تأمین مالی انواع مخارج دولت در این کشورها در نظر گرفته می‌شود. بنابراین شوک‌های قیمتی نفت می‌تواند تأثیرات قابل‌توجهی بر مخارج دفاعی و امنیتی کشورهای اسلامی نفت‌خیز داشته باشد. بر این اساس هدف اصلی این پژوهش بررسی تأثیر متقارن و نامتقارن شوک‌های قیمتی نفت بر مخارج دفاعی و امنیتی در ۱۶ کشور مسلمان صادرکننده نفت‌خیز طی سال‌های ۲۰۲۱-۲۰۰۰ می‌باشد. به این منظور از یک مدل متقارن و یک مدل نامتقارن در قالب مدل‌های رگرسیونی و روش تجزیه و تحلیل داده‌های پانلی استفاده شده است. نتایج برآورد مدل متقارن نشان می‌دهد که یک‌درصد افزایش (کاهش) در قیمت نفت خام، در بلندمدت مخارج دفاعی و امنیتی را در کشورهای مورد مطالعه حدود ۰/۱ درصد افزایش (کاهش) می‌دهد. برآورد مدل نامتقارن نیز گویای آنست که در بلندمدت تأثیر شوک‌های افزایشی قیمت نفت بر مخارج دفاعی و امنیتی، مثبت و این اثرگذاری برای شوک‌های کاهشی، منفی می‌باشد؛ اما اثرگذاری شوک‌های مثبت بزرگ‌تر از شوک‌های منفی است (اثر نامتقارن). از این رو کاهش وابستگی به درآمدهای نفتی در جهت تأمین مخارج دفاعی در کشورهای اسلامی نفت‌خیز به‌منظور عدم تأثیرپذیری امنیت این کشورها از نوسانات قیمت نفت، مهم‌ترین توصیه سیاستی این پژوهش است.

واژگان کلیدی: شوک‌های قیمتی نفت، مخارج دفاعی و امنیتی، تأثیر متقارن و نامتقارن، کشورهای اسلامی، داده‌های پانل

^۱ . دکتری تخصصی اقتصاد بخش عمومی، گروه اقتصاد، دانشکده علوم اقتصادی و اداری لرستان، خرم‌آباد، ایران.

مقدمه

از دیرباز تاکنون، درآمدهای نفتی نقش مهمی در اکثر کشورهای صادرکننده نفت داشته است. از این رو عوامل تعیین‌کننده درآمدهای نفتی، یعنی صادرات نفت خام و نوسانات قیمت نفت خام تأثیر بسزایی بر شاخص‌های کلان اقتصادی این کشورها دارد. در حالی که بیشترین بخش از اقلام صادراتی تراز حساب جاری را در کشورهای صادرکننده عمده نفت، درآمدهای نفت خام تشکیل می‌دهد، اصلی‌ترین عامل تأمین درآمدهای بودجه آن‌ها نیز می‌باشد (عبدالعزیز و همکاران^۱، ۲۰۲۱).

محرک‌های زیادی برای هزینه‌های دفاعی و امنیتی شناسایی شده است که در این بین، قیمت و درآمدهای صادراتی نفت خام در کشورهای صادرکننده عمده نفت خام از اهمیت ویژه‌ای برخوردارند. بخش بزرگی از درآمدهای حاصل از صادرات نفت خام در کشورهای صادرکننده نفت، صرف هزینه‌های دفاعی می‌شود. لذا کاهش درآمدهای صادراتی نفت خام و مشکلات اقتصادی ناشی از شوک‌های قیمت نفت خام، این کشورها را مجبور به کاهش کل بودجه دولت از جمله بودجه دفاعی کرده است. به‌طور کلی تغییرات قیمت نفت خام شدت اثرگذاری متفاوتی بر اقتصاد کشورهای صادرکننده نفت داشته است؛ اما اکثر اقتصادهای وابسته به صادرات نفت، شاهد کاهش هزینه‌های نظامی خود به دلیل کاهش قیمت نفت خام بوده‌اند (باکیرتاس و آکپولات^۲، ۲۰۲۰). بر این اساس مقاله حاضر می‌کوشد تا به بررسی و تحلیل تجربی تأثیر متقارن و نامتقارن شوک‌های قیمتی نفت بر مخارج دفاعی و امنیتی در منتخبی از کشورهای اسلامی نفت‌خیز طی سال‌های ۲۰۲۱-۲۰۰۰ بپردازد. دلیل انتخاب کشورهای اسلامی آنست که بسیاری از این کشورها از یک طرف نقش بسیار مهمی در تولید و صادرات نفت در جهان دارند و از طرف دیگر، دارای سطوح بالایی از مخارج نظامی می‌باشند. علاوه بر این، بسیاری از این کشورها طی سال‌های گذشته بالاترین روند نظامی‌سازی را در جهان تجربه کرده‌اند. بر اساس گزارشات پایگاه داده‌ای اداره اطلاعات انرژی آمریکا^۳ (EIA) و مؤسسه بین‌المللی تحقیقات صلح استکهلم^۴ (SIPRI) در سال ۲۰۲۲، کشور عربستان سعودی ۱۳ درصد از تولید نفت خام جهان را به خود اختصاص داده است (رتبه دوم) و از نظر هزینه‌های نظامی در رتبه پنجم جهان قرار دارد. کشورهای عراق با ۵/۶ درصد، امارات با ۴/۳ درصد و ایران با ۴/۱ درصد از تولید نفت خام جهان به ترتیب در رتبه‌های ۵، ۷ و ۸ قرار دارند. سایر کشورهای اسلامی نظیر کویت، قزاقستان، قطر، نیجریه، الجزایر، آنگولا، عمان و لیبی به ترتیب رتبه‌های ۱۰، ۱۱، ۱۴، ۱۵، ۱۶، ۱۷، ۱۸ و ۱۹ از تولید نفت جهان را به خود اختصاص داده‌اند. بر اساس مقدار شاخص جدید جهانی نظامی‌سازی^۵ (GMI) نیز که توسط «مرکز بین‌المللی گفت‌وگو بن»^۶ (BICC) ارائه می‌شود، در سال ۲۰۲۲، کشورهای اسلامی عمان، بحرین، عربستان سعودی، برونی، کویت و اردن به ترتیب در رتبه‌های ۱، ۴، ۶، ۷، ۹ و ۱۰ جهان قرار گرفته‌اند و از این نظر جزء کشورهای با درجه نظامی‌سازی بالا بوده‌اند. علاوه بر این، بسیاری از کشورهای اسلامی طی سال‌های گذشته وقایع گوناگون امنیتی را تجربه کرده‌اند که سبب شده است مخارج نظامی خود را در سطح بالایی تأمین مالی کنند. درگیری‌های مستمر اعراب-اسرائیل، عربستان سعودی-ایران، ایران-اسرائیل، به‌طور قابل توجهی به بی‌ثباتی و

¹ Abdalaziz et al.

² Bakirtas & Akpolat

³ Energy Information Administration (EIA)

⁴ Stockholm International Peace Research Institute (SIPRI)

⁵ Global Militarization Index (GMI)

⁶ Bonn International Center for Conversation (BICC)

ناامنی در منطقه خاورمیانه منتج شده است. از سوی دیگر، برنامه هسته‌ای ایران از دهه گذشته فضای سیاسی ناپایداری را در کشورهای خلیج فارس ایجاد کرده است. بهار عربی در سال ۲۰۱۱ و ظهور گروه دولت اسلامی در عراق و سوریه (داعش) و درگیری آذربایجان و ارمنستان نیز اخیراً انواع جدیدی از درگیری‌ها و بی‌ثباتی‌ها را به همراه داشته است. نیجریه نیز به دلیل سابقه طولانی درگیری‌های داخلی و ظهور گروه تروریستی بوکوحرام، هزینه‌های نظامی فزاینده‌ای داشته است.

شایان ذکر است که منظور از اثرگذاری نامتقارن آنست که میزان تأثیر افزایش قیمت نفت (شوک‌های مثبت) بر مخارج دفاعی با میزان تأثیر کاهش آن (شوک‌های منفی)، متفاوت است (بر خلاف اثرگذاری متقارن). بر این اساس، پژوهش حاضر علاوه بر اثرگذاری متقارن، اثرگذاری نامتقارن قیمت نفت را نیز بر مخارج دفاعی کشورهای مورد مطالعه بررسی می‌کند. لذا آن‌چه به عنوان سؤال اصلی این تحقیق مطرح می‌شود آنست که آیا قیمت نفت و شوک‌های مثبت و منفی آن تأثیر معناداری بر مخارج دفاعی و امنیتی در منتخبی از کشورهای اسلامی نفت‌خیز طی سال‌های ۲۰۲۱-۲۰۰۰ داشته است؟ و در صورت تأیید آن، میزان اثرگذاری شوک‌های مثبت بزرگ‌تر است یا منفی؟

مبانی نظری تحقیق

الف. مفهوم شوک (تکانه)

در ادبیات اقتصادی، هرگونه انحراف مقادیر متغیرها از روند بلندمدت مقادیر انتظاری آن‌ها شوک (تکانه) نامیده می‌شود (صمدی و همکاران، ۱۳۸۸: ۷) که در مورد قیمت نفت بسیار مطرح است. شوک‌های یک متغیر به دو بخش تفکیک می‌شوند: شوک مثبت که به معنای انحراف مثبت (افزایشی) یک متغیر از روند بلندمدت آن و شوک منفی که به معنای انحراف منفی (کاهش‌ی) یک متغیر از روند بلندمدت آن تعریف می‌شود.

ب. رابطه شوک‌های قیمتی نفت و مخارج دفاعی

افزایش قیمت نفت می‌تواند در کشورهای صادرکننده نفت، درآمدهای حاصل از فروش آن را افزایش و از این طریق مخارج دولت در بخش‌های مختلف از جمله بخش دفاعی را افزایش دهد. حتی می‌توان انتظار داشت که این افزایش در بخش دفاعی نسبت به سایر بخش‌های عمومی قابل توجه‌تر باشد. دلایل گوناگونی برای توجیه این موضوع ارائه شده است؛ از جمله این‌که قسمت عمده‌ای از درآمدهای دولت در کشورهای برخوردار از منابع طبیعی ناشی از رانت حاصل از فروش این منابع است (نه درآمدهای مالیاتی که به آن دولت رانتیر^۱ نیز می‌گویند) و بنابراین به دلیل احساس بی‌نیازی به پاسخ‌گویی مناسب در زمینه مخارج رفاه اجتماعی و سرمایه انسانی (مانند آموزش و بهداشت)، با استقلال بیش‌تری می‌توانند سیاست‌ها و خواسته‌های خود را در زمینه خرید سلاح و واردات تجهیزات نظامی به اجرا گذارند. همچنین، عدم شفافیت در مدیریت درآمدهای حاصل از منابع طبیعی مانند نفت، به نفع حمایت از بودجه اختصاصی به هزینه‌های دفاعی می‌انجامد (ال-موالی^۲، ۲۰۱۵: ۵۰). علاوه بر این، رژیم‌های دارنده منابع طبیعی، علاقه‌مند هستند که درآمدهای حاصل از فروش این منابع را برای کمک به باقی‌ماندن در قدرت و حفظ رژیم، صرف گسترش مخارج نظامی (دفاعی) کنند (گل‌خندان، ۱۳۹۶). از طرفی، نفت می‌تواند منشأ تنش و درگیری داخلی و بین‌المللی باشند؛ که این موضوع

¹Rentier Government

²Al-Mavali

باعث افزایش تقاضا برای حمایت نظامی و تأمین مالی هزینه‌های دفاعی در سطح بالایی می‌شود. علاوه بر این، حتی در کشورهایی که درگیری 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، کشور برزیل هزینه‌های دفاعی خود را در پاسخ به نیاز رو به رشد برای حفاظت از مرزهای برزیل، جنگل آمازون و اکتشافات نفتی عظیم دریایی افزایش داده است (پیرلو-فریمن و بیرائر^۱، ۲۰۱۲).

در مورد تأثیر کاهش قیمت نفت بر مخارج دفاعی، موضوع کمی پیچیده‌تر است. تأثیر اولیه شوک منفی قیمت نفت در کشورهای صادرکننده نفت، کاهش درآمدهای صادراتی است که رشد تولید ناخالص داخلی را کاهش می‌دهد. این موضوع درآمدهای دولت را کاهش می‌دهد و مستقیماً منجر به محدودیت در هزینه‌های دولت از جمله هزینه‌های دفاعی می‌شود. کشورهای صادرکننده نفت که از نظر اقتصادی تنوع بیشتری دارند یا کمتر به صادرات نفت وابسته هستند (مانند کانادا، مالزی یا نروژ) به‌طور بالقوه کمتر تحت تأثیر افت قیمت نفت قرار خواهند گرفت. برای صادرکنندگان نفت، یک واکنش معمول به شوک منفی قیمت نفت، اجرای یک سیاست محرک مالی (یعنی انبساطی) برای افزایش تولید کل و حفظ رشد تولید ناخالص داخلی است. یک بسته محرک مالی، دولت را ملزم می‌کند که مخارج عمومی را افزایش یا مالیات‌ها را کاهش دهد که اغلب به بهای کسری بودجه و در نتیجه بار بدهی (نسبت بدهی دولت به تولید ناخالص داخلی) بالاتر است. الجزایر و نروژ نمونه‌هایی از کشورهایی هستند که علی‌رغم داشتن سطوح مختلف وابستگی به نفت خام توانسته‌اند از طریق محرک‌های مالی، اثرات افت قیمت نفت را کاهش دهند. چنین سیاست‌های انبساطی در کوتاه‌مدت به حفظ هزینه‌های داخلی در سطح قبل از شوک قیمت نفت کمک کرده است که به نوبه خود به معنای عدم کاهش در بودجه دولت و در نتیجه عدم کاهش هزینه‌های دفاعی می‌باشد. این اقدامات به دلیل بهبود و پیشرفت در "فضای مالی"^۲ هر دو کشور امکان‌پذیر بوده که در نتیجه مستقیم افزایش درآمدهای حاصل از فروش نفت در دوره رونق به‌دست آمده است. برای کشورهای صادرکننده نفت بدون این فضای مالی (مانند کشورهای آنگولا، اکوادور، مکزیک، سودان جنوبی و ونزوئلا) سیاست‌های انبساطی امکان‌پذیر نیست که این موضوع، اقتصاد را در معرض کاهش درآمد دولت و رشد تولید ناخالص داخلی قرار می‌دهد. بنابراین، انتخاب این دولت‌ها یا کاهش مخارج عمومی از جمله مخارج دفاعی برای جبران کسری درآمد و مهار کسری مالی است یا حفظ سطح فعلی مخارج عمومی و در نتیجه افزایش نسبت بدهی عمومی به تولید ناخالص داخلی (سالنامه SIPRI، ۲۰۱۷: ۳۴۴-۳۴۵). شوک منفی قیمت نفت بیش از رشد تولید ناخالص داخلی بر حساب‌های مالی، بدهی عمومی و مخارج دولت تأثیر می‌گذارد؛ زیرا اغلب منجر به کاهش ارزش پول ملی و تورم فزاینده می‌شود. تورم بالا و ارز ضعیف منجر به کاهش قدرت خرید واقعی کشور می‌شود و از این رو نیاز به افزایش هزینه‌های دولت برای جبران این زیان است. به‌طور مثال، سودان جنوبی و ونزوئلا در سال ۲۰۱۶ نرخ تورم بسیار بالایی داشتند (چند صد درصد) و همچنین متحمل کاهش شدید ارزش پول خود شدند. بر این اساس، اگرچه هزینه‌های نظامی در سودان جنوبی و ونزوئلا در سال ۲۰۱۶ به ترتیب ۷۶ و ۱۵۸ درصد بر اساس قیمت‌های جاری افزایش یافت؛ اما بر اساس قیمت‌های ثابت (واقعی) دلار آمریکا، این ارقام به ترتیب با کاهش ۵۴ و ۵۶ درصدی برابری می‌کند (همان منبع).

^۱Perlo-Freeman & Brauner

^۲Fiscal Space .

شایان ذکر است که حتی با کاهش قیمت نفت و بالتبع کاهش درآمدهای نفتی در کشورهای صادرکننده نفت، ممکن است برخی از این کشورها حتی بدون داشتن فضای مالی مناسب، سطح مخارج دفاعی خود را کاهش ندهند. این موضوع می‌تواند به دلیل تهدیدات امنیتی درک شده و موقعیت خاص (استراتژیک) یک کشور باشد. در این راستا باکیرتاس و آکپولات^۱ (۲۰۲۰) معتقدند که ارتباط بین درآمدهای نفتی و هزینه‌های نظامی در کشورهای صادرکننده نفت تحت تأثیر برخی عوامل گوناگون می‌باشد و از کشوری به کشور دیگر متفاوت است. این عوامل عبارتند از: استقلال سیاسی، موقعیت جغرافیایی، تحریم‌های تسلیحاتی و تهدیدات مربوط به تروریسم و جنگ. ممکن است بین درآمدهای نفتی و هزینه‌های نظامی رابطه معناداری وجود نداشته باشد. یک دلیل احتمالی در این زمینه می‌تواند این باشد که برخی از کشورها از نظر جغرافیایی از تهدیدها در مقایسه با سایر کشورهای صادرکننده نفت، فاصله دارند. به طور مثال کشور ونزوئلا؛ اگرچه این کشور گاهی با تنش‌های سیاسی فزاینده با ایالات متحده مواجه شده است، اما به نظر می‌رسد که درآمدهای نفت خام آن به انواع دیگر هزینه‌های عمومی منتقل می‌شود و به طور قابل توجهی صرف هزینه‌های نظامی نمی‌شود. یا کشور الجزایر، که اگرچه در سال ۱۹۹۲ یک کودتای نظامی را تجربه کرد، اما فقدان تهدید تروریسم و جنگ برای مدت طولانی ممکن است دلیل اصلی عدم وجود رابطه بین قیمت نفت و مخارج دفاعی در این کشور باشد. از سوی دیگر، به نظر می‌رسد درآمدهای نفت خام در برخی از کشورها مانند کویت، نیجریه و عربستان سعودی با هزینه‌های نظامی ارتباط تنگاتنگی داشته باشد. ویژگی بارز این کشورها این است که با تهدیدات جنگی و یا تروریستی روبه‌رو هستند. کویت در جنگ خلیج فارس علیه عراق، نیجریه با گروه تروریستی بوکوحرام و عربستان سعودی در یمن علیه گروه‌های مخالف می‌جنگند. علاوه بر این، عربستان سعودی و کویت، شریک استراتژیک منطقه‌ای آمریکا که بزرگ‌ترین کشور صادرکننده تسلیحات در جهان است، می‌باشند. وجود تحریم‌های چندجانبه بر تسلیحات (مانند ایران) برای مدت طولانی ممکن است نیز ممکن است یک دلیل احتمالی برای عدم وجود رابطه بین درآمدهای نفتی و هزینه‌های نظامی باشد (باکیرتاس و آکپولات، ۲۰۲۰: ۹-۱۰).

ج. عدم تقارن

عدم تقارن به این معناست که میزان اثرگذاری یک متغیر مستقل بر متغیر وابسته به هنگام افزایش با هنگام کاهش، متفاوت است. بحث عدم تقارن از سال ۱۹۸۶ با کاهش شدید قیمت نفت و تضعیف رابطه متقارن میان قیمت نفت و متغیرهای کلان اقتصادی در کشورهای صنعتی (واردکننده نفت) مطرح شد و با گذشت زمان و تحقق نتایج قابل اتکای حاصل از این مطالعات، به مرور این اندیشه در میان محققان اقتصادی شکل گرفت که اثرگذاری نامتقارن قیمت نفت بر وضعیت اقتصاد کشورهای صادرکننده این محصول نیز قابل طرح و بررسی می‌باشد (جعفری و گل‌خندان، ۱۳۹۲). در این راستا پژوهش حاضر علاوه بر اثرگذاری متقارن، اثرگذاری نامتقارن قیمت نفت را نیز بر مخارج دفاعی در کشورهای اسلامی منتخب صادرکننده نفت بررسی می‌کند. بر اساس توضیحات ارائه‌شده در بالا می‌توان گفت که اگرچه انتظار غالب بر آنست که افزایش قیمت نفت به افزایش مخارج دفاعی و امنیتی در کشورهای صادرکننده نفت بیانجامد؛ اما کاهش قیمت نفت ممکن است مخارج دفاعی را نسبت به شوک‌های افزایشی آن کم‌تر تحت تأثیر قرار (و کاهش) دهد. به عبارت دیگر به نظر

¹Bakirtas & Akpolat

می‌رسد که شوک‌های قیمتی نفت اثر نامتقارن بر مخارج دفاعی دارند و مدل‌سازی نامتقارن نسبت به متقارن مناسب‌تر باشد.

پیشینه تحقیق

تاکنون در زمینه بررسی تجربی تأثیر قیمت نفت خام بر هزینه‌های دفاعی و امنیتی مطالعات انگشت‌شماری انجام شده است؛ اما مطالعات تجربی در زمینه اثرگذاری رانت انواع منابع طبیعی بر هزینه‌های نظامی بالنسبه بیشتر است (مانند مطالعات تجربی تیرانگ^۱ (۲۰۲۱)، ال-موالی^۲ (۲۰۱۵)، علی و عبداللطیف^۳ (۲۰۱۵)، گل‌خندان (۱۳۹۶)). در ادامه اهم مطالعات تجربی در زمینه تأثیر قیمت نفت بر هزینه‌های دفاعی بررسی می‌شود. اردوغان و همکاران^۴ (۲۰۲۰) در مطالعه‌ای رابطه بین نوسانات قیمت نفت خام و مخارج نظامی را در کشورهای شورای همکاری خلیج فارس^۵ (GCC) (شامل کشورهای: بحرین، کویت، عربستان سعودی و عمان) به‌صورت تجربی بررسی کرده‌اند. نتایج این تحقیق با استفاده از آزمون هم‌انباشتگی کرانه‌ها و مدل خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی^۶ (ARDL) نشان می‌دهد که بین متغیرهای مدل در همه کشورهای مورد مطالعه رابطه هم‌انباشتگی وجود دارد. علاوه بر این، نتایج بلندمدت نشان می‌دهد نوسانات قیمت نفت (که با استفاده از یک مدل GARCH تعمیم‌یافته^۷ (EGARCH) محاسبه و اندازه‌گیری شده است) در همه کشورها، به جز کشور بحرین، تأثیر مثبت معناداری بر هزینه‌های نظامی داشته است. نتایج مدل تصحیح خطا^۸ (ECM) نیز نشان می‌دهد که در کوتاه‌مدت بین نوسانات قیمت نفت و مخارج نظامی رابطه معکوس وجود دارد. این یافته‌ها نشان می‌دهد که با وجود نوسانات قیمت نفت، هزینه‌های نظامی در کشورهای شورای همکاری خلیج فارس کاهش نمی‌یابد.

باکیرتاس و آکیولات (۲۰۲۰) رابطه بین صادرات نفت خام، قیمت نفت خام و مخارج نظامی را در ۷ کشور اوپک (شامل: الجزایر، اکوادور، ایران، کویت، نیجریه، عربستان سعودی و ونزوئلا) طی دوره زمانی ۲۰۱۶-۱۹۸۰ مورد بررسی قرار داده‌اند. به این منظور از آزمون علیت گرنجری پیشنهادشده توسط دومتریسکو و هارولین^۹ (D-H) در قالب تحلیل‌های دومتغیره و سه‌متغیره استفاده شده است. نتایج تحلیل‌های دومتغیره نشان می‌دهد که یک رابطه علیت گرنجری پانلی از سمت صادرات نفت خام و قیمت نفت خام به سمت مخارج نظامی، از سمت صادرات نفت خام و هزینه‌های نظامی به سمت قیمت نفت خام، و از سمت هزینه‌های نظامی و قیمت نفت خام به سمت صادرات نفت خام وجود دارد. بر اساس تحلیل سه‌متغیره نیز نتیجه‌گیری می‌شود که برخی از کشورهای اوپک، بخشی از درآمدهای نفتی خود را به مخارج نظامی که از نظر اقتصادی ناکارآمد تلقی می‌شوند، منتقل کرده‌اند. علاوه بر این، نتیجه‌گیری می‌شود که ارتباط بین درآمدهای نفتی و هزینه‌های نظامی به استقلال سیاسی، موقعیت جغرافیایی و/یا تهدید تروریسم و جنگ برای هر کشور بستگی دارد.

^۱ Trung

^۲ Al-Mawali

^۳ Ali & Abdellatif

^۴ Erdoğan et al.

^۵ Gulf Cooperation Council (GCC)

^۶ Autoregressive Distributed Lag (ARDL)

^۷ Exponential Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity (EGARCH)

^۸ Error Corection Model (ECM)

^۹ Dumitrescu & Hurlin

عبدالعزیز و همکاران (۲۰۲۱) در مطالعه خود به بررسی تأثیر شوک های قیمتی نفت خام بر مخارج نظامی کشورهای صادرکننده نفت در منطقه منا (خاورمیانه و شمال آفریقا) در قالب تحلیل های هم انباشتگی متقارن و نامتقارن طی سال های ۲۰۱۴-۱۹۶۰ پرداخته اند. یافته های تجربی این مطالعه با روش ARDL نشان می دهد که در بلندمدت قیمت نفت در کشورهای عربستان، ایران و عمان تأثیر مثبت و معناداری بر هزینه های نظامی دارد. در مقابل این اثرگذاری برای کشورهای الجزایر، مصر، کویت و تونس بی معناست. نتایج با روش ARDL غیرخطی نشان می دهد که در بلندمدت افزایش قیمت نفت باعث افزایش معنادار هزینه های نظامی در بیشتر کشورهای مورد مطالعه می شود؛ در مقابل، کاهش قیمت نفت باعث افزایش هزینه های نظامی در کشورهای عربستان و مصر و کاهش هزینه های نظامی در بلندمدت برای ایران، الجزایر و کویت می شود. همچنین میزان اثرگذاری شوک های افزایشی و کاهشی قیمت نفت بر هزینه های نظامی متفاوت است (تأیید آثار نامتقارن). یالتا و یالتا^۱ (۲۰۲۱) عوامل تعیین کننده تقاضا برای مخارج دفاعی در منطقه خلیج فارس را با استفاده از یک مدل داده های پانل به روش رگرسیون های به ظاهر نامرتبط^۲ (SUR) و داده های سالیانه ۱۹۸۰-۲۰۱۶ بررسی کرده اند. یافته های تجربی این مطالعه نشان می دهد که مخارج دفاعی تحت تأثیر عوامل اقتصادی و استراتژیک با درجه بالایی از ناهمگونی در کشورهای مختلف همراه بوده است. در حالی که مخارج دفاعی در برخی از کشورها بیشتر به عوامل اقتصادی واکنش نشان می دهد، در برخی دیگر از کشورها نسبت به عوامل استراتژیک (راهبردی)، بیشتر حساس است. در مورد کشور ایران، وقفه مخارج دفاعی، GDP حقیقی و مخارج دفاعی رقیبان (کشور عربستان سعودی) اثر مثبت و معنادار، قیمت نفت خام و کل پرسنل نظامی آمریکا در منطقه اثر بی معنا و مخارج دفاعی متحدان (دوستان) و اندازه جمعیت کشور اثر منفی و معنادار بر مخارج دفاعی داشته است. انگلاند و همکاران^۳ (۲۰۲۳) در مطالعه ای تأثیر تغییرات قیمت نفت خام را بر شدت درگیری های به وقوع پیوسته در ۶۷ کشور رانته جهان طی سال های ۲۰۱۹-۱۹۸۹ بررسی کرده اند. نتایج تجربی این مطالعه نشان می دهد که قیمت های پایین تر از سطح متوسط نفت خام با هزینه های نظامی کمتر در ارتباط است که این موضوع به نوبه خود منجر به نرخ بالاتر تلفات جنگی در درگیری های داخلی (افزایش شدت درگیری داخلی) می شود.

روش شناسی پژوهش

الف. مدل تحقیق

در این پژوهش به منظور بررسی آثار متقارن و نامتقارن تکانه های قیمتی نفت خام بر مخارج دفاعی و امنیتی کشورهای مسلمان صادرکننده نفت، از مدل های رگرسیونی زیر در قالب داده های پانل ایستا^۴ استفاده شده است:

$$\text{Ln(def)}_{it} = \beta_0 + \beta_1 \text{Ln(gdp)}_{it} + \beta_2 \text{Ln(pop)}_{it} + \beta_3 \text{Ln(oilp)}_{it} + \beta_4 (\text{mid})_{it} + \varepsilon_{it} \quad \text{مدل متقارن} \quad (1)$$

$$\text{Ln(def)}_{it} = \omega_0 + \omega_1 \text{Ln(gdp)}_{it} + \omega_2 \text{Ln(pop)}_{it} + \omega_3 [\text{Ln(oil)}]_{it}^+ + \omega_4 [\text{Ln(oil)}]_{it}^- + \omega_5 (\text{mid})_{it} + \mu_{it} \quad \text{مدل نامتقارن} \quad (2)$$

¹Yalta & Yalta

²Seemingly Unrelated Regressions (SUR)

³Englund et al.

⁴Static Panel

تعریف متغیرها در رابطه فوق به صورت زیر است:

Ln(def) : لگاریتم طبیعی مخارج دفاعی (بر حسب میلیون دلار و به قیمت‌های ثابت)؛ منبع داده‌های آماری این متغیر، SIPRI است.

Ln(gdp) : لگاریتم طبیعی تولید ناخالص داخلی (بر حسب میلیون دلار و به قیمت‌های ثابت)؛ به عنوان شاخص درآمد (ثروت) یک کشور. منبع داده‌های آماری این متغیر، پایگاه آماری شاخص‌های توسعه جهانی^۱ (WDI) است.

Ln(pop) : لگاریتم طبیعی جمعیت کل (بر حسب نفر)؛ به عنوان شاخص اندازه یک کشور. منبع داده‌های آماری این متغیر، WDI است.

Ln(oilp) : لگاریتم طبیعی قیمت حقیقی نفت خام (بر حسب دلار به ازای هر بشکه)؛ منبع داده‌های آماری این متغیر، وبسایت متعلق به سازمان کشورهای صادرکننده نفت^۲ (OPEC) است.

Ln(oilp)^+ : تکانه‌های مثبت (افزایشی) لگاریتم طبیعی قیمت حقیقی نفت خام.

Ln(oilp)^- : تکانه‌های منفی (کاهشی) لگاریتم طبیعی قیمت حقیقی نفت خام.

در این مطالعه برای محاسبه تکانه‌های مثبت و منفی قیمت نفت خام، از روش فیلتر هودریک-پرسکات^۳ (HP) استفاده شده است. این فیلتر، مجموع مجذور انحرافات متغیر لگاریتم طبیعی قیمت حقیقی نفت خام (Ln(oilp)_t) از روند بلندمدت آن (τ) را حداقل (مینیمم) می‌کند. این حداقل‌سازی از طریق رابطه زیر به دست می‌آید:

$$\text{Min: } \sum_{t=1}^T (\text{Ln(oilp)}_t - \tau_t)^2 + \lambda \sum_{t=2}^T [(\tau_{t+1} - \tau_t) - (\tau_t - \tau_{t-1})]^2 \quad (3)$$

در رابطه فوق T تعداد مشاهدات و λ پارامتر هموارسازی^۴ نامیده می‌شود که مقدار آن برای داده‌های ماهانه، فصلی و سالانه متفاوت و به ترتیب برابر ۱۴۴۰۰، ۱۶۰۰ و ۱۰۰ است (فاروق‌اربی^۵، ۲۰۰۱). در این روش، ابتدا روند زمانی لگاریتم طبیعی قیمت حقیقی نفت را به وسیله فیلتر فوق استخراج کرده و آن را Ln(oilp)_t^T می‌نامیم. سپس برای به دست آوردن تکانه‌های مثبت (افزایشی) و منفی (کاهشی) نفتی به صورت رابطه‌های زیر عمل می‌کنیم:

$$\text{Ln(oilp)}_t^G = \text{Ln(oilp)}_t - (\text{Ln(oilp)}_t)^T \quad (4)$$

$$\text{Ln(oilp)}_t^+ = \text{Max}(\text{Ln(oilp)}_t^G, 0) \quad (5)$$

$$\text{Ln(oilp)}_t^- = \text{Min}(\text{Ln(oilp)}_t^G, 0) \quad (6)$$

این روش به لحاظ آن که تواتر مربوط به دوره‌ها را از متغیر سری زمانی جدا می‌کند و هم‌چنین اجزای ادواری را به مقادیر واقعی بسیار نزدیک می‌سازد، از اهمیت و کاربرد بالایی برخوردار است (مولایی و همکاران، ۱۳۹۳: ۲۱۳).

²World Development Indicators (WDI)

³Organization of the Petroleum Exporting Countries (OPEC)

⁴Hodrick-Presscot (HP)

⁵Smoothing Parameter

⁶Farooq Arby

mid: متغیر مجازی (دامی، موهومی) عامل منطقه‌ای خاورمیانه. این متغیر برای کشورهای مسلمان مستقر در منطقه خاورمیانه عدد یک (۱) و برای سایر کشورهای مسلمان خارج از منطقه خاورمیانه عدد صفر (۰) را می‌پذیرد.

همچنین، μ و ε اجزاء خطای (اخلال) تصادفی مدل‌های (۱) و (۲)، نشان‌دهنده منتخبی از کشورهای اسلامی صادرکننده نفت (شامل ۱۶ کشور از جمله ایران)^۱ و t نیز نشان‌دهنده بازه‌ی زمانی تحقیق (۲۰۰۰-۲۰۲۱) است. شایان ذکر است به دلیل آن که قیمت نفت خام برای تمام مقاطع (کشورها) مورد مطالعه یکسان است، شوک‌های افزایشی (مثبت) و کاهش (منفی) آن نیز برای تمام کشورهای مورد مطالعه یکسان و همانند یکدیگر است. در جدول (۱) شاخص‌های آماری متغیرهای تحقیق ارائه شده است. بر اساس نتایج این جدول، متوسط لگاریتم طبیعی مخارج دفاعی کشورهای مورد مطالعه حدود ۸/۰۳۸ بوده است که بیشترین مقدار آن با عدد ۱۱/۴۲۵ (که آنتی لگاریتم آن حدود ۹۱۵۷۰ میلیون دلار است) متعلق به کشور عربستان در سال ۲۰۱۵ و کمترین مقدار آن با عدد ۵/۳۶۶ (که آنتی لگاریتم آن حدود ۲۰۸ میلیون دلار است) متعلق به کشور آذربایجان در سال ۲۰۰۰ بوده است. بیشترین میزان لگاریتم طبیعی درآمد متعلق به کشور اندونزی با چیزی در حدود ۱۳/۸۷۹ (که آنتی لگاریتم آن حدود ۱۰۶۵۷۱۱ میلیون دلار است) در سال ۲۰۲۱ و کمترین میزان آن متعلق به کشور آذربایجان با عدد ۹/۳۸۶ (که آنتی لگاریتم آن حدود ۱۱۹۱۸ میلیون دلار است) در سال ۲۰۰۰ می‌باشد. بیشترین میزان لگاریتم طبیعی جمعیت کل، ۱۹/۴۲۸ (که آنتی لگاریتم آن حدود ۲۷۱/۸۵۷ میلیون نفر است) متعلق به کشور اندونزی در سال ۲۰۲۱ و کمترین آن، ۱۳/۴۷۵ (که آنتی لگاریتم آن حدود ۷۱۱ هزار نفر است) متعلق به کشور بحرین در سال ۲۰۰۰ بوده است. همچنین بر اساس شاخص آماری انحراف معیار میزان پراکندگی داده‌های متغیرهای تحقیق در سطح پائینی است که به دلیل لگاریتم گرفتن از داده‌هاست. شاخص نرمالیتی (که به وسیله آماره جاک-برا اندازه‌گیری می‌شود) و سطوح احتمال آن نیز گویای آنست که در بین متغیرهای تحقیق، تنها متغیر مخارج دفاعی دارای توزیع نرمال بوده و سایر متغیرها دارای توزیع نرمال نمی‌باشند.

جدول (۱): شاخص‌های آماری متغیرهای تحقیق (۲۰۰۰-۲۰۲۱)

mid	Ln(oilp) ⁻	Ln(oilp) ⁺	Ln(oilp)	Ln(pop)	Ln(gdp)	Ln(def)	
۰/۴۳۹	-۰/۱۰۵	۰/۱۰۸	۴/۰۱۹	۱۶/۹۰۳	۱۱/۷۴۸	۸/۰۳۸	میانگین
۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۶۹	۴/۱۰۹	۱۷/۱۲۳	۱۱/۷۷۶	۸/۱۶۱	میانه
۱/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۳۲۱	۴/۶۹۵	۱۹/۴۲۸	۱۳/۸۷۹	۱۱/۴۲۵	ماکزیمم
۰/۰۰۰	-۰/۵۱۸	۰/۰۰۰	۳/۱۴۱	۱۳/۴۷۵	۹/۳۸۶	۵/۳۳۶	مینیمم
۰/۴۹۷	۰/۱۴۸	۰/۱۲۱	۰/۴۷۱	۱/۴۴۲	۱/۰۸۳	۱/۳۲۴	انحراف معیار
۰/۲۴۷	-۱/۲۸۴	۰/۵۹۸	-۰/۳۳۵	-۰/۳۴۹	-۰/۱۰۵	۰/۱۷۲	چولگی
۱/۰۶۱	۳/۷۴۰	۱/۷۳۶	۲/۰۹۵	۲/۵۷۹	۲/۰۲۲	۲/۸۷۱	کشیدگی
۵۷/۰۵۳ (۰/۰۰۰)	۱۰۱/۷۴۲ (۰/۰۰۰)	۴۳/۲۱۴ (۰/۰۰۰)	۱۸/۰۸۴ (۰/۰۰۰)	۹/۵۰۵ (۰/۰۰۸)	۱۴/۲۴۸ (۰/۰۰۱)	۱/۹۲۷ (۰/۳۸۲)	نرمالیتی (سطح احتمال)
تعداد مقاطع (کشورها): ۱۶				تعداد مشاهدات: ۲۴۲			

ب. روش تحقیق

مدل‌های استفاده‌شده در این پژوهش در قالب «داده‌های پانل»^۱ می‌باشند. داده‌های پانل (که داده‌های تابلویی و یا ترکیبی نیز نامیده می‌شوند)، تلفیقی از داده‌های سری زمانی و مقطعی هستند و برای هر کشور (مقطع) نمونه، دوره زمانی مورد بررسی مشابه است. با ترکیب مشاهدات سری زمانی و مقطعی در قالب مدل‌های داده‌های پانل، مدل‌هایی حاوی اطلاعات کامل‌تر، تغییرپذیری بیش‌تر، هم‌خطی کم‌تر میان متغیرها، تورش کم‌تر و درجات آزادی بیش‌تر خواهیم داشت که کارایی بیش‌تری در تحقیق داشته و پژوهش‌گر را در مشخص کردن اثرات هر متغیر خاص کمک می‌کند (اشرف‌زاده و مهرگان، ۱۳۸۷). نخستین گام، انجام آزمون «وابستگی مقطعی»^۲ (CD) است؛ چراکه در صورت تأیید وابستگی مقطعی استفاده از آزمون‌های ریشه واحد و هم‌انباشتگی پانلی معمول (نسل اول) ممکن است منجر به نتایج کاذب گردد. به این منظور، آزمون‌های متعددی ارائه شده که در این مقاله از سه آزمون بروش و پاگان^۳ (۱۹۸۰) (CD_{BP}) ، پسران^۴ (۲۰۰۴) (CD_P) و آزمون تعدیل‌اریب^۵ (LM_{adj}) پسران و همکاران (۲۰۰۸) استفاده شده است. فرضیه صفر هر سه آزمون نشان‌دهنده وابستگی مقطعی و فرضیه مقابل آن‌ها به وابستگی مقطعی اشاره دارد (هویس و سارافیدیس^۶، ۲۰۰۶). گام دوم در برآورد داده‌های پانل، بررسی مانایی (ایستایی) متغیرهای مدل با استفاده از آزمون‌های ریشه واحد پانلی است. در صورت تأیید وجود متغیرهای نامانا در مدل به منظور جلوگیری از برآورد رگرسیون کاذب (جعلی) بایستی وجود «هم‌انباشتگی»^۷ (رابطه بلندمدت) بین متغیرهای مدل اثبات شود. در این پژوهش به منظور انجام آزمون‌های هم‌انباشتگی بین متغیرهای مدل، از آزمون‌های هم‌انباشتگی پانلی ارائه‌شده توسط پدرونی^۸ (۲۰۰۴) و کائو^۹ (۱۹۹۹) استفاده شده است. پدرونی برای انجام آزمون هم‌انباشتگی در داده‌های ترکیبی، دو نوع آماره آزمون را پیشنهاد داده است: نوع اول مبتنی بر رویکرد درون‌گروهی^{۱۰} است؛ که شامل چهار آماره پانل: ρ ، PP و ADF است. آزمون دوم پدرونی مبتنی بر روش بین‌گروهی^{۱۱} است؛ که شامل سه آماره گروه: ρ ، PP و ADF است. فرضیه صفر تمام آماره‌های این آزمون، نشان‌دهنده عدم هم‌انباشتگی و فرضیه مقابل آن اشاره به هم‌انباشتگی (وجود رابطه بلندمدت) بین متغیرهای مدل دارد. آزمون هم‌انباشتگی کائو نیز با استفاده از آماره ADF انجام می‌شود و فرضیه صفر آن مشابه آزمون پدرونی نشان‌دهنده عدم هم‌انباشتگی است.

بعد از تأیید هم‌انباشتگی بین متغیرهای مدل، در گام بعدی بایستی به این سؤال پاسخ داد که برای برآورد مدل باید داده‌های آماری را روی هم انباشته (جمع) کرد و به روش OLS معمولی (پولینگ‌دیتا) برآورد مدل را انجام داد و یا این‌که روش داده‌های ترکیبی (پانل‌دیتا)؟ با استفاده از آزمون اثرات می‌توان وجود ناهمگنی را در بین مقاطع مشخص کرد. این آزمون با استفاده از دو آماره F و χ^2 انجام می‌گیرد و فرضیه صفر آن مبتنی بر همگن بودن مقاطع است. چنان‌چه فرضیه صفر رد شود، فرضیه مقابل آن، مبتنی بر وجود ناهمگنی در بین

^۱Panel Data^۲Cross-Sectional Dependence (CD)^۳Breusch & Pagan^۴Pesaran^۵Bias-Adjusted^۶Hoyos & Sarafidis^۷Co-Integration^۸Pedroni^۹Kao^{۱۰}Within-Dimension^{۱۱}Between-Dimension

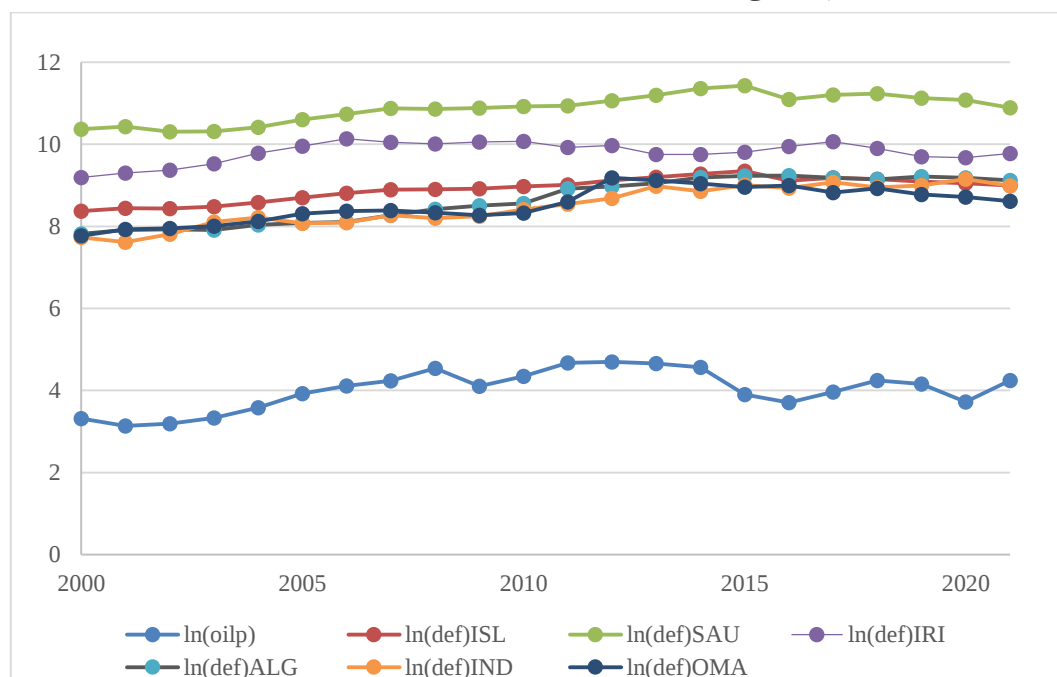
مقاطع پذیرفته می شود. گام آخر شامل برآورد نهایی مدل است. به طور کلی دو رویکرد متفاوت برای برآورد معادله داده های تابلویی به صورت ایستا وجود دارد. نخست مدل «اثرات ثابت»^۱ که در آن α_i ها (عرض از مبدأ هر یک از مقاطع مورد بررسی) متشکل از N پارامتر، نامعلوم، اما ثابت هستند. مدل دیگر که «اثرات تصادفی»^۲ نام دارد، در آن عرض از مبدأ مقاطع، ثابت نبوده و تصادفی هستند و همچنین دارای توزیعی مستقل از متغیرهای توضیحی می باشند. برای انتخاب بین مدل های اثرات ثابت و اثرات تصادفی از نظر قدرت توضیح دهنده متغیر وابسته، از آزمونی به نام «آزمون هاسمن»^۳ استفاده می کنیم. اگر مقدار آماره آزمون بزرگ تر از مقدار بحرانی باشد، فرضیه صفر رد و بایستی از مدل اثرات ثابت استفاده کرد. نتایج آزمون هاسمن دارای توزیع مجانبی کای دو بوده و تعداد درجات آزادی آن برابر با تعداد متغیرهای توضیحی مدل است.

تجزیه و تحلیل نتایج

الف. حقایق آشکار شده در زمینه رابطه قیمت نفت و مخارج دفاعی در منتخبی از کشورهای

اسلامی نفت خیز

در شکل (۱) روند حرکتی قیمت حقیقی نفت خام و کل مخارج دفاعی کشورهای اسلامی مورد مطالعه $(\ln(\text{def})\text{ISL})$ به همراه چهار کشور آن که دارای بالاترین سطح مخارج دفاعی در بین کشورهای نمونه می باشند (بر حسب لگاریتم طبیعی)، نشان داده شده است.



شکل (۱): روند حرکتی لگاریتم طبیعی قیمت حقیقی نفت خام و لگاریتم مخارج دفاعی (به قیمت های ثابت سال ۲۰۲۰) در کشورهای مورد مطالعه

همان طور که این شکل نشان می دهد سطح مخارج دفاعی در دو کشور عربستان سعودی و ایران در تمام سال های مورد بررسی از متوسط آن در نمونه مورد مطالعه بیشتر است. بررسی روند حرکتی قیمت نفت خام و

¹Fixed Effects

²Random Effects

³Hausman Test

مخارج دفاعی نشان‌دهنده همبستگی بالا و حرکت شبیه به هم برای سال‌های گوناگونی در کل کشورهای مورد بررسی و کشورهای منتخب است. در این راستا به نظر می‌رسد شوک کاهشی قیمت نفت در سال ۲۰۱۴ که تا سال ۲۰۱۶ ادامه پیدا کرده، تأثیر قابل توجهی بر مخارج دفاعی کشورهای مورد مطالعه داشته است که در ادامه این موضوع به‌طور دقیق‌تری بررسی می‌شود. در جدول (۲) مخارج دفاعی در کشورهای اسلامی مورد مطالعه در سال‌های ۲۰۱۴ تا ۲۰۱۶ و درصد تغییر آن به همراه میزان وابستگی هر کشور به درآمدهای نفتی نشان داده شده است. از سال ۲۰۱۴، هزینه‌های نظامی بر حسب قیمت‌های ثابت (سال ۲۰۲۰)، برای اکثریت قریب به اتفاق کشورهای مسلمان صادرکننده نفت کاهش یافته است. این موضوع نشان‌دهنده شدت شوک منفی نفت است و نیاز به اصلاحات بخشی را برای تقویت تنوع اقتصاد صادرکنندگان نفت برجسته می‌کند. اکثر کشورهایی که دارای اقتصادهای فاقد تنوع و وابسته به صادرات نفت و بافرهای مالی ضعیف هستند، از سال ۲۰۱۴ شاهد کاهش هزینه‌های نظامی خود بوده‌اند. به‌طور مثال کشورهایمانند آذربایجان و عراق مجموع هزینه‌های نظامی خود را بین سال‌های ۲۰۱۴ تا ۲۰۱۶ به میزان ۳۳ و ۳۷ درصد کاهش داده‌اند. عربستان سعودی که درگیر درگیری‌ها در یمن و سوریه است، در سال ۲۰۱۶ حدود ۶۵۵۲۰ میلیون دلار به هزینه‌های نظامی اختصاص داده است. این رقم اگرچه قابل توجه است؛ اما حدود ۲۸ درصد کمتر از بودجه دولت این کشور در سال ۲۰۱۴ قبل از شروع بحران نفتی است؛ که نشان‌دهنده تأثیرات بودجه‌ای شوک منفی طولانی‌مدت قیمت نفت بر یک کشور صادرکننده نفت، حتی زمانی که درگیر درگیری‌های منطقه‌ای است، می‌باشد. اقلیتی از کشورهای عمده صادرکننده نفت مانند الجزایر و کویت از نظر اقتصادی برای مقابله با شوک‌های قیمت نفت مجهز هستند و به برنامه‌های مخارج موجود خود ادامه دادند و هزینه‌های خود را در سال ۲۰۱۶ به میزان ناچیزی افزایش داده‌اند. این‌ها کشورهایی هستند که ذخایر نفتی قوی ایجاد و از آن‌ها به‌عنوان نوعی سیاست ضدچرخه‌ای برای تقویت اقتصاد استفاده کرده‌اند. نکته جالب توجه آن‌که این شوک منفی قیمت نه تنها بر مخارج دفاعی ایران تأثیری نداشته، بلکه مخارج دفاعی ایران در سال‌های ۲۰۱۵ و ۲۰۱۶ نسبت به سال ۲۰۱۴ حدود ۲۲ و ۱۵ درصد افزایش داشته است. این می‌تواند به دلیل تحریم‌های وضع‌شده علیه ایران باشد که ارتباط هزینه‌های نظامی و درآمدهای ناشی از تغییرات قیمت نفت را در این کشور قطع کرده است.^۱

ب. برآورد مدل

همان‌طور که پیش از این نیز گفته شد، نخستین گام در تخمین داده‌های پانل، انجام آزمون وابستگی مقطعی است؛ چراکه در صورت تأیید وابستگی مقطعی استفاده از آزمون‌های ریشه واحد و هم‌انباشتگی پانلی معمول (نسل اول) ممکن است منجر به نتایج کاذب گردد. نتایج آزمون‌های وابستگی مقطعی (CD) در جدول (۳) آمده است. باتوجه به سطح احتمال هر سه آزمون CD_{BP} ، CD_P و LM_{adj} (که بزرگ‌تر از مقدار ۰/۰۵ است)، فرضیه صفر مبنی بر عدم وابستگی مقطعی در هر دو مدل متقارن و نامتقارن، تأیید و عدم وابستگی مقطعی بین

^۱ علاوه بر این، اعمال تحریم به کشور تحریم‌شونده این انگیزه را می‌دهد که برای مقابله با درگیری‌های احتمالی با کشورهای تحریم‌کننده، هزینه‌های دفاعی خود را جهت حفظ امنیت افزایش دهد که این مسأله می‌تواند حتی در صورت تحریم تسلیحاتی با بومی‌سازی صنایع دفاعی صورت گیرد.

متغیرهای این دو مدل نتیجه گیری می شود. بنابراین می توان از آزمون های معمول (نسل اول) ریشه واحد و هم انباشتگی پانلی استفاده کرد.

جدول (۲): میزان مخارج دفاعی در سال های منتخب و میزان وابستگی به رانت نفت در کشورهای مورد مطالعه

کشور	مخارج نظامی (به قیمت های ثابت سال ۲۰۲۰ و بر حسب میلیون دلار)			تغییرات (درصد)		متوسط سهم رانت نفت از GDP (درصد)
	۲۰۱۴	۲۰۱۵	۲۰۱۶	۲۰۱۴-۲۰۱۶	۲۰۱۵-۲۰۱۶	
الجزایر	۹۷۷۰	۱۰۲۲۱	۱۰۲۵۱	۴/۹۲	۰/۲۹	۱۹/۴۶
تونس	۷۵۹	۹۰۶	۹۶۴	۲۷/۰۱	۶/۴۰	۳/۰۸
کامرون	۳۸۱	۳۹۲	۴۲۶	۱۱/۸۱	۷/۹۸	۳/۷۴
نیجریه	۲۰۳۹	۱۹۸۹	۱۹۲۱	-۵/۷۹	-۳/۴۱	۱۰/۸۲
سودان	...	۲۴۴۱	۲۵۵۸	...	۴/۷۹	۷/۲۳
اندونزی	۶۹۸۵	۸۱۲۳	۷۵۸۰	۸/۵۲	-۶/۶۸	۲/۶۷
مالزی	۴۱۶۵	۴۴۸۵	۴۲۹۳	۳/۰۷	-۴/۲۸	۴/۰۶
قزاقستان	۱۵۶۰	...	۱۳۵۶	-۱۳/۰۸	...	۱۶/۰۵
آذربایجان	۳۲۳۹	۳۴۴۲	۲۲۹۶	-۲۹/۱۱	-۳۳/۲۹	۲۵/۱۴
بحرین	۱۵۷۷	۱۵۱۴	۱۵۳۷	-۲/۵۴	-۱/۵۲	۱۵/۵۱
مصر	۵۰۶۶	۵۳۷۱	۵۰۶۰	-۰/۱۲	-۵/۷۹	۶/۸۹
ایران	۱۷۱۰۲	۱۸۱۸۴	۲۰۸۷۵	۲۲/۰۶	۱۴/۷۹	۲۱/۷۲
عراق	۶۹۳۶	۹۵۰۰	۵۹۴۷	-۱۴/۲۵	-۳۷/۴۰	۴۷/۲۲
کویت	۶۱۰۹	۶۱۵۳	۶۷۲۹	۱۰/۱۵	۹/۳۶	۴۵/۱۳
عمان	۸۴۵۲	۷۷۴۷	۸۰۷۱	۴/۱۸	-۴/۵۱	۳۱/۳۹
عربستان	۸۵۸۴۷	۹۱۵۷۰	۶۵۵۲۰	-۲۳/۶۷	-۲۸/۴۵	۳۶/۳۵

کشورهای صادرکننده نفت با وابستگی کم به رانت نفت (سهم رانت نفت از GDP کمتر از ۱۰ درصد)
 کشورهای صادرکننده نفت با وابستگی متوسط به رانت نفت (سهم رانت نفت از GDP بین ۱۰ تا ۳۰ درصد)
 کشورهای صادرکننده نفت با وابستگی بالا به رانت نفت (سهم رانت نفت از GDP بیشتر از ۳۰ درصد)

جدول (۳): نتیجه آزمون های وابستگی مقطعی

مدل	نام آزمون	مقدار آماره آزمون	سطح احتمال	نتیجه
مدل متقارن	CD _{BP}	۱۲/۳۶۷	۰/۲۶۱	عدم وجود وابستگی مقطعی بین متغیرهای مدل متقارن
	CD _P	۰/۳۵۸	۰/۷۱۹	
	LM _{adj}	۰/۳۹۷	۰/۶۹۱	
مدل نامتقارن	CD _{BP}	۱۵/۲۸۴	۰/۱۴۸	عدم وجود وابستگی مقطعی بین متغیرهای مدل نامتقارن
	CD _P	۱/۵۸۹	۰/۱۱۲	
	LM _{adj}	۱/۵۵۷	۰/۱۱۹	

در ادامه به بررسی مانایی متغیرهای تحقیق پرداخته شده است. در این مطالعه، به منظور بررسی مانایی متغیرها از ۵ آزمون ریشه واحد پانلی LLc، Breitung، IPS، ADF-Fisher و PP-Fisher استفاده شده است.

فرضیه صفر در آزمون‌ها، مبتنی بر نامانایی متغیر مورد بررسی است. خلاصه نتایج آزمون‌های ریشه واحد پانلی در جدول (۴) ارائه شده است. با توجه به این نتایج و سطوح احتمال محاسبه‌شده نتیجه می‌گیریم که متغیرهای مخارج دفاعی، درآمد و قیمت نفت در سطح خطای ۱ درصد در سطح، نامانا بوده و پس از یک بار تفاضل‌گیری به‌صورت مانا درآمده‌اند (دارای درجه مانایی $I(1)$)؛ اما سایر متغیرها در سطح مانا بوده و از درجه مانایی $I(0)$ برخوردارند.

جدول (۴): نتیجه آزمون‌های ریشه واحد پانلی

متغیر	نام آزمون	آماره آزمون در سطح	P-Value	آماره آزمون در تفاضل مرتبه اول	P-Value	درجه مانایی
Ln(def)	LLC	۱/۱۱۶	۰/۸۶۸	***-۴/۱۶۱	۰/۰۰۰	I(1)
	Breitung	۱/۴۹۸	۰/۹۳۳	** -۲/۲۷۱	۰/۰۱۲	
	IPS	۲/۷۱۹	۰/۹۹۷	***-۴/۵۸۹	۰/۰۰۰	
	ADF-Fisher	۲۰/۵۱۵	۰/۹۴۲	***۷۴/۴۶۴	۰/۰۰۰	
	PP-Fisher	۲۴/۷۵۸	۰/۸۱۶	***۱۵۴/۷۲۲	۰/۰۰۰	
Ln(gdp)	LLC	-۰/۳۵۶	۰/۳۶۱	***-۴/۵۲۵	۰/۰۰۰	I(1)
	Breitung	۲/۲۵۱	۰/۹۸۸	-۱/۲۷۵	۰/۱۰۱	
	IPS	۲/۴۹۲	۰/۹۹۴	***-۳/۸۳۸	۰/۰۰۰	
	ADF-Fisher	۲۰/۸۹۹	۰/۹۳۴	***۷۰/۱۰۰	۰/۰۰۰	
	PP-Fisher	۱۲/۸۵۳	۰/۹۹۹	***۱۲۶/۷۶۴	۰/۰۰۰	
Ln(pop)	LLC	***-۲/۶۹۵	۰/۰۰۳	-	-	I(0)
	Breitung	۱/۳۳۸	۰/۹۰۷	***-۴/۱۱۸	۰/۰۰۰	
	IPS	***-۴/۶۲۴	۰/۰۰۰	-	-	
	ADF-Fisher	***۶۰/۶۲۵	۰/۰۰۲	-	-	
	PP-Fisher	***۹۰/۶۱۳	۰/۰۰۰	-	-	
Ln(oilp)	LLC	** -۱/۹۸۹	۰/۰۲۳	***-۸/۶۶۷	۰/۰۰۰	I(1)
	Breitung	** -۲/۰۳۶	۰/۰۳۱	***-۳/۰۶۷	۰/۰۰۱	
	IPS	۰/۷۷۹	۰/۷۸۲	***-۶/۴۷۹	۰/۰۰۰	
	ADF-Fisher	۱۷/۹۸۸	۰/۹۷۸	***۹۶/۴۱۵	۰/۰۰۰	
	PP-Fisher	۹/۴۲۸	۱/۰۰۰	***۱۰۶/۰۳۱	۰/۰۰۰	
Ln(oilp) ⁺	LLC	***-۲/۷۴۹	۰/۰۰۳	-	-	I(0)
	Breitung	-۱/۲۰۴	۰/۱۱۴	***-۳/۹۲۶	۰/۰۰۰	
	IPS	***-۲/۸۳۴	۰/۰۰۲	-	-	
	ADF-Fisher	**۵۰/۶۱۴	۰/۰۱۹	-	-	
	PP-Fisher	***۷۲/۷۳۴	۰/۰۰۰	-	-	
Ln(oilp) ⁻	LLC	***-۹/۲۰۱	۰/۰۰۰	-	-	I(0)
	Breitung	***-۵/۴۹۱	۰/۰۰۰	-	-	
	IPS	***-۵/۴۲۷	۰/۰۰۰	-	-	
	ADF-Fisher	***۸۲/۰۴۹	۰/۰۰۰	-	-	
	PP-Fisher	**۵۰/۰۷۱	۰/۰۲۲	-	-	

* علامت‌های *، ** و *** به‌ترتیب نشان‌دهنده معناداری در سطح ۱۰ درصد، ۵ درصد و ۱ درصد است.

مأخذ: یافته‌های تحقیق

با توجه به وجود متغیرهای نامانا هم در مدل متقارن و هم در مدل نامتقارن، برای غلبه بر مشکل رگرسیون کاذب بایستی وجود هم‌انباشتگی (رابطه بلندمدت) بین متغیرهای مدل تأیید شود. در این پژوهش به‌منظور

انجام آزمون های هم انباشتگی بین متغیرهای هر دو مدل متقارن و نامتقارن از آزمون های هم انباشتگی پانلی ارائه شده توسط پدرونی (۲۰۰۴) و کائو (۱۹۹۹) استفاده و نتایج این آزمون ها در جدول (۵) ارائه شده است. بر اساس نتایج ارائه شده در این جدول، هم انباشتگی یا وجود رابطه تعادلی بلندمدت بین متغیرهای هر دو مدل در سه آماره پانل: v ، PP و ADF و دو آماره گروه: PP و ADF در سطح اطمینان ۹۰ درصد تأیید و پذیرفته می شود. نتیجه آزمون هم انباشتگی کائو نیز با استفاده از آماره ADF نشان می دهد که فرضیه صفر در هر دو مدل در سطح اطمینان ۹۹ درصد رد و وجود هم انباشتگی قوی بین متغیرهای این دو مدل تأیید می شود. لذا بدون نگرانی از بروز برآورد رگرسیون کاذب، می توان هر دو مدل متقارن و نامتقارن طراحی شده را برآورد کرد.

جدول (۵): نتایج آزمون های هم انباشتگی پانلی

آماره	مدل متقارن		مدل نامتقارن	
	مقدار آماره	سطح احتمال	مقدار آماره	سطح احتمال
آزمون پدرونی				
Panel v -Statistic	۲/۲۴۷**	۰/۰۱۲	۲/۰۰۶**	۰/۰۲۲
Panel PP -Statistic	-۳/۲۴۹***	۰/۰۰۱	-۱/۵۶۳*	۰/۰۵۸
Panel ADF -Statistic	-۱/۷۷۸**	۰/۰۳۸	-۱/۵۲۳*	۰/۰۶۴
Group PP -Statistic	-۲/۴۵۸***	۰/۰۰۷	-۲/۲۲۵**	۰/۰۱۲
Group ADF -Statistic	-۱/۷۴۳**	۰/۰۴۱	-۱/۸۸۳**	۰/۰۳۴
آزمون کائو				
ADF	-۵/۰۶۶***	۰/۰۰۰	-۳/۲۱۸***	۰/۰۰۰

* علامت های *، ** و *** به ترتیب نشان دهنده معناداری در سطح ۱۰ درصد، ۵ درصد و ۱ درصد است.

بعد از تأیید هم انباشتگی بین متغیرهای مدل، می توان بدون نگرانی از برآورد رگرسیون کاذب، مدل را برآورد کرد. قبل از برآورد مدل بایستی با استفاده از آزمون اثرات از بین دو روش پانل دیتا و پولینگ دیتا، روش مناسب را انتخاب کرد. نتایج این آزمون برای هر دو مدل متقارن و نامتقارن در جدول (۶) نشان داده شده است. بر این اساس، نتایج هر دو آماره F و کای دو بیان گر رد شدن فرضیه صفر و وجود ناهمگنی مقاطع در کشورهای مورد مطالعه در سطح احتمال ۱ درصد است؛ بنابراین روش داده های ترکیبی (پانل) برای برآورد هر دو مدل مناسب است.

جدول (۶): نتایج آزمون اثرات به منظور انتخاب بین روش داده های panel و پول pool

آزمون اثرات	آماره	درجه آزادی	سطح احتمال	آماره	درجه آزادی	سطح احتمال
	مدل متقارن			مدل نامتقارن		
Cross-Section F	۱۵۶/۰۳۷	(۱۵ و ۳۲۳)	۰/۰۰۰	۱۵۵/۹۸۶	(۱۵ و ۳۲۳)	۰/۰۰۰
Cross-Section χ^2	۷۲۱/۵۴۱	۱۵	۰/۰۰۰	۷۲۲/۳۷۴	۱۵	۰/۰۰۰

مأخذ: یافته های تحقیق

بعد از مشخص شدن شیوه برآورد، گام بعدی استفاده از آزمون هاسمن جهت انتخاب بین برآوردهای مدل های اثرات ثابت و تصادفی است. نتایج این آزمون برای هر دو مدل در جدول (۷) گزارش شده است. بر

اساس نتایج این جدول، آماره آزمون هاسمن که از توزیع کای دو برخوردار است، در هیچ کدام از سطوح احتمال ۱، ۵ و ۱۰ درصد معنادار نیست؛ از این رو، فرض صفر این آزمون مبنی بر برآورد مدل به روش اثرات تصادفی، قابل رد است؛ به این ترتیب هر دو مدل متقارن و نامتقارن بر اساس روش اثرات ثابت (FE) برآورد خواهد شد.

جدول (۷): نتایج آزمون هاسمن جهت انتخاب بین مدل اثرات ثابت و تصادفی

خلاصه آزمون	آماره χ^2	سطح احتمال	آماره χ^2	سطح احتمال
	مدل متقارن		مدل نامتقارن	
Cross-section random	۷۵/۱۱۶	۰/۰۰۰	۷۶/۷۶۷	۰/۰۰۰

مأخذ: یافته‌های تحقیق

نتایج برآورد هر دو مدل متقارن و نامتقارن به روش اثرات ثابت برای کشورهای مورد مطالعه در جدول (۸) نشان داده شده است.

جدول (۸): نتایج برآورد مدل‌های تحقیق به روش اثرات ثابت

نماد متغیر	نام متغیر	مدل متقارن		مدل نامتقارن	
		ضریب	Prob.	ضریب	Prob.
Ln(gdp)	درآمد	***۱/۱۳۴	۰/۰۰۰	***۱/۱۴۱	۰/۰۰۰
Ln(pop)	جمعیت	***-۰/۲۹۱	۰/۰۰۰	***-۰/۲۹۵	۰/۰۰۰
Ln(oilp)	قیمت نفت	**۰/۱۰۱	۰/۰۲۸	-	-
Ln(oilp) ⁺	تکانه‌های مثبت قیمت نفت	-	-	**۰/۳۴۶	۰/۰۴۱
Ln(oilp) ⁻	تکانه‌های منفی قیمت نفت	-	-	**۰/۱۷۶	۰/۰۳۵
mid	متغیر مجازی کشورهای خاورمیانه	***۰/۹۰۹	۰/۰۰۰	***۰/۹۰۶	۰/۰۰۰
Constant	عرض از مبدأ	**۰/۱۶۰	۰/۰۲۴	**۰/۸۶۳	۰/۰۴۹
آزمون‌های تشخیصی مدل					
نام آزمون		مدل متقارن		مدل نامتقارن	
ضریب تعیین تعدیل شده (R^2)		۰/۸۷۵		۰/۸۹۵	
آماره دوربین-واتسون (D.W)		۱/۸۹۱		۱/۹۲۲	
آماره F (سطح احتمال)		۲۹۰/۶۱۱ (۰/۰۰۰)		۲۳۱/۷۹۶ (۰/۰۰۰)	

* علامت‌های *، ** و *** به ترتیب نشان‌دهنده معناداری در سطح ۱۰ درصد، ۵ درصد و ۱ درصد است.

بر اساس نتایج به دست آمده، کلیه ضرایب برآوردی با توجه به سطوح احتمال ارائه شده، در سطح اطمینان ۹۵ درصد (سطح خطای ۵ درصد) معنادار و علامت جبری آن‌ها از لحاظ مبانی نظری و مطالعات تجربی مطابق انتظار است. آزمون‌های تشخیصی در دو حالت مدل متقارن و نامتقارن نشان می‌دهد که مقدار ضریب تعدیل اصلاح شده این دو مدل به ترتیب مدل حدود ۸۸ و ۹۰ درصد به دست آمده است. بر این اساس می‌توان گفت که در مدل‌های متقارن و نامتقارن به ترتیب حدود ۸۸ و ۹۰ درصد از تغییرات مخارج دفاعی کشورهای اسلامی توسط متغیرهای مستقل، توضیح داده می‌شود. بنابراین، هر دو مدل از قدرت توضیح‌دهندگی بالایی برخوردار می‌باشند. بر اساس نتایج جدول (۸) مقدار آماره دوربین واتسون مدل متقارن و نامتقارن به ترتیب حدود ۱/۸۹ و ۱/۹۲ برآورد شده است. بنابراین، هر دو مدل، فاقد خودهمبستگی بین باقیمانده‌های معادله رگرسیونی می‌باشند. آماره F نیز که به منظور بررسی و آزمون معنادار بودن کل مدل برآوردی به کار می‌رود و فرضیه صفر

آن نشان دهنده صفر بودن همزمان ضریب تمام متغیرهای برآوردی است، نشان می دهد که فرضیه صفر این آزمون در هر دو مدل متقارن و نامتقارن رد و در نتیجه معناداری هر دو مدل پذیرفته می شود.

ج. یافته ها

اثر تولید ناخالص داخلی ($\ln(gdp)$) به عنوان شاخص درآمد و ثروت یک کشور، در هر دو مدل برآوردی متقارن و نامتقارن، مثبت و در سطح اطمینان ۹۹ درصد معنادار است. مقدار ضریب برآوردی این متغیر در مدل متقارن حدود ۱/۱۳ و در مدل نامتقارن حدود ۱/۱۴ برآورد شده است؛ به این معنا که یک درصد افزایش در شاخص درآمد با فرض ثبات سایر متغیرها، مخارج دفاعی را در کشورهای مسلمان صادرکننده نفت بین ۱/۱۴-۱/۱۳ درصد افزایش می دهد. با افزایش درآمد و ثروتمندتر شدن جوامع، نیاز به سیستم دفاعی پیچیده تر حس می شود. همچنین، از آنجایی که دفاع یک کالای عادی است، می توان انتظار داشت که درآمد بالاتر منجر به افزایش هزینه های نظامی و نظامی سازی بیشتر شود (دان و محمد^۱، ۱۹۹۵ و گل خندان، ۱۳۹۸). ضریب متغیر جمعیت کل ($\ln(pop)$) به عنوان شاخص اندازه کشور در هر دو مدل متقارن و نامتقارن، منفی و در سطح اطمینان ۹۹ درصد معنادار می باشد. مقدار ضریب برآوردی این متغیر در مدل متقارن حدود ۰/۲۹- و در مدل نامتقارن حدود ۰/۳۰- برآورد شده است؛ به این معنا که یک درصد افزایش در جمعیت به طور متوسط و با فرض ثبات سایر متغیرها، مخارج دفاعی را در کشورهای مسلمان صادرکننده نفت بین ۰/۳۰- ۰/۲۹ درصد کاهش می دهد. در این زمینه دو دیدگاه مخالف وجود دارد. برخی از دیدگاه های موجود (دیدگاه های دسته نخست) معتقدند که چون دفاع کالایی عمومی است، می بایست به لحاظ تحلیلی، رابطه ای مثبت با اندازه جمعیت کشوری که باید از آن دفاع شود، داشته باشد (دگر^۲، ۱۹۸۶). در مقابل، دیدگاه های دسته دوم اظهار می دارند که کشورهای بزرگ تر، به طور ذاتی و خودکار امنیت خودشان را تأمین می کنند. در مقابل، کشورهای کوچک، نمی توانند به یک ارتش بزرگ تکیه کنند و در نتیجه نیازمند به صرف هزینه های بیش تری برای تسلیحات با تکنولوژی بالا می باشند (دان و پیرلو-فریمن^۳، ۲۰۰۳). نتایج این مطالعه منطبق بر دیدگاه دوم می باشد. اثر متقارن قیمت حقیقی نفت خام ($\ln(oilp)$) بر مخارج دفاعی مثبت و در سطح اطمینان ۹۵ درصد معنادار می باشد. مقدار ضریب برآوردی این متغیر حدود ۰/۱۰ به دست آمده است؛ که نشان می دهد یک درصد افزایش (کاهش) در قیمت حقیقی نفت خام به طور متوسط و با فرض ثبات سایر متغیرها، مخارج دفاعی را در کشورهای مسلمان صادرکننده نفت حدود ۰/۱۰ افزایش (کاهش) می دهد. در مقابل، در مدل نامتقارن اثر تکانه های افزایشی قیمت نفت با اثر تکانه های کاهشی قیمت نفت متفاوت و مقدار این اثر گذاری برای تکانه های افزایشی از لحاظ جبری بزرگ تر است. بر این اساس یک درصد افزایش در قیمت حقیقی نفت خام ($\ln(oilp)^+$) با فرض ثبات سایر متغیرها، مخارج دفاعی را در کشورهای مسلمان صادرکننده نفت حدود ۰/۳۵ درصد افزایش و یک درصد کاهش در قیمت حقیقی نفت خام ($\ln(oilp)^-$) با فرض ثبات سایر متغیرها، مخارج دفاعی را در این کشورها حدود ۰/۱۸ درصد کاهش خواهد داد. این نتیجه به وضوح بیان گر اثر نامتقارن شوک های قیمتی نفت بر مخارج دفاعی است و نشان می دهد که مخارج دفاعی در کشورهای مورد مطالعه نسبت به شوک های افزایشی قیمت نفت (در قیاس با شوک های کاهشی قیمت نفت) واکنش بزرگ تری (حدود ۲ برابر) نشان می دهد. اثر متغیر مجازی عامل منطقه ای خاورمیانه (mid) در هر دو مدل متقارن و

¹Dunne & Mohammed

²Deger

³Dunne & Perlo-Freeman

نامتقارن، مثبت و در سطح اطمینان ۹۹ درصد معنادار است. مقدار ضریب برآوردی این متغیر در هر دو مدل متقارن و نامتقارن حدود ۰/۹۱ برآورد شده است. این نتیجه نشان می‌دهد که کشورهای مسلمان خاورمیانه نسبت به سایر کشورهای مسلمان نمونه از سطح بالاتری از مخارج دفاعی برخوردارند. توجه این نتیجه نیز به دلیل تنش‌های بالا، رقابت تسلیحاتی و منطقه‌ای، بحث امنیت انرژی و ... در بین کشورهای منطقه خاورمیانه می‌باشد. در برخی از مطالعات پانل و مقطعی، فاکتورهای منطقه‌ای برای کشورهای خاورمیانه در نظر گرفته شده است؛ تا اثر "همسایگی (مجاورت) بد" ^۱ یا "سرایت" ^۲ را در نظر بگیرند. به طور مثال دومن و مایزلس ^۳ (۱۹۸۸) و دان و پیرلو فریمن (۲۰۰۳) در مطالعات تجربی خود تأثیر عامل منطقه‌ای خاورمیانه را با اضافه کردن متغیر مجازی خاورمیانه به عوامل تعیین کننده هزینه‌های نظامی کشورهای در حال توسعه برآورد کرده‌اند. هر دو مطالعه نشان دهنده ضرایب برآوردی معنادار و مثبت برای این متغیر است؛ که اشاره به یک اثر سرایت (انتقال عمل افزایش مخارج نظامی) قوی برای کشورهای این منطقه با سطوح مختلف از درگیری‌های گوناگون داشته است.

نتیجه‌گیری و پیشنهادات

در راستای اثرپذیری مخارج دفاعی از قیمت نفت در کشورهای صارکننده نفت، پژوهش حاضر به بررسی اثر متقارن و نامتقارن شوک‌های قیمتی نفت بر مخارج دفاعی و امنیتی ۱۶ کشور مسلمان نفت خیز طی سال‌های ۲۰۲۱-۲۰۰۰ پرداخته است. به این منظور یک مدل رگرسیونی متقارن و یک مدل رگرسیونی نامتقارن در قالب داده‌های پانل برای این کشورها طراحی و از روش تجزیه و تحلیل داده‌های پانلی برای برآورد این مدل‌ها استفاده شده است. در این راستا متغیرهای تولید ناخالص داخلی سرانه (شاخص درآمد سرانه)، جمعیت کل (شاخص اندازه کشور) و متغیر مجازی کشورهای خاورمیانه (شاخص عامل منطقه‌ای) به عنوان متغیر کنترل وارد مدل شده‌اند. همچنین تفکیک شوک‌های مثبت و منفی قیمت نفت با استفاده از فیلتر HP انجام شده است. بعد از انجام آزمون‌های مانایی و هم‌انباشستگی پانل، با استفاده از آزمون اثرات بین روش‌های داده‌های پانل و پولینگ، روش داده‌های پانل انتخاب شد. به منظور برآورد مدل نیز با استفاده از آزمون هاسمن، برآوردگر اثرات ثابت به عنوان برآوردگر مناسب تعیین گردید. نتایج برآورد مدل متقارن نشان داد که اثر متقارن قیمت حقیقی نفت خام بر مخارج دفاعی مثبت و در سطح اطمینان ۹۵ درصد معنادار می‌باشد. بر این اساس یک درصد افزایش (کاهش) در قیمت حقیقی نفت خام به طور متوسط و با فرض ثبات سایر متغیرها، مخارج دفاعی را در کشورهای مسلمان صادرکننده نفت حدود ۰/۱۰ افزایش (کاهش) می‌دهد. در مقابل، در مدل نامتقارن اثر تکانه‌های افزایشی قیمت نفت با اثر تکانه‌های کاهش قیمت نفت متفاوت و مقدار این اثرگذاری برای تکانه‌های افزایشی از لحاظ جبری بزرگ‌تر است. بر این اساس یک درصد افزایش در قیمت حقیقی نفت خام با فرض ثبات سایر متغیرها، مخارج دفاعی را در کشورهای مسلمان صادرکننده نفت حدود ۰/۳۵ درصد افزایش و یک درصد کاهش در قیمت حقیقی نفت خام با فرض ثبات سایر متغیرها، مخارج دفاعی را در این کشورها حدود ۰/۱۸ درصد کاهش خواهد داد. بر اساس سایر نتایج، تولید ناخالص داخلی و متغیر مجازی کشورهای خاورمیانه اثر مثبت معنادار و جمعیت کل اثر منفی معنادار بر مخارج دفاعی کشورهای مورد مطالعه

¹Bad Neighbourhood

²Contagion

³Dommen & Maizels

در هر دو مدل متقارن و نامتقارن داشته است که نشان می‌دهد در بین کشورهای مورد مطالعه کشورهای ثروتمندتر، مستقر در منطقه خاورمیانه و جمعیت بالنسبه کوچک‌تر از مخارج دفاعی بالاتری برخوردارند. اهم نتایج این تحقیق و تأثیرگذاری قیمت نفت بر مخارج دفاعی و امنیتی کشورهای اسلامی صادرکننده نفت این موضوع را نشان می‌دهد که امنیت این کشورها تا حد قابل ملاحظه‌ای به درآمدهای حاصل از صادرات نفت خام وابسته است که میزان آن در اختیار این کشورها نیست و از طریق شرایط بازار جهانی نفت تعیین می‌گردد. این وضعیت باعث می‌شود که امنیت ملی کشورهای اسلامی صادرکننده نفت وابسته به عاملی باشد که خارج از کنترل مقامات دولتی آنهاست. از این رو حفظ امنیت این کشورها ایجاب می‌کند که در روش‌های تأمین بودجه مالی لازم برای مخارج دفاعی و امنیتی تجدیدنظر به عمل آید و در این خصوص به نحوی برنامه‌ریزی شود که نوسانات بازار نفت نتواند آن را تحت تأثیر قرار دهد. در این راستا استفاده از تجارب و اقدامات کشورهای موفق صادرکننده نفت در زمینه مدیریت صحیح منابع و جریان ورودی درآمدهای حاصل از منابع طبیعی می‌تواند راه‌گشا باشد. اعمال سیاست متنوع‌سازی صادرات، استفاده از صندوق ذخایر ارزی و بهبود فضای مالی نمونه‌ای از این اقدامات و تجارب موفق می‌باشند.

فهرست منابع

- اشرف‌زاده حمیدرضا و مهرگان نادر. (۱۳۸۷). *اقتصادسنجی پانل دیتا*. تهران: انتشارات نور علم.
- جعفری، محمد و گل‌خندان، ابوالقاسم. (۱۳۹۲). تحلیل عدم تقارن آثار کوتاه‌مدت و بلندمدت تکانه‌های قیمتی نفت بر چرخه‌های تجاری ایران: کاربردی از رهیافت غیرخطی هم‌انباشتگی پنهان. *تحقیقات توسعه اقتصادی*، شماره ۱۲، ۱۲۵-۱۵۳.
- صمدی، سعید؛ یحیی‌آبادی، ابوالفضل و معلمی، نوشین (۱۳۸۸). تحلیل تأثیر شوک‌های قیمتی نفت بر متغیرهای اقتصاد کلان در ایران. *پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی*، ۱۷(۵۲): ۵-۲۶.
- گل‌خندان، ابوالقاسم. (۱۳۹۶). تحلیل پویای رابطه منابع طبیعی و نظامی‌گری در کشورهای خاورمیانه. *مطالعات راهبردی سیاست‌گذاری عمومی*، ۲(۷): ۳۷-۱۹.
- گل‌خندان، ابوالقاسم. (۱۳۹۸). برآورد تابع تقاضای پویای مخارج دفاعی (مورد مطالعه: کشورهای سند چشم‌انداز ۱۴۰۴). *سیاست‌های راهبردی و کلان*، ۷(۲۶): ۱۸۶-۲۰۷.
- مولایی، محمد؛ گل‌خندان، ابوالقاسم و گل‌خندان، داوود. (۱۳۹۳). عدم تقارن آثار تکانه‌های نفتی بر رشد اقتصادی کشورهای صادرکننده نفت: کاربردی از رهیافت غیرخطی هم‌انباشتگی پانلی پنهان. *پژوهش‌نامه اقتصاد انرژی ایران*، ۳(۱۰)، ۲۰۱-۲۲۹.

هاشمی، هادی. (۱۳۸۴). جهان: فضای مالی چیست و چگونه ایجاد می‌شود؟ بورس، شماره ۹.

Abdlaziz, R., Naseem, N., Slesman, L. & Ahmed, Y. (2021). The Impact of Oil Price Shocks on the Military Expenditure of Selected MENA Oil Exporting Countries: Symmetric and Asymmetric Co-integration Analysis. *Iranian Economic Review*, 25(2), 219-235. doi: 10.22059/ier.2021.83447

Ali, H. E., & Abdellatif, O.A. (2015). Military Expenditure and Natural Resources: Evidence from Rentier States in the Middle East and North Africa. *Defence and Peace Economics*, 26(1), 5-13.

- Al-Mawali, M. (2015). Do Natural Resources of Rentier States Promote Military Expenditures? Evidence from GCC Countries. *Journal of Economic & Financial Studies*, 3(3), 49-53. doi: <https://doi.org/10.18533/jefs.v3i02.103>
- Bakirtas, T. & Akpolat, A. G. (2020). The Relationship between Crude Oil Exports, Crude Oil Prices and Military Expenditures in some OPEC Countries. *Resources Policy*, 67. <https://doi.org/10.1016/j.resourpol.2020.101659>
- Breusch, T. & Pagan, A. (1980). The LM Test and its Application to Model Specification in Econometrics, *Review of Economic Studies*, 47(1), 239-253. doi: <https://doi.org/10.2307/2297111>
- Degger, S. (1986). Economic Development and Defense Expenditure. *Economic Development and Cultural Change*, 179 -196.
- Dommen, E. & Maizels, A. (1988). The Military Burden in Developing Countries. *The Journal of Modern African Studies*, 26(3), 377-401.
- Dunne, J. P. & Mohammed, N. A. (1995). Military Spending in Sub-Saharan Africa: Some evidence for 1967–85. *Journal of Peace Research*, 32(3), 331-343.
- Dunne, J. P. & Perlo-Freeman, S. (2003). The demand for military spending in developing countries. *International Review of Applied Economics*, 17 (1), 23-48.
- Englund, C., Vincent, T. & Kopchick, C. (2023). The Effect of Crude Oil Price Changes on Civil Conflict Intensity in Rentier States (April 30, 2023). Available at SSRN: <https://ssrn.com/abstract=4464112> or <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.4464112>
- Erdoğan, S., Cevik, E. I. & Gedikli, A. (2020). Relationship between Oil Price Volatility and Military Expenditures in GCC Countries. *Environmental Science and Pollution Research*, 27(26). doi:10.1007/s11356-020-08215-3
- Farooq Arby, M. (2001), “Lung-run Trend, Business Cycles and Short-run Shocks in Real GDP”, State Bank of Pakistan, Working Paper, No. 101.
- Hoyos, R. E. & Sarafidis, V. (2006). Testing for Cross-Sectional Dependence in Panel Data Models. *Stata Journal*, 6(4), 484-496.
- Kao, C. (1999). Spurious Regression and Residual-Based Tests for Co-integration in Panel Data. *Journal of Econometrics*, 90, 1-44.
- Pedroni P. (2004). Panel Cointegration, Asymptotic and Finite Sample Properties of Pooled Time Series Tests with an Application to the PPP Hypothesis. *Econometric Theory*. 3, 597-625.
- Pesaran, M. H., Ullah, A. & Yamagata, T. (2008). A Bias-Adjusted LM test of Error Cross-Section Independence. *Econometric*, 11, 105-127. <https://doi.org/10.1111/j.1368-423X.2007.00227.x>
- 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. doi:10.15355/epsj.7.1.15
- Pesaran, M. H. (2004). General Diagnostic Tests for Cross Section Dependence in Panels. Cambridge Working Papers in Economics, No. 0435.
- SIPRI Yearbook (2017). Oil Price Shocks and Military Expenditure, Chapter: 9. Author(s): Nan Tian.
- Trung, K. D. (2021). Resource Curse or Rentier Peace? The Impact of Natural Resource Rents on Military Expenditure, *Resources Policy*, 1-10.