



ارزیابی اثر نوسان‌های قیمت نفت و شکاف تولید بر تراز تجاری اقتصاد ایران

مهدی یزدانی^۱
طاہره نور افروز^۲

تاریخ دریافت: ۱۳۹۴/۱/۲۳ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۴/۳/۲۴

چکیده

نوسان‌ها و تغییر قیمت نفت بر متغیرهای کلان اقتصادی در کشورهای جهان تأثیر گذاشته و اقتصاد کشورها را با چالشی جدی روبرو کرده است. این عامل موجب شده تا آن‌ها برای در امان ماندن از تأثیرهای منفی ناشی از این شوک‌ها، تدابیر مختلفی ببندیشند. همچنین بی‌ثباتی بازار نفت، برنامه‌ریزی و سیاست‌گذاری بلندمدت بر اساس درآمدهای نفتی در کشورهای صادرکننده نفت را ناممکن خواهد ساخت. هدف این مطالعه بررسی اثر نوسان‌های قیمت نفت بر تراز تجاری اقتصاد ایران طی دوره ۱۳۹۰-۱۳۵۷ با استفاده از تکنیک خود رگرسیونی با وقفه‌های گسترده است.

نتایج این مطالعه نشان می‌دهد که ضرایب مربوط به قیمت نفت و شکاف تولید در سطح ۹۵ درصد معنادار هستند و رابطه‌ی آن‌ها با تراز تجاری، منفی است. با این حال ضریب مربوط به اثر نرخ ارز بر تراز تجاری، مثبت و از لحاظ آماری در سطح ۹۹ درصد معنادار است. بر این اساس، با مشخص شدن رابطه‌ی بین قیمت نفت و تراز تجاری، سیاست‌گذاران می‌توانند استراتژی‌های مناسبی در مواجهه با نوسان‌های قیمت نفت اتخاذ کنند و در توسعه اقتصادی، تدوین برنامه اجتماعی، تنظیم بودجه‌های سالانه‌ی کشور و طراحی سیاست‌های مناسب برای حفظ تعادل و ثبات اقتصادی، از آن بهره ببرند.

واژه‌های کلیدی: تراز تجاری، قیمت نفت، شکاف تولید، نرخ ارز، روش ARDL.

طبقه بندی JEL: F32، F31، C32.

۱- استادیار اقتصاد بین‌الملل، دانشگاه شهید بهشتی، (نویسنده مسئول) Ma_yazdani@sbu.ac.ir
۲- کارشناس ارشد اقتصاد، گروه اقتصاد دانشگاه اشرافی اصفهانی، Noorafrooz2012@gmail.com

۱- مقدمه

قیمت نفت در طول چند دهه‌ی گذشته نوسانات چشمگیری داشته است. این نوسانات تأثیر گوناگونی بر اقتصاد کشورهای مختلف، اعم از صادرکنندگان و واردکنندگان نفت داشته است. اقتصاد کشور ایران نیز جدا از این امر نبوده است. آمار و اطلاعات موجود در کشور بیانگر این واقعیت است که صدور نفت خام برای سالیان متممادی باعث وابستگی اقتصاد کشور به درآمدهای ارزی حاصل از فروش نفت شده، به طوری که فعالیت‌های اقتصادی از جمله فعالیت بخش‌های صنعت، کشاورزی و خدمات به طور مستقیم و غیرمستقیم به صادرات و درآمد این محصول ارتباط پیدا نموده است. علاوه بر این درآمدهای نفتی، بخش قابل ملاحظه‌ای از درآمد دولت را تشکیل می‌دهد که با توجه به نقش دولت‌ها در کشورهای در حال توسعه، این وابستگی تشدید می‌شود.

همچنین از آنجا که قیمت و مقدار فروش نفت در این اقتصادها یک متغیر برون‌زا تلقی می‌شود و تعیین میزان آن خارج از حیطه اقتصاد ملی قرار داشته و از سوی دیگر فعالیت‌های کلان اقتصادی نسبت به شوک‌های نفتی از حساسیت ویژه‌ای برخوردارند، لذا هرگونه نوسان در آن می‌تواند اقتصاد ملی را تحت تأثیر قرار دهد. از جمله نوسانات، تغییرات در شاخص قیمت کالا و خدمات، سطح تولید که تا اندازه زیادی تحت تأثیر فعالیت بخش‌های دولتی قرار دارد، تغییرات در هزینه‌های تولید، تغییر در تراز تجاری و تغییر در نرخ ارز است (نعمت‌اللهی و طباطبایی، ۱۳۹۰).

از طرف دیگر، قیمت بالای نفت منجر به انتقال درآمد از کشورهای واردکننده به کشورهای صادرکننده می‌شود. این انتقال تغییراتی را در تراز تجاری بین کشورها، حجم بدهی‌های خارجی، تراز پرداخت‌ها، نرخ تورم و نرخ ارز به وجود می‌آورد (بالکار و همکاران^۱، ۲۰۰۷). علاوه بر این افزایش در قیمت‌های بین‌المللی نفت، باعث پیدا شدن یک کاهش در رفاه و رشد اقتصادی می‌شود (کوس و همکاران^۲، ۲۰۰۶). طبیعتاً هرچه افزایش قیمت نفت و مدت تداوم آن بیشتر باشد، اثرات آن بر اقتصاد کلان بیشتر خواهد بود.

کشورهای صادرکننده نفت نیز همانند کشورهای مصرف‌کننده نفت از عواقب و اثرات بحران‌های نفتی در امان نیستند. اگر چه افزایش قیمت نفت به دلیل سیستم‌های حمایتی در بخش انرژی در برخی کشورها، تنها تحریک‌کننده طرف تقاضاست، اما معمولاً در کشورهای صادرکننده آن، سبب تحریک هر دو طرف عرضه و تقاضا می‌شود. در نتیجه کشورهای صادرکننده نفت با وجود ثروت طبیعی فراوان و درآمدهای کلانی که از این منبع به دست می‌آورند، هنوز به رشد اقتصادی مطلوب و توسعه دست نیافته‌اند. برخی از محققان، ثروت نفت و افزایش درآمدهای حاصل از اجاره یا فروش آن را بلایی برای این کشورها دانسته‌اند.

از سوی دیگر، افزایش قیمت نفت بر تراز تجاری کشورهای صادرکننده نفت می‌تواند اثری نامطلوب را به همراه داشته باشد؛ زیرا اگر چه افزایش قیمت نفت منجر به افزایش درآمدهای ارزی از محل صادرات نفت می‌گردد، ولی در مقابل برای کشورهایی که واردکننده عمده‌ی فرآورده‌های نفتی مانند بنزین و محصول‌های نیمه‌صنعتی و صنعتی از کشورهای دیگر هستند، افزایش قیمت نفت می‌تواند منجر به افزایش خروج ارز از کشور و کسری در تراز تجاری گردد (آکانی^۳، ۲۰۰۷).

به طور کلی بهبود در تراز تجاری کشورهای صادرکننده نفت وابسته به افزایش درآمدهای نفتی است، اما برای اقتصادهای واردکننده نفت، شوک قیمت نفت به طور کلی به تراز تجاری صدمه می‌زند. علاوه بر این، انتقال به سمت نفت وارداتی گران، آسیب‌پذیری کشورها را برای شوک غیرقابل کنترل کالا افزایش می‌دهد (لی^۴، ۲۰۱۱). یک علیت یک طرفه بین نفت خام و تغییرات نرخ ارز وجود دارد، از طرف دیگر یک رابطه بسیار قوی بین قیمت کالاهای وابسته به قیمت نفت با بازار نرخ ارز وجود دارد. به این ترتیب استفاده بیشتر از نهاده‌های مبتنی بر مواد نفتی باعث نوسانات بیشتر در تغییرهای نرخ ارز می‌شود (هاری و همکاران^۵، ۲۰۰۸). در واقع قیمت نفت منبعی غالب از حرکات نرخ ارز واقعی است؛ بنابراین، یک رابطه بلندمدت و مثبت بین قیمت واقعی نفت و نرخ ارز واقعی وجود دارد (نیکبخت^۶، ۲۰۱۰).

علاوه بر این اشاره می‌شود که تغییرات عمده و کلی در رشد اقتصادی، نرخ ارز، قیمت کالا، شکاف تولید، رفاه، بحران اقتصادی جهانی و کسری تجاری به دلیل نوسان‌های قیمت نفت به وجود می‌آیند (سانچز^۷، ۲۰۱۱)؛ اما خود قیمت نفت با توجه به عوامل بسیاری مانند تقاضا برای نفت در بازارهای بین‌المللی تعیین می‌شود. همچنین بین قیمت بالای نفت و مصرف نفت و تولید نیز علیت وجود دارد (گالو و همکاران^۸، ۲۰۱۰). به طور کلی، واضح است که اقتصادهای واردکننده نفت تحت تأثیر منفی افزایش قیمت نفت قرار می‌گیرند (ملک، ۲۰۰۸).

بر این اساس، ادامه‌ی این مقاله این‌گونه طرح‌ریزی شده است که در بخش دوم به ادبیات نظری پژوهش پرداخته می‌شود. بخش سوم مقاله شامل شواهدی آماری و حقایق آشکار شده در زمینه مسأله تحقیق در اقتصاد ایران است و در بخش چهارم، الگو، داده‌ها و روش تخمین معرفی می‌شوند. بخش پنجم مقاله به نتایج تجربی می‌پردازد و در پایان بخش ششم، به نتیجه‌گیری پرداخته می‌شود.

۲- ادبیات پژوهش

به طور کلی، ادبیات نظری موجود در زمینه نوسان‌های قیمت نفت و اثرات آن بر تراز تجاری، پنج ساز و کار را برای انتقال شوک‌های قیمتی نفت به حساب جاری شامل سازوکار سمت عرضه، سازوکار سمت تقاضا، ساز و کار سیاست‌های پولی، ساز و کار تجاری و ساز و کار ارزش‌گذاری را شناسایی کرده‌اند. اثربخشی و سطح عملکرد هر ساز و کار خاص به سطح توسعه اقتصادی هر کشور و این که آیا کشور مورد نظر یک کشور واردکننده نفت یا صادرکننده نفت است، بستگی دارد.

ساز و کار سیاست پولی به عنوان پاسخی سیستماتیک و قابل انتظار توسط مقامات پولی برای تمایل شوک‌های قیمتی نفت به افزایش فشارهای رکودی در یک اقتصاد مطرح شده است. در نتیجه، رکودها باعث می‌شوند که بتوان با ثابت نگه‌داشتن نرخ بهره از هزینه‌های بالاتر تورم جلوگیری کرد (برنانکه و همکاران^۹، ۱۹۹۷). از طرف دیگر، ساز و کار تجاری از طریق تغییرات در مقدار و قیمت کالاهای صادراتی و وارداتی بحث را پیگیری می‌کند و آن را در حساب جاری منعکس می‌کنند. از طرف دیگر، ساز و کار ارزش‌گذاری از

طریق تغییر در کل تفاضل بازگشت دارایی بحث را بیان می‌کند و آن را در جریان درآمد و در تغییرهای ارزش‌گذاری انعکاس می‌دهد (کیلیان و همکاران^۹، ۲۰۰۸).

تراز تجاری یکی از پارامترهای بین‌المللی اقتصاد است که در تجارت بین‌الملل از مفاهیم اصلی است. اولین معامله اقتصادی که در سطح بین‌المللی به وقوع پیوسته، معامله کالا به کالا بوده است که با انجام آن، تجارت و تراز تجاری مفهوم می‌یابد. در طی دهه ۱۹۵۰ و ۱۹۶۰ که نظریه‌ها در علم اقتصاد کلان شکل می‌یافتند، چون اکثر معاملات اقتصادی خارجی به تجارت کالا مختص بوده، لذا الگوهای اقتصادی تنها تراز تجاری را به عنوان عامل تحلیل در بخش خارجی مدنظر قرار داده‌اند. در طی فرآیند توسعه اقتصاد جهانی، با نزدیکی اقتصادها و به وجود آمدن بازارهای بین‌الملل، معامله‌های اقتصادی کشورها فراتر از مبادله‌های کالایی رفته و معامله‌های مالی، سرمایه‌گذاری خارجی، تجارت خدمات و گردشگری به عنوان بخش‌های عمده در بعد خارجی را شامل شد. تحول دیگر در ارتباط با بخش خارجی آن بود که کشورها به مرور نظام تثبیت نرخ ارز را رها کرده و اکثر کشورها به نوعی نظام ارزی «انعطاف‌پذیر مدیریت شده» را اتخاذ کردند. همراه با کنار نهاده شدن نظام تثبیت نرخ ارز، پیچیدگی روابط تجاری، حضور گسترده بخش خصوصی در تجارت و نیز دخالت کم‌رنگ‌تر دولت‌ها، شرایطی فراهم کرد که تشخیص عدم موازنه تراز پرداخت بادی‌های برنجی معیار مبادله‌های مستقل، جبرانی، روش مبادله‌های اساسی و روش تسویه رسمی را با مشکل روبرو و در شرایطی غیرممکن شد؛ اما تجارت کالایی به عنوان پایه و مبنای موقعیت اقتصاد ملی یک کشور همچنان مطرح است. اگر تجارت بین‌المللی کالا در یک کشور در سطح قابل توجهی نباشد آن کشور زمینه‌ی جذب سرمایه‌های خارجی و نیز ارائه خدمات را در سطح بین‌المللی نخواهد داشت. بنابراین، تراز تجاری مهم‌ترین پارامتر در بخش خارجی اقتصاد گردیده و به صورت مبنایی برای سیاست‌گذاری در این بخش مدنظر قرار دارد، به طوری که تراز تجاری به عنوان یکی از مناقشه‌آمیزترین مباحث در مبادله‌های اقتصادی در سطح بین‌المللی، منطقه‌ای و دوجانبه در روابط بازرگانی مطرح شده است (معاونت برنامه‌ریزی و بررسی‌های اقتصادی، ۱۳۸۸).

از سوی دیگر، تراز تجاری به عنوان یکی از ابزارهای سیاستی در بعد خارجی اقتصاد در غالب استراتژی‌ها و برنامه‌های توسعه قرار دارد. ایران کشوری است که مهم‌ترین ویژگی بخش خارجی آن حضور نفت به عنوان عمده‌ترین کالای صادراتی است. با توجه به این که منابع حاصل از صادرات به واردات اختصاص می‌یابد، این مشخصه که بخش عمده‌ی صادرات، صادرات نفتی است، بخش خارجی در اقتصاد ایران را به صورت خاص تحت تأثیر قرار داده است، به طوری که عدم تعادل در این بخش از یک طرف توسط درآمدهای نفتی می‌تواند جبران شود و از طرف دیگر به دلیل غیرقابل‌پیش‌بینی بودن درآمدهای ارزی، همراه با کاهش و یا افزایش قیمت نفت و درآمدهای نفتی، عدم تعادل‌های غیرمنتظره‌ای ایجاد می‌شود. بنابراین، از مشخصه‌های بارز بخش خارجی ایران وابستگی شدید به درآمدهای نفتی است.

سهم نفت از درآمدهای ارزی کشور و یا به عبارت دیگر سهم صادرات نفتی از کل صادرات کشور در سال‌های گذشته به طور میانگین ۸۰ درصد بوده است (همان منبع). به این ترتیب، درآمد نفتی مهم‌ترین بخش از درآمدهای ارزی اقتصاد ایران به حساب می‌آید. پس نوسان‌های قیمت جهانی نفت اثر قابل‌ملاحظه و غیرقابل

اغماضی در درآمدهای ارزی و تعادل‌بخش خارجی اقتصاد دارد. قیمت نفت تحت تأثیر عوامل خارجی بیرون از حوزه‌ی نفوذ سیاست‌های اقتصادی و سیاسی داخلی تعیین می‌شود. مهم‌ترین عوامل موثر بر قیمت نفت عوامل اقتصادی، عوامل انحصاری و عوامل سیاسی هستند. عوامل اقتصادی، عرضه و تقاضای نفت و هزینه تولید این فرآورده را شامل می‌شود. عوامل انحصاری به الزامات مشارکت در چارچوب اوپک در تنظیم بازار و مشارکت با شرکت‌های بزرگ نفتی در فرآیند تولید و عرضه نفت اشاره دارد. به علاوه، عوامل سیاسی از برخورد‌های سیاسی کشورهای تولیدکننده و مصرف‌کننده و تلاش آن‌ها برای حفظ منافع خود در این عرصه ناشی می‌شود. با عنایت به این مجموعه عوامل، درآمد حاصل از صدور نفت بسیار نامطمئن و غیرقابل‌پیش‌بینی است و نوسان‌های درآمد نفتی، درآمدهای ارزی و بخش خارجی اقتصاد را به طور غیرمنتظره‌ای متأثر می‌سازد. اثر نوسان‌های درآمد نفتی (قیمت نفت) بر تراز تجاری به این صورت است که افزایش ناگهانی درآمدهای نفتی، صادرات را به یک باره افزایش داده و تراز تجاری را در جهت مثبت سوق داده و در مقابل کاهش درآمد نفتی، صادرات را تقلیل داده و تراز تجاری را به سمت منفی هدایت می‌کند.

از سوی دیگر افزایش قیمت نفت بر تراز تجاری کشورهای صادرکننده نفت می‌تواند اثری نامطلوب را به همراه داشته باشد، زیرا اگرچه افزایش قیمت نفت منجر به افزایش درآمدهای ارزی از محل صادرات نفت می‌گردد، ولی در مقابل برای کشورهایی که واردکننده عمده‌ی فرآورده‌های نفتی مانند بنزین و محصول‌های نیمه‌صنعتی و صنعتی از کشورهای دیگر هستند، افزایش قیمت نفت می‌تواند منجر به افزایش خروج ارز از کشور و کسری در تراز تجاری گردد (نعمت‌الهی و همکاران، ۱۳۸۸).

ایجاد یک شوک مثبت کوتاه‌مدت در قیمت نفت اثر مثبت شدیدی در واردات می‌گذارد و واردات را افزایش می‌دهد، اما در بلندمدت هر چند این اثر مثبت همچنان وجود دارد، ولی به تدریج کاهش می‌یابد، زیرا در کوتاه‌مدت با افزایش قیمت نفت از یک سو درآمدهای ارزی افزایش می‌یابد و از سوی دیگر افزایش قیمت نفت باعث افزایش عرضه پول و در نتیجه افزایش تقاضا می‌شود که در مجموع این دو عامل زمینه افزایش واردات کالا به کشور را ایجاد می‌نماید، اما در بلندمدت با کاهش درآمدهای ارزی، واردات و در نتیجه ارزش اسمی واردات کاهش می‌یابد و از سوی دیگر شاخص قیمت‌ها افزایش می‌یابد که در مجموع این دو عامل باعث کاهش ارزش حقیقی واردات می‌شود (صمدی و همکاران، ۱۳۸۸).

همچنین هرچه افزایش قیمت نفت و مدت تداوم آن بیشتر باشد، اثرهای آن بر اقتصاد کلان بیشتر خواهد بود. کشورهای صادرکننده نفت نیز همانند کشورهای مصرف‌کننده نفت از عواقب و اثرات بحران‌های نفتی در امان نیستند. افزایش قیمت نفت در کشورهای صادرکننده آن، سبب تحریک هر دو طرف عرضه و تقاضا می‌شود، اما به دلیل سیستم‌های حمایتی در بخش انرژی در برخی کشورها، تنها تحریک‌کننده طرف تقاضاست. افزایش ناگهانی قیمت نفت تأثیرهای مهمی، (ترقی سطح قیمت‌ها، افزایش واردات و ایجاد بیماری هلندی) در اقتصاد این کشورها می‌گذارد. کشورهای صادرکننده نفت با وجود ثروت طبیعی فراوان و درآمدهای کلانی که از این منبع به دست می‌آورند، هنوز به رشد اقتصادی مطلوب و توسعه دست نیافته‌اند.

برخی از محققان، ثروت نفت و افزایش درآمدهای حاصل از اجاره یا فروش آن را بلایی برای این کشورها دانسته‌اند (آکانی، ۲۰۰۷).

به طور کلی افزایش درآمدهای نفتی تحت شرایطی می‌تواند سبب بهبود در تراز تجاری کشورهای صادرکننده نفت شود، اما برای اقتصادهای واردکننده نفت، شوک قیمت نفت به طور کلی به تراز تجاری صدمه می‌زند (لی، ۲۰۱۱).

اهمیت تأثیر شوک‌های نفتی بر اقتصاد کشورها، نه تنها نقطه نظرهای مختلفی را در متون اقتصادی مطرح ساخته، بلکه انجام تحقیقاتی را نیز به دنبال داشته است که می‌توان به تحقیق‌های زیر اشاره نمود.

جدول (۱): پیشینه پژوهش (مطالعه‌های داخلی)

| پژوهشگر | عنوان پژوهش | نتایج |
|--------------------------|---|---|
| مهرآور و اسکویی (۱۳۸۵) | بررسی اثرات پویای تکانه‌های نفتی بر اقتصاد چهار کشور صادرکننده نفت (ایران، اندونزی، کویت و عربستان سعودی) با استفاده از اطلاعات سال‌های ۲۰۰۳-۱۹۶۰ | درجه برون‌زایی قیمت نفت در عربستان و کویت نسبت به ایران و اندونزی پایین‌تر است. همچنین تکانه قیمت نفت مهم‌ترین منبع نوسان‌های تولید ناخالص داخلی و واردات در عربستان و ایران است، درحالی‌که در اندونزی تکانه واردات اصلی‌ترین منبع تغییرهای این دو متغیر است. |
| خوش‌اخلاق و موسوی (۱۳۸۵) | بررسی اقتصاد ایران در صورت بروز شوک درآمدی نفت با استفاده از الگوی تعادل عمومی محاسبه‌پذیر | که با وقوع یک شوک ۵۰ درصدی افزایش درآمدهای حاصل از فروش نفت، بخش‌های قابل مبادله به ویژه کشاورزی و صنعت تضعیف و بخش ساختمان به عنوان بخش غیرقابل مبادله تقویت می‌گردد و سرانجام علائمی از بیماری هلندی در ایران به هنگام شوک‌های نفتی دیده شد. |
| بهبودی و همکاران (۱۳۸۸) | تأثیر بی‌ثباتی قیمت نفت بر تولید ناخالص داخلی در ایران | بر اساس توابع عکس‌العمل آنی، تکانه‌ی قیمت نفت تأثیر منفی بر تولید داشته و در کل دوره‌ی مورد بررسی آن را پایین‌تر از سطح دائمی خود قرار می‌دهد. در بلندمدت متغیر قیمت نفت تأثیر مثبت و بی‌ثباتی قیمت نفت تأثیر منفی بر تولید ناخالص داخلی داشته‌اند |

منبع: یافته‌های پژوهشگر

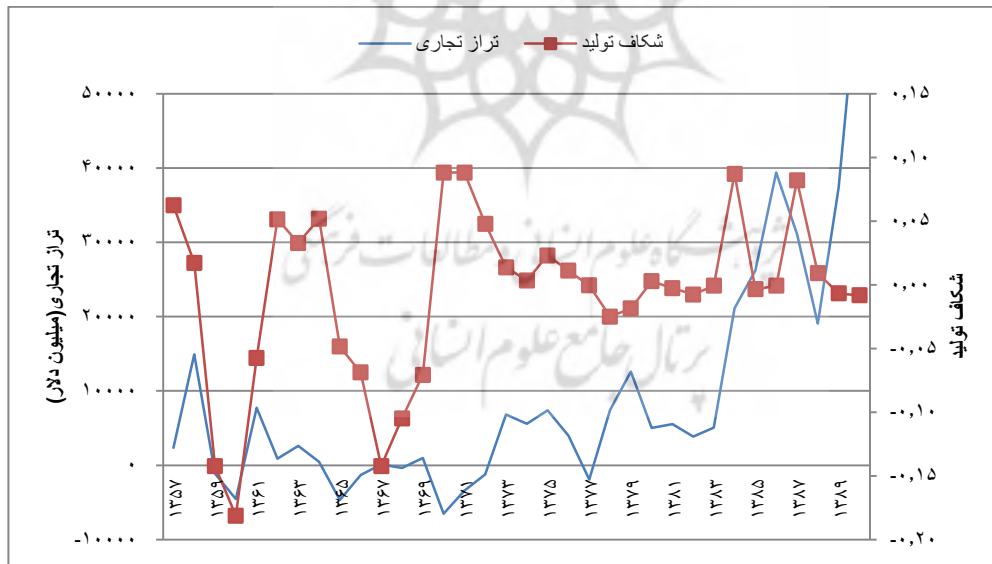
جدول (۲): پیشینه پژوهش (مطالعه‌های خارجی)

| پژوهشگر | عنوان پژوهش | نتایج |
|--------------------------------|---|--|
| سیدا انام حسن و همکاران (۲۰۱۲) | بررسی جهت علیت بین تراز تجاری و شوک‌های قیمت نفت در پاکستان برای دوره ۱۹۷۵-۲۰۱۰ | نتایج نشان داده‌اند که رابطه منفی و معناداری بین قیمت نفت، نرخ ارز و تراز تجاری در پاکستان وجود دارد |
| لی (۲۰۱۱) | بررسی تأثیر شوک‌های قیمت نفت بر عدم توازن تجاری دو کشور آسیایی سنگاپور و ژاپن برای دوره ۱۹۹۹-۲۰۱۱ | نتایج یک رابطه علت و معلولی بین قیمت نفت و عدم توازن تجاری را نشان می‌دهند. |
| ایفونینگ و همکاران (۲۰۱۰) | بررسی رابطه میان شوک قیمت نفت و تراز حساب جاری کشور نیجریه سال‌های ۲۰۰۸-۱۹۷۰ | نتایج نشان می‌دهد که شوک قیمت نفت در کوتاه‌مدت اثر قابل توجهی بر تراز حساب جاری دارد. |

منبع: یافته‌های پژوهشگر

۳- حقایق آشکار شده

همان‌طور که از نمودارهای زیر پیداست، بیشترین تأثیر را قیمت نفت بر تراز تجاری دارد و با بالا رفتن قیمت نفت تراز تجاری نیز افزایش می‌یابد.



نمودار (۱). نوسان‌های قیمت نفت، تراز تجاری و شکاف تولید طی دوره (۱۳۹۰-۱۳۵۷)

منبع: بانک مرکزی، اوپک و یافته‌های پژوهشگر

۴- الگو، داده‌ها و روش پژوهش

یکی از اصلی‌ترین عناصر برای برآورد یک الگو، دسترسی به آمارها و اطلاعات معتبر است. آمارهای مورد استفاده این مطالعه از مرکز آمار ایران و بانک مرکزی ایران به صورت سری زمانی برای دوره زمانی ۱۳۵۷ تا ۱۳۹۰ جمع‌آوری شده است.

جدول (۳): متغیرها و توصیف آن‌ها

| منبع داده‌ها | توصیف | واحد اندازه‌گیری | متغیرها |
|--|---|------------------|------------|
| بانک مرکزی ایران | تفاوت خالص صادرات و واردات یک کشور | میلیون دلار | تراز تجاری |
| اوپک | قیمت نفت یک متغیر برون‌زا تلقی می‌شود و تعیین میزان آن خارج از حیطه اقتصاد ملی قرار دارد. | دلار/بشکه | قیمت نفت |
| بانک مرکزی ایران | ارزش پول خارجی به داخلی | ریال/دلار | نرخ ارز |
| بانک مرکزی و محاسبات پژوهش ^{۱۰} | تفاوت بین تولید واقعی و تولید بالقوه به صورت درصد | %GDP | شکاف تولید |

منبع: یافته‌های پژوهشگر

لگوی اولیه مورد بررسی در این مطالعه به صورت زیر تصریح شده است:

$$LnTB_t = \beta_0 + \beta_1 LnOP_t + \beta_2 LnOG_t + \beta_3 LnER_t + u_t \quad (1)$$

که در این الگو TB: تراز تجاری، OG: شکاف تولید، ER: نرخ ارز رسمی، OP: قیمت نفت و u جزء اخلاص است.

استفاده از الگوهایی مانند الگوی خود توضیح با وقفه‌های گسترده (ARDL) با حفظ پویایی کوتاه‌مدت موجود بین متغیرها به تخمین ضرایب با دقت بیشتر کمک خواهد نمود، ضمن آن که به کمک این الگو می‌توان علاوه بر تخمین رابطه تعادلی بلندمدت، به تخمین الگوی تصحیح خطا (ECM) که نوسانات کوتاه‌مدت متغیرها را به مقادیر تعادلی بلندمدت آن‌ها ارتباط می‌دهد، اقدام نمود. در الگوی خود توضیح با وقفه‌های گسترده تنها با تعیین وقفه‌های مناسب برای متغیرها می‌توان الگوی مناسب را بدون پیش‌داوری و استفاده از نظریه‌های اقتصادی انتخاب کرد. همچنین علی‌رغم آن که وجود هم‌جمعی بین مجموعه‌ای از متغیرهای اقتصادی نه تنها به این مفهوم است که یک رابطه تعادلی بلندمدت بین این متغیرها وجود دارد، بلکه می‌توان با استفاده از روش OLS بدون نگرانی از وجود متغیرهای نا پایا در الگو برآوردی سازگار از ضرایب الگو را به دست آورد.

به پیروی از روش پسران و همکاران (۲۰۰۱)، نمونه خود رگرسیون برداری را می‌توان به صورت زیر تصریح کرد:

$$Z_t = \mu + \sum_{i=1}^p \beta_i Z_{t-i} + \varepsilon_t \quad (۲)$$

که در آن برداری از هر دو متغیر X_t و Y_t است، که Y_t تراز تجاری به عنوان متغیر وابسته تعریف شده است (LnTB) و X_t ماتریسی از متغیرهای توضیحی به عنوان مثال، قیمت نفت (LnOP)، نرخ ارز (LnER) و شکاف تولید (LnOG) است.

بر طبق روش پسران و همکاران (۲۰۰۱)، تابع تراز تجاری می‌تواند با استفاده از نمونه تصحیح خطای غیر مقید (UECM) زیر تخمین زده شود:

$$\begin{aligned} \Delta \text{LnTB}_t &= \beta_0 + \beta_1 \text{LnTB}_{t-1} + \beta_2 \text{LnOP}_{t-1} + \beta_3 \text{LnOG}_{t-1} + \beta_4 \text{LnER}_{t-1} \\ &+ \sum_{i=1}^p \beta_5 \Delta \text{LnTB}_{t-i} + \sum_{i=1}^q \beta_6 \Delta \text{LnOP}_{t-i} + \sum_{i=1}^r \beta_7 \Delta \text{LnOG}_{t-i} \\ &+ \sum_{i=1}^s \beta_8 \Delta \text{LnER}_{t-i} + u_t \end{aligned} \quad (۳)$$

با توجه به این که متغیرهای بحث شده در چارچوب نظری ارائه شده ممکن است از نظر مانایی درجات مختلفی داشته باشند، بهترین روش برای تخمین نمونه در این حالت استفاده از روش خود بازگشت با وقفه‌های توزیعی (ARDL) است. در این روش برای آزمون وجود رابطه بلندمدت بین متغیرهای الگو از آماره $t = \frac{\sum_{i=1}^p \hat{\phi}_i - 1}{\sum_{i=1}^p s_{\hat{\phi}_i}}$ استفاده می‌شود. شرط وجود رابطه بلندمدت بین متغیرهای الگو، این است که قدر مطلق آماره فوق، از کمیت ارائه شده توسط بنرجی، دولادو و مستر (۱۹۹۸) بزرگ‌تر باشد.

برای بررسی رابطه بلندمدت می‌توان از آزمون کرانه‌های پسران، شین و اسمیت (۲۰۰۱) مبتنی بر رویکرد تخمین نمونه تصحیح خطای غیر مقید (UECM) شامل رابطه پویا و رابطه تعادلی بلندمدت نیز استفاده کرد. در این روش وجود رابطه بلندمدت بین متغیرهای تحت بررسی، توسط محاسبه آماره F مربوط به معناداری سطوح با وقفه متغیرها در فرم تصحیح خطا آزمون می‌شود. باید توجه داشت که توزیع F غیراستاندارد است. اگر آماره F محاسباتی در خارج از این مرز قرار گیرد، یک تصمیم قطعی بدون نیاز به دانستن این که متغیرها $I(0)$ یا $I(1)$ باشند، گرفته می‌شود. در این صورت اگر F محاسباتی فراتر از محدوده بالایی قرار بگیرد، فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود رابطه بلندمدت رد می‌شود و اگر پایین‌تر از محدوده پایینی قرار گیرد، فرضیه صفر مذکور رد نمی‌شود. بعد از اطمینان از وجود رابطه بلندمدت در الگو، می‌توان تصریح ARDL را با استفاده از وقفه‌هایی که توسط شوارتز-بیزین تعیین می‌شود، برآورد کرد.

۵- نتایج تجربی

اولین اصل در برآورد الگوی رگرسیونی، زمانی که از داده‌های سری زمانی استفاده می‌شود، بررسی مانایی متغیرهاست و با توجه به این که اکثر متغیرهای سری زمانی کلان اقتصادی نا مانا هستند، باید نسبت به مانایی متغیرها اطمینان حاصل نمود. به این منظور، متغیرهای مورد بررسی در این مطالعه، با استفاده از آزمون ریشه واحد دیکی- فولر تعمیم‌یافته (ADF)، مورد آزمون قرار گرفته‌اند و درجه هم‌جمعی آن‌ها مشخص شده است. جدول (۴)، نتایج آزمون ریشه واحد دیکی فولر برای سطح داده‌ها و تفاضل مرتبه اول آن‌ها را نشان می‌دهد.

جدول (۴): نتایج آزمون ADF بر سطح و تفاضل مرتبه اول متغیرها

| نتیجه | با عرض از مبدأ و روند | | با عرض از مبدأ | | متغیر |
|---------|-----------------------|-------|----------------|-------|-------|
| | مقدار بحرانی | آماره | مقدار بحرانی | آماره | |
| نا مانا | -۳/۵۳۱ | -۳/۱۸ | -۳/۵۴۴ | -۳/۰۸ | LnTB |
| مانا | -۳/۵۲۳ | -۵/۲۴ | -۳/۵۱۳ | -۵/۱۰ | LnOP |
| نا مانا | -۳/۵۱۴ | -۱/۸۶ | -۳/۵۲۳ | ۰/۰۷۸ | LnER |
| مانا | -۳/۵۲۲ | -۳/۸۲ | -۳/۵۲۶ | -۳/۸۹ | LnOG |
| مانا | -۳/۵۲۳ | -۳/۹۱ | -۳/۳۲ | -۳/۳۱ | DLnTB |
| مانا | -۳/۵۲۳ | -۵/۴۱ | -۳/۵۱۳ | -۵/۶۳ | DLnER |

منبع: یافته‌های پژوهشگر

همان‌طور که در جدول (۴) مشاهده می‌شود، نتایج آزمون ADF برای متغیرهای شکاف تولید و قیمت نفت، ایستا و برای تراز تجاری و نرخ ارز، نا ایستایی در سطح را نشان می‌دهد. همچنین می‌توان نتیجه گرفت که تفاضل مرتبه اول متغیرهای نا ایستا، ایستا شده‌اند و فرضیه صفر مبنی بر وجود ریشه واحد برای تفاضل مرتبه اول داده‌ها، رد می‌شود؛ بنابراین درجه جمعی این دو متغیر، یک $I(1)$ است. از آن جایی که درجه جمعی متغیرها متفاوت است و کلیه متغیرها $I(1)$ نیستند، نمی‌توان از روش یوهانسن- جوسیلیوس استفاده کرد. همچنین باید به این نکته نیز اشاره کرد که ماه^{۱۱} (۲۰۰۰) معتقد است که روش‌های هم‌جمعی انگل گرنجر (۱۹۸۷)، یوهانسن (۱۹۸۸) و یوهانسن- جوسیلیوس (۱۹۹۰) در نمونه‌هایی با حجم کم قابل‌اتکا نیستند. در این حالت می‌توان از روش خود توضیح برداری با وقفه‌های گسترده (ARDL) برای بررسی رابطه پویای بلندمدت و تصحیح خطا استفاده کرد. با استناد به طول وقفه بهینه، معادله اصلی با استفاده از نرم‌افزار میکروفیت^{۱۲} برآورد شده و نتایج برآورد در جدول زیر ارائه شده است.

جدول ۵- نتایج برآورد الگوی تصحیح خطای غیر مقید (متغیر وابسته، LnTB)

| نتیجه | آماره t | ضریب | متغیر |
|----------------------|---------|---------------|----------------------|
| بی‌معنا | -۰/۸۳ | -۰/۵۶ | LnOG _{t-1} |
| معنادار | ۴/۶۷ | ۰/۳۷ | LnTb _{t-1} |
| معنادار | ۲/۲۳ | ۰/۰۷۵ | LnOP _{t-1} |
| معنادار | ۳/۱۱ | ۰/۰۴۷ | LnOP _t |
| معنادار | ۴/۲۱ | ۰/۴۵ | LnER _t |
| بی‌معنا | -۰/۹۸ | -۰/۰۶۷ | DLnOG _{t-1} |
| معنادار | ۲/۷۷ | ۰/۷۷ | DLnER _{t-1} |
| بی‌معنا | -۰/۷۸ | -۰/۰۴۳ | DLnOP _{t-1} |
| معنادار | ۳۷ | -۱/۵۴ | C |
| R ² =۰/۷۳ | | F=۶/۹۸ (۰/۰۰) | DW=۲/۲۳ |

منبع: یافته‌های پژوهشگر

پس از برآورد رگرسیون فوق، جهت حصول اطمینان از وجود رابطه بلندمدت، قید زیر اعمال می‌شود.

$$H_0: \phi_1 = \phi_2 = \phi_3 = 0 \quad (۴)$$

آماره آزمون به دست آمده از اعمال قید فوق بر الگو، برابر با ۵/۵۴ است. بدون توجه به این که متغیرهای مذکور I(0) یا I(1) هستند، آماره مذکور دارای توزیع نرمال نیست. از این رو با مقادیر بحرانی ارائه شده توسط پسران، شین و اسمیت (۲۰۰۱) مقایسه می‌شود. با توجه به این که آماره‌ی محاسباتی آزمون، بیشتر از حد بالای مقادیر بحرانی است، فرضیه عدم وجود رابطه بلندمدت میان متغیرهای الگو رد می‌شود. پس از اطمینان از وجود رابطه بلندمدت، الگوی پویای ARDL با وقفه‌هایی که توسط آماره شوارتز-بیزین به وسیله سیستم تعیین می‌کند، برآورد می‌شود. نتایج برآورد الگوی ARDL در جدول زیر نشان داده شده است.

همان‌طور که ملاحظه می‌شود، معیار شوارتز-بیزین تنها به متغیر وابسته، یک وقفه تخصیص داده است. همچنین تمام متغیرها در سطح اهمیت قابل قبول، معنادار هستند. ضریب تعیین الگو ۰/۷۸ درصد است و آماره F در سطح ۹۹ درصد معنادار است. با توجه به آزمون ARCH، الگو ناهمسانی واریانس ندارد؛ زیرا آماره F آزمون برابر با ۳/۵۱(۰/۶) است و دلیلی برای رد فرض صفر مبنی بر همسانی واریانس وجود ندارد. همچنین الگو خود همبستگی سریالی ندارد؛ زیرا براساس آزمون LM، آماره F برابر با ۱/۳۲(۰/۲۱) است و دلیلی برای رد فرض صفر مبنی بر عدم وجود مشکل خود همبستگی وجود ندارد. آماره آزمون JB حاکی از نرمال بودن الگو دارد؛ زیرا آماره χ^2 آن برابر با ۰/۷۰ (۰/۳۹) است. همچنین نتایج حاکی از این است که الگو مشکل تورش تصریح ندارد.

جدول (۶): نتایج برآورد به روش ARDL (متغیر وابسته LnTB)

| متغیر | ضریب | آماره t | احتمال | نتیجه |
|-------------------------|--------|----------------------|--------|---------|
| LnTB _{t-1} | ۰/۳۲ | ۳/۴۳ | ۰/۰۰۰ | معنادار |
| LnOG _{t-1} | -۰/۲۶۹ | ۲/۸۹ | ۰/۰۰۲ | معنادار |
| LnOG _t | -۰/۳۳۵ | -۲/۳۲ | ۰/۰۰۲ | معنادار |
| LnOP _{t-1} | -۰/۱۳ | -۱/۵۸ | ۰/۱۲ | بی‌معنا |
| LnOP _t | -۰/۵۶ | -۳/۱۱ | ۰/۰۰۰ | معنادار |
| LnER _t | ۰/۲۴۴ | ۲/۴۳ | ۰/۰۰۱ | معنادار |
| LnER _{t-1} | ۰/۹۸۲ | ۱/۶۸ | ۰/۰۹۷ | بی‌معنا |
| C | -۱/۱۹ | ۱/۱۹ | ۰/۰۰۰ | معنادار |
| R ² =۰/۷۸ | | F=۱۷/۱۳ (۰/۰۰) | | DW=۲/۱۷ |
| Serial correlation Test | | F=۱/۳۲ (۰/۲۱) | | |
| Functional Form Test | | F=۳/۵۱ (۰/۰۶۱) | | |
| Normality Test | | $\chi^2=۰/۳۹$ (۰/۷۰) | | |
| Heteroscedasticity Test | | F=۱/۹۴۰ (۰/۰۶) | | |

منبع: یافته‌های پژوهشگر

به طور کلی باید اشاره شود که نظام‌های ارزی در سطح بین‌الملل طی سالیان متمادی با فراز و نشیب‌های زیادی روبرو بوده و ساختار اقتصادی کشورها را تحت تأثیر خود قرار داده است. نظام‌های ارزی مختلف، چگونگی تعیین نرخ ارز را در اقتصاد نشان می‌دهند. جهت و میزان اثرگذاری نرخ ارز بر تراز تجاری از موضوع‌ها و مسائل بااهمیت است که در بسیاری از مطالعه‌های کاربردی به آن پرداخته شده است. تضعیف واقعی پول داخلی (افزایش ارز)، ابتدا وضعیت حساب جاری را بدتر می‌کند و سپس بعد از چند ماه، وضعیت را بهبود می‌بخشد و پدیده‌ی منحنی J می‌تواند در اقتصاد اتفاق افتد. با این حال اگر شرط مارشال-لرنر برقرار باشد، افزایش نرخ ارز می‌تواند باعث بهبود تراز تجاری شود. بر اساس نتایج به دست آمده، اثر نرخ ارز بر تراز تجاری مثبت و معنادار است. این مطلب نشان می‌دهد که افزایش نرخ ارز توانسته است، بهبود تراز تجاری را ایجاد کند و بنابراین می‌توان از این ابزار به منظور تحریک صادرات در اقتصاد ایران استفاده کرد و آن را در سیاست‌گذاری‌ها مورد توجه قرارداد.

از طرف دیگر اثر قیمت نفت بر تراز تجاری نیز منفی و معنادار است. همان‌طور که در بالا اشاره شد این موضوع می‌تواند ناشی از مقابله کشورهای صنعتی با افزایش قیمت نفت، از طریق افزایش قیمت کالاهای صنعتی باشد، اگرچه افزایش قیمت نفت منجر به افزایش درآمدهای ارزی شده است، اما در مقابل چون ایران واردکننده عمده فرآورده‌های نفتی مانند بنزین و محصول‌های نفتی مانند بنزین و محصول‌های نیمه‌صنعتی و صنعتی از کشورهای صنعتی است، باعث افزایش ارزش واردات کشور نیز خواهد شد.

با توجه به نتایج الگوی ARDL برآورد شده، عدم هم جمعی بین متغیرهای الگو بررسی می‌شود. برای انجام این آزمون از مقدار بحرانی جدول بنرجی، دولادو و مستر (۱۹۹۹) استفاده می‌شود. کمیت این آماره از رابطه زیر محاسبه می‌شود.

$$t = \frac{\sum_{i=1}^p \hat{\phi}_i - 1}{\sum_{i=1}^p S\hat{\phi}_i} = \frac{0.32 - 1}{0.127} = -5.66$$

با توجه به این که مقدار بحرانی در سطح ۹۹ درصد (-۳/۲۸) است، دلیلی برای رد فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود هم جمعی بین متغیرهای الگو وجود ندارد؛ بنابراین رابطه بلندمدت بین متغیرهای الگو وجود دارد. بعد از اطمینان از وجود رابطه بلندمدت بین متغیرهای الگو، برآورد این رابطه بلندمدت در جدول (۷) نشان داده شده است.

جدول (۷): نتایج رابطه بلندمدت (متغیر وابسته LnTB)

| متغیر | ضریب | آماره t | احتمال | نتیجه |
|-------------------|--------|---------|--------|---------|
| LnOP _t | -۰/۰۱۷ | ۲/۶۹ | ۰/۰۰۹ | معنادار |
| LnER _t | ۰/۱۹ | ۵/۱۲ | ۰/۰۰۰ | معنادار |
| LnOG _t | -۰/۱۳ | ۱/۹۸ | ۰/۰۴۵ | معنادار |
| C | -۱/۲۱ | ۱۳/۳۱ | ۰/۰۰۰ | معنادار |

منبع: یافته‌های پژوهشگر

همان‌طور که در رابطه بالا مشاهده می‌شود، رابطه بین قیمت نفتی (LnOP) و شکاف تولید (LnOG) با تراز تجاری در سطح ۹۵ درصد معنادار است. همچنین رابطه آن‌ها با تراز تجاری (LnTB) منفی است؛ ضریب قیمت نفتی برابر با -۰/۰۱۷ است که نشان می‌دهد، این متغیر اثر منفی و معناداری بر تراز تجاری دارد. به عبارتی افزایش قیمت نفت تراز تجاری را کاهش داده است؛ اما اثر نرخ ارز (ER) بر تراز تجاری مثبت و از لحاظ آماری در سطح ۹۹ درصد معنادار است. به عبارتی افزایش نرخ ارز تراز تجاری در ایران طی دوره مورد بررسی را افزایش داده است.

بعد از اطمینان از وجود رابطه بلندمدت بین متغیرهای اقتصادی، می‌توان از الگوهای تصحیح خطا (ECM) استفاده کرد. این الگوها بین نوسان‌های کوتاه‌مدت متغیرها و مقادیر تعادلی بلندمدت آن‌ها ارتباط برقرار می‌کند. با استفاده از این الگوها، نیروهای موثر در کوتاه‌مدت و سرعت نزدیک شدن به بلندمدت اندازه‌گیری می‌شود. ضریب جمله ECM نشان می‌دهد که بعد از وارد شدن یک شوک به الگوی بلندمدت تراز تجاری، چند دوره طول می‌کشد تا این متغیر به روند بلندمدت خویش برگردد. جدول (۸)، نتایج حاصل از برآورد الگو تصحیح خطا را نشان می‌دهد.

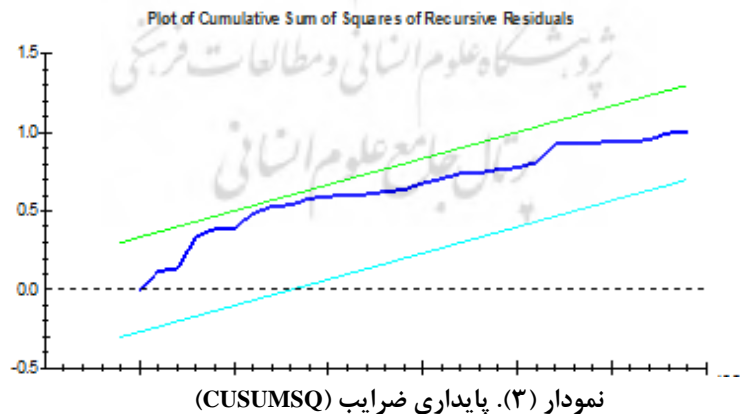
جدول (۸): نتایج حاصل از معادله تصحیح خطا (متغیر وابسته TB)

| متغیر | ضریب | آماره t | احتمال | نتیجه |
|-------------|--------|------------------|--------|------------|
| $D\ln OP_t$ | -۰/۰۴۱ | ۰/۴۵ | ۰/۰۰۰ | معنادار |
| $D\ln ER_t$ | ۰/۱۱۲ | ۳/۳۱ | ۰/۰۰۱ | معنادار |
| $D\ln OG_t$ | -۰/۱۲۳ | ۰/۴۳ | ۰/۰۰۱ | معنادار |
| C | ۰/۱۵۳ | ۳/۲۱ | ۰/۰۰۰ | معنادار |
| ECM_{t-1} | -۰/۴۷۵ | -۳/۲۱ | ۰/۰۰۰ | معنادار |
| $DW=۲/۲۱$ | | $F=۱۴/۳۱ (۰/۰۰)$ | | $R^2=۰/۷۲$ |

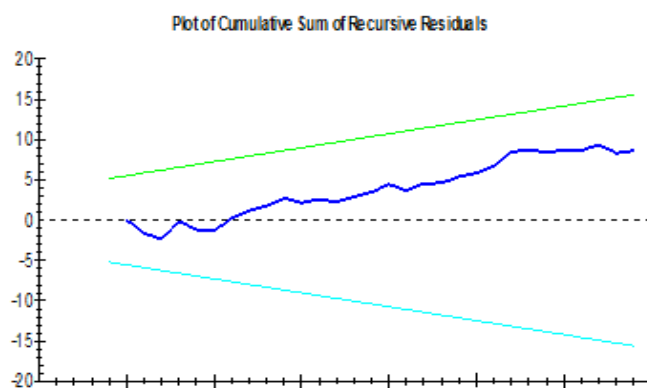
منبع: یافته‌های پژوهشگر

همان‌طور که از جدول بالا مشاهده می‌شود، تمامی متغیرها در سطح ۹۵ درصد معنادار هستند. نتایج برآورد کوتاه‌مدت الگو در مقایسه با بلندمدت نشان‌دهنده این است که بر اساس معیارهای R^2 ، F و DW الگو از اعتبار کافی برخوردار است؛ چون اثرگذاری متغیرها بر تراز تجاری در الگوی بلندمدت، بزرگ‌تر از اثری است که این متغیرها در کوتاه‌مدت بر تراز تجاری دارد. ضریب جمله تصحیح خطا در این الگو، $-۰/۴۷$ و از نظر آماری معنادار است و نشان می‌دهد که در هر دوره $۰/۴۷$ درصد از عدم تعادل در تراز تجاری تعدیل شده و به سمت روند بلندمدت خود نزدیک می‌شود.

با استفاده از آزمون مجموع مربع‌های تجمعی (CUSUM) و مجذور پسماند تجمعی (CUSUMSQ)، پایداری ضرایب الگو بررسی شده است. همان‌طور که در نمودار (۳) و (۴) مشاهده می‌شود، نتایج این آزمون‌ها حاکی از پایداری ضرایب برآوردی است و به دلیل قرار گرفتن در فاصله اطمینان ۹۵ درصد، شکست ساختاری در الگو وجود ندارد.



منبع: یافته‌های پژوهشگر



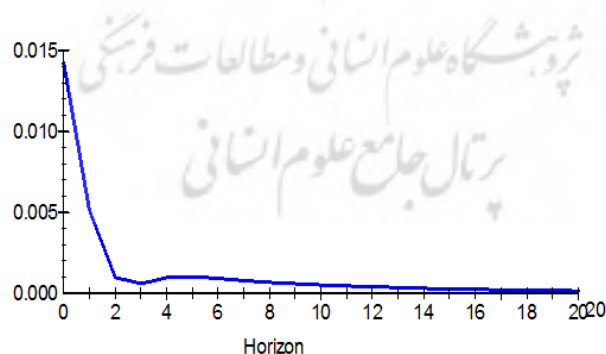
نمودار (۴). پایداری ضرایب (CUSUM)

منبع: یافته‌های پژوهشگر

۵-۱- آزمون تجزیه واریانس

این تکنیک تعیین می‌کند که چه مقدار از تغییرهای یک متغیر توسط سایر متغیرها توضیح داده می‌شود. به طور معمول شوک‌های هر متغیر، بیشترین تأثیر را بر توضیح واریانس اجزای اخلال خوددارند، هر چند که ممکن است از سایر متغیرها نیز تأثیر بپذیرد. تجزیه و تحلیل اثرهای متقابل پویا از تکانه‌های ایجادشده در الگو، با استفاده از روش‌های توابع عکس‌العمل آنی و تجزیه واریانس صورت می‌گیرد (تشکینی، ۱۳۸۲).

تابع عکس‌العمل برای متغیر تراز تجاری در نمودار (۵) نشان داده شده است. همان‌طور که از نمودار پیدا است، اثر شوک میرا است و پس از تقریباً ۶ دوره به سمت صفر میل می‌کند.



نمودار (۵). تابع عکس‌العمل اثر شوک‌های وارده بر تراز تجاری

منبع: یافته‌های پژوهشگر

همچنین با توجه به نتایج حاصل از تجزیه واریانس، می‌توان گفت که سهم بی‌ثباتی متغیر تراز تجاری در توجیه نوسان‌های خود طی کوتاه‌مدت یا افق زمانی پنج ساله، ۰/۸۳ درصد و در میان‌مدت یا افق زمانی ۱۰ ساله، ۰/۸۱ درصد است و در بلندمدت و افق زمانی ۲۰ ساله ۰/۷۸ درصد است. سهم بی‌ثباتی متغیر قیمت نفت، نرخ ارز و تراز تجاری در توجیه تراز تجاری در کوتاه‌مدت ۰/۳۱ درصد، در میان‌مدت ۰/۳۹ و در بلندمدت ۰/۴۶ درصد است.

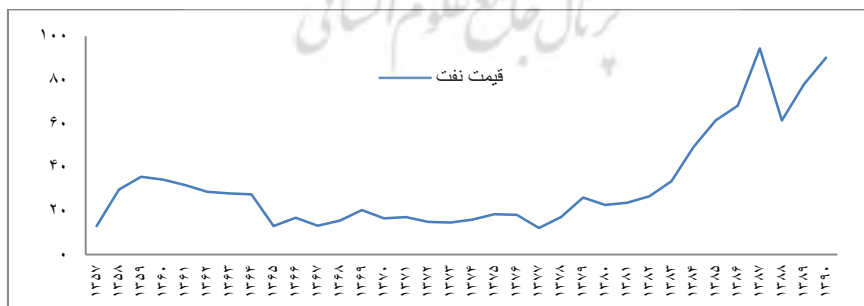
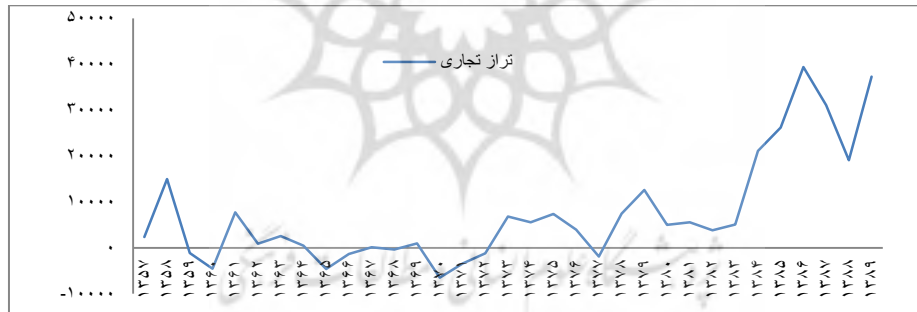
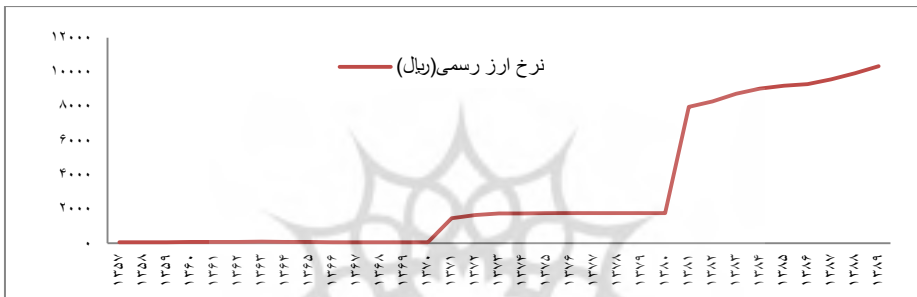
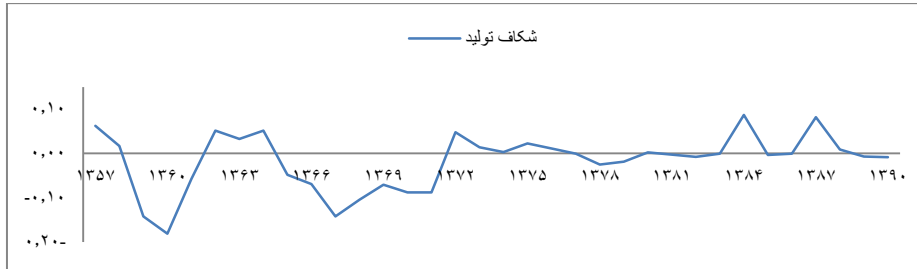
۶- نتیجه‌گیری

هدف این مطالعه بررسی اثر نوسان‌های قیمت نفت بر تراز تجاری اقتصادی ایران طی دوره زمانی ۱۳۹۰-۱۳۵۷ به روش ARDL بود. در ابتدا آزمون‌های مانایی انجام شد. نتایج آزمون پایایی الگو نشان داد که درجه پایایی متغیرها یکسان نیست و ضرورت استفاده از روش ARDL توجیه شد. نتایج برآورد الگو، بیانگر یک رابطه بلندمدت بین متغیرهای پژوهش بود. در ابتدا شکاف تولید محاسبه و در ادامه به عنوان یک متغیر وارد الگو شد. نتایج نشان داد قیمت نفت (OP) و شکاف تولید (OG) در سطح ۹۵ درصد معنادار هستند. همچنین رابطه‌ی آن‌ها با تراز تجاری (TB) منفی است.

اثر نرخ ارز (ER) بر تراز تجاری مثبت و از لحاظ آماری در سطح ۹۹ درصد معنادار است. به عبارتی افزایش نرخ ارز، تراز تجاری در ایران طی دوره مورد بررسی را افزایش داده است. ضریب جمله تصحیح خطا در این الگو ۰/۴۷ و از نظر آماری معنادار است و نشان می‌دهد که در هر دوره ۰/۵۷ درصد از عدم تعادل در تراز تجاری تعدیل شده و به سمت روند بلندمدت خود نزدیک می‌شود. نتایج حاصل از تجزیه واریانس نیز برای متغیر تراز تجاری، در یک افق ۲۰ ساله نشان داد که سهم بی‌ثباتی متغیر تراز تجاری در توجیه نوسان‌های خود طی کوتاه‌مدت یا افق زمانی پنج ساله، ۰/۸۳ درصد و در میان‌مدت یا افق زمانی ۱۰ ساله، ۰/۸۱ درصد است و در بلندمدت و افق زمانی ۲۰ ساله ۰/۸۷ درصد است.

با توجه به این که بی‌ثباتی قیمت نفت یک متغیر برون‌زا در اقتصاد ایران محسوب می‌شود و نمی‌توان آن را کاهش داد، مهم‌ترین توصیه‌ی سیاستی مطالعه‌ی حاضر آن است که سیاست‌گذاران و متولیان امر با استفاده از تجارب موفق سایر کشورهای نفتی و نیز تجربه‌ی کسب‌شده از حساب ذخیره‌ی ارزی در سایر کشورها، نسبت به صندوق توسعه ملی و نقش مثبت آن در اقتصاد، بیش از پیش توجه داشته باشند تا از ورود مستقیم شوک‌ها و نوسان‌های برون‌زا به اقتصاد داخلی جلوگیری کرده و اثرهای منفی بی‌ثباتی قیمت نفت بر اقتصاد داخلی را کاهش دهند.

پیوست الف: روند متغیرها در بازه زمانی ۱۳۵۷-۱۳۹۰



پیوست ب: نحوه محاسبه شکاف تولید

اهمیت اندازه‌گیری تولید بالقوه و شکاف تولید از آن جا حائز اهمیت است که از این مفاهیم در حوزه‌ی رشد پایدار غیر تورمی استفاده می‌شود و به اقتصاددانان و سیاست‌گذاران اقتصادی این امکان را می‌دهد که سیاست‌های کلان اقتصادی را مورد ارزیابی قرار دهند. این ابزار سیاست‌گذاران را راهنمایی می‌کند که باید سیاست‌های تقاضای کل در چه شرایطی انبساطی و یا انقباضی باشد. در این مطالعه برای محاسبه شکاف تولید از روش فیلتر هودریک و پرسکات (۱۹۹۷) بر اساس رابطه زیر استفاده می‌شود:

$$\sum_{t=1}^T (Y_t - Y_t^{tr})^2 + \lambda \sum_{t=2}^{T-1} [(Y_{t+1}^{tr} + Y_t^{tr}) - (Y_t^{tr} - Y_{t-1}^{tr})]^2 \quad (۴)$$

که در آن Y_t و Y_t^{tr} تولید بالقوه و تولید واقعی و برای سری‌های سالیانه λ برابر با ۱۰۰ در نظر گرفته می‌شود. نتایج برآورد شکاف لگاریتم GDP در جدول زیر ارائه شده است:

جدول (۲): سری زمانی لگاریتم شکاف GDP

| سال | OG | سال | OG |
|------|---------|------|---------|
| ۱۳۵۳ | ۰/۰۸۸۲۱ | ۱۳۷۲ | ۰/۰۴۸ |
| ۱۳۵۴ | ۰/۰۷۹۵۱ | ۱۳۷۳ | ۰/۰۱۳۷۷ |
| ۱۳۵۵ | ۰/۲۰۰۴ | ۱۳۷۴ | ۰/۰۰۳۴ |
| ۱۳۵۶ | ۰/۱۵۱۱ | ۱۳۷۵ | ۰/۰۲۳۰ |
| ۱۳۵۷ | ۰/۰۶۲۴ | ۱۳۷۶ | ۰/۰۱۱۱ |
| ۱۳۵۸ | ۰/۰۱۷۳ | ۱۳۷۷ | ۰/۰۰۰۵ |
| ۱۳۵۹ | ۰/۱۴۲۵ | ۱۳۷۸ | ۰/۰۲۵ |
| ۱۳۶۰ | ۰/۱۸۱۳ | ۱۳۷۹ | ۰/۰۱۸۶ |
| ۱۳۶۱ | ۰/۰۵۷۴ | ۱۳۸۰ | ۰/۰۰۲۸ |
| ۱۳۶۲ | ۰/۰۵۱۴ | ۱۳۸۱ | ۰/۰۰۲۶ |
| ۱۳۶۳ | ۰/۰۳۲۸ | ۱۳۸۲ | ۰/۰۰۷۶ |
| ۱۳۶۴ | ۰/۰۵۱۹ | ۱۳۸۳ | ۰/۰۰۰۷۴ |
| ۱۳۶۵ | ۰/۰۴۸۵ | ۱۳۸۴ | ۰/۰۸۷۲۱ |
| ۱۳۶۶ | ۰/۰۶۸۸ | ۱۳۸۵ | ۰/۰۰۳۵ |
| ۱۳۶۷ | ۰/۱۴۲۳ | ۱۳۸۶ | ۰/۰۰۰۷۱ |
| ۱۳۶۸ | ۰/۱۰۴۹ | ۱۳۸۷ | ۰/۰۸۲ |
| ۱۳۶۹ | ۰/۰۷۰۷ | ۱۳۸۸ | ۰/۰۰۹۲ |
| ۱۳۷۰ | ۰/۰۸۸۲۱ | ۱۳۸۹ | ۰/۰۰۶۷ |
| ۱۳۷۱ | ۰/۰۸۸۲۱ | ۱۳۹۰ | ۰/۰۰۸۳ |

منبع: نتایج پژوهشگر

فهرست منابع

- ۱) بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، حساب‌های ملی ایران، سال‌های مختلف.
- ۲) بهبودی، داوود و همکاران، ۱۳۸۸، اثرات بی‌ثباتی قیمت نفت بر تولید ناخالص داخلی در ایران، فصلنامه مطالعات اقتصاد انرژی، سال ششم، شماره ۲۰.
- ۳) تشکینی، احمد، ۱۳۸۵، اقتصادسنجی کاربردی به کمک مایکروفیت، چاپ اول، تهران، موسسه فرهنگی هنری دیباگران تهران.
- ۴) خوش‌اخلاق، رحمان و موسوی محسنی، رضا، ۱۳۸۵، شوک‌های نفتی و پدیده بیماری هلندی در اقتصاد ایران: یک الگوی محاسبه پذیر تعادل عمومی، مجله تحقیقات اقتصادی، شماره ۷۷.
- ۵) صمدی، سعید و همکاران، ۱۳۸۸، تحلیل تأثیر شوک‌های قیمتی نفت بر متغیرهای اقتصاد کلان در ایران، فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی، سال هفدهم، شماره ۵۲.
- ۶) نعمت‌اللهی، فاطمه و مجد زاده طباطبایی، شراره، ۱۳۸۸، تأثیر نوسانات قیمت نفت اوپک بر تراز تجاری ایران، فصلنامه نمونه‌سازی اقتصادی، سال سوم، شماره ۴.
- ۷) نوفرستی، محمد، ۱۳۷۸، ریشه واحد و هم‌جمعی در اقتصادسنجی، چاپ اول، تهران، موسسه خدمات فرهنگی رسا.
- 8) 1-Akpan, E.O, 2009, Oil resource management and food insecurity in Nigeria, Paper Presentation at the European Report on Development (ERD) Conference in Accra, Ghana.
- 9) 2-Anam Hassan, Syeda and Zaman, Khalid, 2012, Effect of oil prices on trade balance: New insights into the cointegration relationship from Pakistan, Economic Modelling 29.
- 10) Belkar , R et al, 2007, Current Account Deficits: The Australian Debate.
- 11) Bernanke, B et al, 1997, Systematic monetary policy and the effects of oil price shocks.
- 12) 5-Bruno, M. & J. Sachs, 1982, Input Price Shocks and the Slowdown in Economic Growth: the Case of U.K. Manufacturing, Review of Economic Studies (49).
- 13) 6-Gallo, A. et al, 2010, What is behind the increase in oil prices? Analyzing oil consumption and supply relationship with oil price, Journal of Energy 30 (10).
- 14) 7-Harri, A. et al, 2008, The relationship between oil, exchange rates and commodity prices, Journal of Agriculture and Applied Economics 41 (2).
- 15) 8-Kooros, S.K et al, 2006, The impact of oil prices on employment, International Research Journal of Finance and Economics 6 (5).
- 16) Le, T., 2011, Oil prices shocks and trade Imbalance, International Finance Discussion, Papers Number 897.
- 17) 9-Malik, A., 2008a, Crude oil price, monetary policy and output: case of Pakistan, The Pakistan Development Review 47 (4).
- 18) 10-Nikbakht, L., 2010, Oil prices and exchange rates: the case of OPEC, Business Intelligence Journal 3 (2).
- 19) 11-Sanchez, M. 2011, Welfare effects of rising oil prices in oil-importing developing Economies, The Developing Economies 49 (3).

یادداشت‌ها

1. Belkar et al
2. Kooros et al
3. Akanni
4. Le
5. Harri et al
6. Sanchez
7. Gallo et al
8. Bernanke et al
9. Kilian et al

11. Mah
12. Microfit

^{۱۰} به پیوست ب مراجعه شود.

