

رویکرد رگرسیون چندک در بررسی تاثیر شوک‌های قیمت نفت بر نرخ ارز کشورهای منتخب عضو اوپک^۱

مسعود امانی (نویسنده مسئول)

دانشجوی دکتری علوم اقتصادی، دانشکده اقتصاد و مدیریت، دانشگاه ارومیه

masooud.amani@gmail.com

کیومرث شهبازی

استاد اقتصاد، گروه علوم اقتصادی، دانشکده اقتصاد و مدیریت، دانشگاه ارومیه

k.shahbazi@urmia.ac.ir

سیدجمال الدین محسنی زنوزی

دانشیار اقتصاد، گروه علوم اقتصادی، دانشکده اقتصاد و مدیریت، دانشگاه ارومیه

sj.mzonouzi@urmia.ac.ir

تاریخ دریافت: ۱۳۹۹/۰۸/۱۰ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۹/۱۱/۱۴

چکیده:

این مقاله به بررسی تأثیر شوک‌های قیمت نفت بر دهک‌های مختلف نرخ ارز حقیقی کشورهای منتخب عضو اوپک (ایران، نیجریه، الجزایر و عربستان) طی دوره‌ی ۱۹۹۳ تا ۲۰۱۸ با روش رگرسیون چندک می‌پردازد. نتایج حاکی از تأثیر نامتقارن شوک‌های مثبت و منفی قیمت نفت بر دهک‌های مختلف نرخ ارز حقیقی تحت تأثیر شرایط مختلف بازار است. افزایش قیمت نفت در دهک‌های پایین نرخ ارز حقیقی به دلیل اثر مداخله بانک مرکزی و در دهک‌های میانی به دلیل افزایش واردات کالاهای صنعتی و نیمه صنعتی منجر به تقویت دلار آمریکا در مقابل پول داخلی کشورهای ایران، نیجریه و الجزایر می‌شود در حالی که در دهک‌های بالا هیچ تأثیری بر نرخ ارز حقیقی هیچ یک از این چهار کشور ندارد. کاهش قیمت نفت نیز تنها سبب تضعیف ریال عربستان در سطوح پایین نرخ ارز حقیقی در برابر دلار آمریکا شده است. همچنین نتایج بدست آمده حاکی از تأیید اثر بالاسا - ساموئلسون برای این کشورها است.

طبقه‌بندی *JEL*: Q43، F31، C22

کلیدواژه‌ها: رگرسیون چندک، نرخ ارز، شوک‌های قیمت نفت

^۱. این مقاله برگرفته از رساله دکتری با همین عنوان در دانشگاه ارومیه می‌باشد.

۱. مقدمه

براساس بحث‌های نظری، شوک‌های قیمتی نفت می‌توانند اثر قابل توجهی بر متغیرهای کلان اقتصادی داشته باشند. از این رو، پژوهشگران متعددی تأثیر نوسانات قیمت نفت بر متغیرهای کلان اقتصادی همانند نرخ ارز حقیقی را بررسی نموده‌اند (یانگ و هامری^۱، ۲۰۱۷). قیمت‌های نفت از طریق دو کانال عمده می‌تواند بر نرخ ارز حقیقی تاثیر بگذارد. یکی از کانال‌های تأثیرگذاری شوک‌های قیمت نفت بر نرخ ارز، رابطه‌ی مبادله‌ی بازرگانی است که بسته به عملکرد کشور صادرکننده یا واردکننده نفت، می‌تواند اثر مثبت یا منفی بر نرخ ارز داشته باشد. اگر چه شوک مثبت قیمت نفت در سیستم اقتصادی کشورهای صادرکننده بزرگ نفت (بزرگ بودن نسبت صادرات نفت به کل صادرات)، می‌تواند از طریق افزایش قیمت کالاهای غیرتجاری نسبت به قیمت کالاهای قابل مبادله، منجر به تقویت پول ملی آن‌ها گردد (النوسیر و اولسون^۲، ۲۰۱۸، سو^۳ و همکاران، ۲۰۱۶، تیواری و همکاران^۴، ۲۰۱۹)، اما تضعیف تراز تجاری و کاهش ارزش پول ملی کشورهای واردکننده نفت را در پی دارد (فرازش^۵ و همکاران، ۲۰۱۴). بدین‌گونه که یک شوک منفی در رابطه‌ی مبادله (یا به عبارتی، کاهش قیمت نفت برای یک کشور صادرکننده نفت) قیمت کالاهای غیرتجاری را در داخل و بنابراین نرخ ارز که به‌عنوان قیمت‌نسبی سببی از کالاهای تجاری و غیرتجاری بین کشور داخل و اقتصاد خارج است، را کاهش می‌دهد (بودینستین^۶ و همکاران، ۲۰۱۲). کانال‌های دیگر تأثیر شوک‌های قیمت نفت بر نرخ ارز، اثر ثروت است. بدین‌گونه که افزایش در قیمت نفت، ثروت را از کشورهای واردکننده نفت به کشورهای صادرکننده نفت منتقل می‌کند (بودینستین و همکاران، ۲۰۱۱؛ فراتشر و همکاران، ۲۰۱۴). بنابراین برای بازگرداندن صادرکنندگان (واردکنندگان) به ثبات مالی خارجی، به دنبال یک شوک مثبت قیمت نفت، پول ملی باید تضعیف (تقویت) گردد تا تراز تجاری غیرنفتی را بهبود بخشد. کانال‌های اثرگذاری مذکور براساس مدل‌های نظری ارائه شده توسط کروگمن^۷ (۱۹۸۳) و گلوب^۸ (۱۹۸۳) است.

^۱. Yang and Hamori

^۲. AL Nusair and Olson

^۳. Su

^۴. Tiwari

^۵. Fratzscher

^۶. Bodenstein

^۷. Krugman

^۸. Golub

از آنجا که افزایش یا کاهش قیمت‌های نفت، تحت شرایط مختلف نرخ ارز حقیقی، سبب تضعیف یا تقویت پول ملی کشورها می‌گردد، می‌تواند بیانگر وجود یک رابطه‌ی نامتقارن بین شوک‌های قیمت نفت و نرخ ارز حقیقی باشد. هدف از مطالعه حاضر بررسی تأثیر شوک‌های قیمتی نفت بر نرخ ارز حقیقی هر یک از کشورهای منتخب عضو اوپک با استفاده از رگرسیون چندک است تا بدون اینکه با محدودیت‌های مفروضات رگرسیون معمولی، واریانس ناهمسانی و حضور داده‌های دورافتاده در برآورد ضرایب روبرو باشیم، بتوانیم نگاهی دقیق و جامع از تأثیر قیمت‌های نفت نه تنها در مرکز ثقل داده‌ها، بلکه در هر یک از چندک‌های مورد نظر نرخ ارز حقیقی بویژه در دنباله‌های ابتدایی و انتهایی آن ارائه کرده و منحنی‌های رگرسیونی منطبق با نقاط صدکی مختلف را رسم نماییم. سؤالی که مطرح می‌شود این است که آیا شوک‌های قیمت نفت بر نرخ ارز هر یک از چند کشور منتخب صادرکننده‌ی نفت اوپک تأثیر معناداری دارند یا نه؟ و آیا این رابطه در چندک‌های مختلف نرخ ارز حقیقی متقارن است یا نه؟

۲. پیشینه تحقیق

۲-۱. مبانی نظری رابطه‌ی بین قیمت نفت و نرخ ارز حقیقی

ادبیات نظری موجود در حوزه‌ی رابطه قیمت نفت و نرخ ارز نتایج متفاوتی را ارائه می‌دهند. مدل‌های ارائه شده در مطالعاتی مانند هووتن^۱ (۱۹۸۹) و الحاجی^۲ (۲۰۰۴) حاکی از وجود علیت از نرخ حقیقی موثر دلار به قیمت نفت است، در حالی که مدل مطالعات دیگر نظیر آمانو و ون نوردن^۳ (۱۹۹۸) نشان‌دهنده‌ی جهت علیت این رابطه از قیمت نفت به نرخ ارز است که در کوتاه مدت و بلندمدت قابل بررسی است. در کارهای تجربی نیز به فراوانی می‌توان نمونه‌هایی از هر دو مورد را یافت. با توجه به نظریات ارائه شده، شوک‌های نفتی از طریق دو کانال رابطه‌ی مبادله و اثر ثروت، نرخ ارز حقیقی را تحت تأثیر قرار می‌دهد (رضازاده، ۱۳۹۵). نحوه‌ی اثرگذاری کانال رابطه‌ی مبادله در دو گروه کشورهای صادرکننده و واردکننده نفت متفاوت است. برای کشورهای صادرکننده بزرگ نفت، شوک‌های مثبت قیمت نفت از طریق افزایش قیمت کالاهای غیر قابل مبادله نسبت به کالاهای قابل مبادله، منجر به افزایش ارزش پول ملی آن‌ها می‌گردد و کاهش

¹. Haughton

². Alhajji

³. Amano and Van Norden

قیمت نفت، کاهش ارزش پول ملی آن‌ها را در پی دارد (ژانگ و همکاران، ۲۰۱۹؛ تیواری و همکاران، ۲۰۱۹). رابطه‌ی مبادله بازرگانی از طریق دو کانال متفاوت می‌تواند نرخ ارز را تحت تأثیر قرار دهد. نخست، از طریق تراز تجاری است. تأثیر قیمت نفت بر تراز تجاری توسط پژوهشگران زیادی مورد بررسی واقع شده است. که نتایج به دست آمده توسط این پژوهشگران را می‌توان به سه گروه تقسیم کرد. گروه اول ادعان می‌دارند قیمت نفت اثر مثبت بر تراز تجاری دارد، در حالی که نتایج مطالعه‌ی گروه دوم و سوم به ترتیب بیانگر تأثیر منفی یا عدم اثرگذاری قیمت نفت بر تراز تجاری است (حسن و زمان^۱، ۲۰۱۲). علت تفاوت در نتایج مطالعات را می‌توان در وابستگی درآمد ملی به قیمت نفت و تأثیرپذیری کشورهای صادرکننده و واردکننده نفت از تغییرات ناشی از شوک‌های قیمت نفت دانست. همچنین انتظار بر این است که مقدار ضرایب و نحوه تأثیر آن‌ها در طول زمان و در سطوح مختلف قیمت دستخوش تغییرات گردند (شهبازی و کریمی، ۱۳۹۴). کانال تجارت نیز از طریق دو کانال تغییر در قیمت و تغییر در مقدار کالاهای قابل مبادله، منجر به تغییر در حساب جاری کشورها می‌گردد (لی و چانگ^۲، ۲۰۱۳). بدین‌گونه که افزایش قیمت نفت به عنوان یکی از عوامل اصلی تولید و هزینه‌ی حمل و نقل در سمت عرضه در کشورهای واردکننده‌ی نفت سبب کاهش مقدار تولید و افزایش سطح عمومی قیمت‌ها خواهد شد. در سمت تقاضا نیز به دلیل ایجاد عدم اطمینان منجر به کاهش مصرف و سرمایه‌گذاری در کوتاه مدت می‌گردد و به دلیل چربیدن کاهش تقاضای کشورهای واردکننده‌ی نفت بر افزایش تقاضای داخلی کشورهای صادرکننده‌ی نفت، تقاضای جهانی نفت کاهش می‌یابد. از طرف دیگر اگر چه در اثر افزایش قیمت نفت، درآمدهای ارزی کشور صادرکننده‌ی نفت افزایش پیدا می‌کنند؛ اما به دلیل وابسته بودن ساختار اقتصادی این کشورها به واردات کالاهای واسطه‌ای صنعتی و فرآورده‌های نفتی، افزایش قیمت نفت منجر به خروج ارز و در نتیجه کسری تجاری می‌گردد (شهبازی و کریمی، ۱۳۹۴).

دومین کانال، کانال افزایش سطح عمومی قیمت‌ها است. افزایش قیمت نفت از طریق اعمال فشار بر تورم در کشورهای طرف تجاری، قیمت کالاها را برای هردو کشور واردکننده و صادرکننده نفت افزایش می‌دهد. بنابراین سیاست‌گذاران پولی کشورهای طرف تجاری برای مهار کردن تورم ممکن است نرخ بهره را افزایش دهند. افزایش نرخ

¹. Hassan and Zaman

². Le and Chang

بهره به خودی خود منجر به کاهش مصرف، کاهش سرمایه‌گذاری و کاهش تقاضای نفت می‌شود که به طور غیر مستقیم کاهش درآمدهای نفتی را در پی دارد (کورونن و لیدیواوا^۱، ۲۰۱۰، عادل و همکاران، ۱۳۹۱). از آنجا که برآیند نهایی افزایش درآمد نفتی ناشی از افزایش قیمت نفت و کاهش درآمد نفتی ناشی از کاهش تقاضا بر تراز تجاری مجهول است لذا تاثیر افزایش قیمت‌ها بر تراز تجاری نیز مجهول است و باید مورد بررسی قرار گیرد. بر این اساس بدنبال پاسخ به این پرسش هستیم که آیا اثر شوک قیمت نفت بر نرخ ارز حقیقی، در چندک‌های مختلف نرخ ارز حقیقی دارای اندازه و علامت متفاوت است؟

۲-۲. مبانی نظری رابطه‌ی بین متغیرهای تفاوت بهره‌وری و تفاوت تقاضا با نرخ ارز حقیقی

تفاوت بهره‌وری: در صورتی که بهره‌وری در بخش تجاری افزایش یابد، افزایش بهره‌وری منجر به افزایش دستمزد در این بخش می‌شود و با فرض تحرک کامل عوامل تولید و رقابتی بودن بازار، بخش غیر تجاری با کمبود نیروی کار و افزایش دستمزد مواجه می‌گردد و در نهایت افزایش نسبت قیمت کالای غیرتجاری به تجاری را در پی دارد و منجر به افزایش نرخ ارز حقیقی می‌گردد (کاندلون^۲ و همکاران، ۲۰۰۷). در حالت کلی می‌توان در خصوص رابطه‌ی تفاوت بهره‌وری و نرخ ارز به "اثر بالاسا- ساموئلسون"^۳ اشاره کرد. این نظریه بیان می‌کند که رابطه‌ی بین تفاوت بهره‌وری کشورهای شریک تجاری با نرخ ارز حقیقی مثبت است (هاشم‌پور، ۱۳۹۰). در حالت کلی تفاوت بهره‌وری از طریق تغییر در نسبت قیمت کالای تجاری به کالای غیر تجاری نرخ ارز حقیقی را تحت تأثیر قرار می‌دهد. در صورتی که کاهش در نسبت قیمت کالای تجاری به کالای غیر تجاری کشور داخلی بیشتر از نسبت مذکور در کشور خارجی باشد، نرخ ارز حقیقی افزایش می‌یابد و برعکس (کاندلون و همکاران، ۲۰۰۷).

تفاوت تقاضا: یکی دیگر از عوامل مؤثر بر نرخ ارز حقیقی، تفاوت تقاضای حقیقی اقتصاد در دو کشور داخلی و خارجی است. در صورتی که تقاضای اقتصاد در کشور داخلی به سمت کالاهای تجاری تورش یابد نسبت قیمت کالای غیر تجاری به تجاری کاهش می‌یابد و اگر کاهش تقاضای کشور داخلی کمتر از کاهش تقاضای کشور خارجی باشد، افزایش نرخ ارز حقیقی را در پی دارد، در غیر این صورت منجر به کاهش نرخ ارز حقیقی

¹. Korhonen and Ledyeva

². Candelon

³. Balassa – Samuelson Effect

می‌گردد (هاشم‌پور، ۱۳۹۰). در برخی مطالعات متغیر تقاضا را به صورت نسبت مخارج عمومی به تولید ناخالص داخلی در نظر می‌گیرند. در این صورت اگر نسبت مخارج عمومی به تولید ناخالص داخلی کشور داخل، بیشتر از نسبت مخارج عمومی به تولید ناخالص کشور خارجی باشد و افزایش مخارج عمومی به سمت کالای تجاری متمایل باشد؛ آنگاه موجب افزایش قیمت نسبی کالای تجاری به کالای غیر تجاری و در نتیجه افزایش نرخ ارز می‌گردد (کامارو و تاماریت^۱، ۲۰۰۲). در صورتی که نسبت مخارج عمومی به تولید ناخالص داخلی کشور داخل، کمتر از نسبت مخارج عمومی به تولید ناخالص کشور خارجی باشد و کاهش مخارج عمومی به سمت کالای تجاری متمایل باشد؛ آنگاه موجب کاهش قیمت نسبی کالای تجاری به کالای غیر تجاری می‌گردد که کاهش نرخ ارز حقیقی را در پی دارد (کاندلون و همکاران، ۲۰۰۷).

۲-۳. پیشینه‌ی تجربی

بیشتر مطالعات در خصوص رابطه شوکهای قیمت نفت بر نرخ ارز حقیقی مربوط به کشورهای توسعه‌یافته‌ی صنعتی است که نفت بخش مهمی از واردات یا صادرات آنها را تشکیل می‌دهد و تنها تعداد معدودی از آنها در مورد سایر کشورهاست. عمده‌ی این مطالعات با هدف تعیین عوامل موثر بر نرخ ارز انجام گرفته و در آنها تغییرات قیمت نفت به‌عنوان یک متغیر مستقل برای توضیح بخشی از نوسانات نرخ ارز در مدلسازی وارد شده است. گروه دیگری از این مطالعات نیز بر رابطه بین تغییرات قیمت نفت و تغییرات نرخ ارز تمرکز داشته و سعی در بررسی وجود رابطه علی یا رابطه کوتاه مدت یا بلند مدت بین آنها دارند. در زیر به چند نمونه از این مطالعات اشاره‌ای می‌کنیم.

آلفرد^۲ و همکاران (۲۰۱۰) با استفاده از روش تجربی خود رگرسیون برداری ساختاری به بررسی رابطه پویا بین قیمت‌های نفت، نرخ ارز و بازارهای سهام نوظهور پرداختند. نتایج بدست آمده از این مطالعه نشان‌دهنده آن است که شوک‌های مثبت قیمت نفت، نرخ ارز دلار آمریکا را در کوتاه مدت تضعیف می‌کند.

اوگوانی^۳ (۲۰۱۱) به بررسی تأثیر شوک‌های قیمت نفت بر نرخ ارز کشور نیجریه طی سالهای ۲۰۰۸-۱۹۸۶ میلادی پرداخت. او برای این کار ابتدا از روش GARCH^۱ استفاده نمود تا توضیح دهد که نوسانات نرخ ارز حقیقی ممکن است بوسیله نوسانات قیمت‌های نفت تعیین شود. چرا که نوسانات نرخ ارز و نوسانات قیمت نفت روند یکسانی را نشان

^۱. Camarero and Tamarit

^۲. Alfred

^۳. Ugwuanyi

می‌دهند و فقط نرخ ارز دارای نوسانات بیشتری نسبت به نوسانات قیمت نفت است. نتایج نشان داد که نوسانات قیمت نفت به‌طور مثبت و معنی‌داری، نرخ ارز را تحت تأثیر قرار می‌دهند.

آدنی^۱ (۲۰۱۲)، تأثیر شوک‌های قیمت نفت بر نرخ ارز اسمی نیجریه را با استفاده از داده‌های روزانه ۲۰۰۹-۲۰۱۰ به روش GARCH و EGRACH بررسی کرد. بر اساس این مطالعه شوک‌های مثبت و منفی قیمت نفت اثرات نامتقارن بر نرخ ارز اسمی دارد.

فرااتشر و همکاران (۲۰۱۴) با استفاده از مدل خود رگرسیون برداری ساختاری به بررسی رابطه بین قیمت‌های نفت، نرخ ارز و قیمت‌های دارایی‌ها از دیدگاه بازارهای مالی پرداختند. نتایج این بررسی نشان‌دهنده وجود علیت دوطرفه بین قیمت نفت و نرخ ارز از سال ۲۰۰۰ میلادی است. این درحالی است که قیمت‌های نفت واکنشی به تغییرات در این دارایی‌های مالی قبل از سال ۲۰۰۱ نشان نداده‌اند. آنان بر این باورند که این نتیجه ممکن است ناشی از افزایش استفاده از نفت به عنوان یک دارایی مالی طی دهه اول قرن اخیر باشد که رابطه بین قیمت نفت و سایر دارایی‌ها را تشدید می‌کند. نتایج نشان‌دهنده قدرت و افزایش همبستگی منفی بین قیمت نفت و دلار آمریکا از اوایل سال ۲۰۰۰ میلادی است.

نگوین^۲ (۲۰۱۵) به بررسی روابط کوتاه مدت و بلند مدت بین قیمت‌های نفت و نرخ ارز سه کشور عمده صادرکننده نفت، شامل کانادا، مکزیک و نروژ طی دوره زمانی ۲۰۱۵-۲۰۰۰ میلادی پرداخته است. نتایج حاکی از آن است که در طول دوره ۱۵ ساله مورد بررسی، بجز مکزیک برای دو کشور دیگر همواره رابطه بلندمدت و کوتاه‌مدت قابل توجهی بین قیمت‌های نفت و نرخ ارز وجود داشته است. در مورد کانادا شواهدی از علیت دوطرفه و در مورد نروژ شواهدی از علیت یک طرفه از نوسانات قیمت نفت به نرخ ارز یافت گردید. باسن^۳ و همکاران (۲۰۱۵) با استفاده از روش خودرگرسیون برداری ساختاری به بررسی تأثیر شوک‌های قیمت نفت بر تولید، تورم و نرخ ارز کشورهای عضو ASEAN-5 شامل تایلند، مالزی، سنگاپور، فیلیپین و اندونزی پرداختند. نتایج آزمون عکس‌العمل آنی نشان‌دهنده آن است که نوسانات قیمت نفت، اقتصاد این کشورها را تحت تأثیر قرار نمی‌دهد و تنها اثرات کوتاه‌مدت دارد.

1. Adeniyi

2. Nguyen

3. Basnet

سو و همکاران (۲۰۱۶) با استفاده از رگرسیون چندک به بررسی اثرات ناهمگون شوکهای قیمت نفت بر نرخ ارز دو گروه از کشورهای کانادا، مکزیک، نروژ و انگلستان (صادرکننده نفت) و کشورهای ژاپن و استرالیا و اتحادیه اروپا (واردکننده نفت) با استفاده از دادههای ماهانه پرداختند. طبق نتایج این مطالعه، ضرایب برآورد شده شوک قیمت نفت در چندکهای پایینی و بالایی بطور معنی داری متفاوت از صفر است که نشان می دهد تضعیف یا تقویت معنی دار دلار آمریکا، واکنش نرخ ارز به شوکهای قیمت نفت را تشدید کند. همچنین طبق نتایج بدست آمده اگرچه شوکهای قیمت نفت بر ارزش پول هیچ کدام از کشورهای صادرکننده و واردکننده نفت الگوی سیستماتیکی ندارد اما اثر منفی و معنی دار این شوکها بر نرخ ارز کشورهای صادرکننده نفت آشکار است. توکیو و هایاتو^۱ (۲۰۱۶)، با استفاده از مدل خودرگرسیون برداری ساختاری به تحلیل تأثیر شوکهای قیمت نفت بر نرخ ارز و برخی متغیرهای اقتصاد کلان کشورهای استرالیا، کانادا، نروژ و انگلستان (به عنوان کشورهای صادرکننده نفت) و ژاپن (به عنوان کشور واردکننده نفت) پرداختند. نتایج آنها حاکی از آن است که شوکهای ساختاری مربوط به نوسانات قیمت نفت برای ارزش پول رایج ژاپن و استرالیا متغیر توضیحی مهمی هستند و تأثیر بسیاری بر صادرات آنها دارد در حالی که برای دیگر کشورهای مورد بررسی نسبتاً بی اهمیت هستند.

صدیق^۲ (۲۰۱۶)، به بررسی تأثیر شوکهای قیمت نفت خام بر نرخ ارز کشور آفریقای جنوبی با استفاده از دادههای میانگین ماهانه طی سالهای ۲۰۱۴-۱۹۸۰ میلادی پرداخته است. برای این منظور، او از مدل خودرگرسیون برداری و مکانیسم تصحیح خطای برداری استفاده نمود تا ارتباط بین چهار متغیر قیمت نفت، نرخ ارز، شاخص محصولات تولیدی و نرخ بهره اصلی را ارزیابی نماید. نتایج نشان داد که شوک قیمت نفت خام، تأثیر معنی داری بر پول ملی آفریقای جنوبی (راند) ندارد. همچنین او بر اساس شواهد تجربی نشان داد که رابطه بلندمدت ضعیفی بین تغییرات قیمت نفت خام و سه متغیر مذکور وجود دارد.

الراساسی^۳ (۲۰۱۶) به بررسی تأثیر شوکهای قیمت نفت بر دلار آمریکا و نرخ ارز کشورهای گروه هفت با استفاده از آمارهای ماهانه سالهای ۲۰۱۴-۱۹۸۰ میلادی در چهارچوب مدل پولی انعطاف پذیر پرداخت. این مطالعه نشان داد که شواهدی از وجود رابطه منفی بین شوکهای وارده بر قیمت حقیقی نفت و نرخ دلار آمریکا وجود دارد و از

^۱. Tokuo and Hayato

^۲. Sedick

^۳. Al Rasasi

آن گذشته تحلیل تجزیه واریانس نشان داد که شوک‌های وارده بر قیمت نفت نقش بزرگتری در تغییرات نرخ دلار آمریکا نسبت به پایه‌های پولی بازی می‌کند.

نوسیر و اولسن^۱ (۲۰۱۹)، در مطالعه خود با بکارگیری روش رگرسیون چندک به بررسی تأثیر شوک‌های قیمت نفت بر نرخ ارز هفت کشور آسیایی اندونزی، ژاپن، کره جنوبی، مالزی، فیلیپین، سنگاپور و تایلند با استفاده از آمارهای فصلی دوره زمانی ۲۰۱۶-۱۹۷۳ پرداختند. بر این اساس آن‌ها نشان دادند که درجه‌ای از حرکت همزمان بین این دو متغیر وجود دارد که می‌تواند تعیین‌کننده رابطه بلندمدت بین آن‌ها باشد. به ویژه آن‌ها که هر دو این متغیرها از شوک‌های مختلفی تأثیر پذیرفته‌اند که امکان وقوع شکست‌های ساختاری در رابطه‌ی بلندمدت بین دو متغیر را مطرح می‌کند. یافته‌های آن‌ها نشان داد که شوک‌های قیمت نفت بسته به وضعیت بازار ارزی هر کشور، تأثیر متفاوتی به لحاظ اندازه و علامت و معنی‌داری بر نرخ ارز آن کشور می‌گذارد.

لا^۲ (۲۰۱۸)، در مطالعه خود با بکارگیری روش رگرسیون چندک به بررسی اثرات ناهمگون قیمت نفت بر چندک‌های مختلف نرخ ارز کشور تایلند طی سالهای ۲۰۱۷-۲۰۰۰ میلادی پرداخت. نتایج نشان داد که تنها افزایش شدید قیمت نفت است که پول ملی تایلند را تضعیف می‌کند. این یافته نتیجه تمامی مطالعات پیشین را که تغییرات قیمت نفت را بی‌اثر بر نرخ ارز تایلند می‌دانستند رد کرد.

نوریا^۳ و همکاران (۲۰۱۸)، به بررسی پویایی‌های نوسانات قیمت نفت و نرخ ارز در کشورهای منتخب منا (مصر، اردن، مراکش، قطر، عربستان سعودی، تونس و امارات متحده عربی) با استفاده از داده‌های روزانه سالهای ۲۰۱۷-۲۰۰۱ میلادی پرداختند. یافته‌های تجربی این مطالعه، حاکی از وجود رابطه متقارن و یا غیرمتقارن بین این دو متغیر برای کشورهای مورد بررسی است. همچنین نتایج بدست‌آمده، نشان‌دهنده سرریز شدن نوسانات از قیمت نفت به نرخ ارز است.

ما^۴ و همکاران (۲۰۱۹)، با استفاده از روش GARCH به بررسی وابستگی ساختاری بین قیمت‌های نفت خام، گاز طبیعی و زغال‌سنگ و دلار استرالیا و ارزش پول چین پرداختند. نتایج بدست‌آمده نشان‌دهنده همبستگی مثبت نسبتاً بالا بین قیمت نفت و دلار استرالیا و همبستگی منفی نسبتاً بالا با ارزش پول چین در دوره ۲۰۱۵-۲۰۱۰ است که این

1. Nusair and Olson

2. Law

3. Nourira

4. Ma

همبستگی طی دوره ۲۰۱۸-۲۰۱۵ یعنی بعد از وقوع شکست ساختاری کاهش یافته است.

تیواری و همکاران (۲۰۱۹)، با استفاده از روش‌های رگرسیون چندک منسجم به بررسی ساختار وابستگی و ریسک سیستماتیک بین سری‌های عایدی قیمت نفت و نرخ ارز کشورهای BRICS بر حسب دلار آمریکا پرداختند. نتایج نشان‌دهنده وابستگی منفی بلندمدت پویا بین قیمت نفت و نرخ ارز کشورهای برزیل، هند و آفریقای جنوبی است. همچنین نتایج آزمون HJ و DP نشان می‌دهد که قیمت با وقفه نفت متغیری قوی در پیش‌بینی ارزش پول کشورهای برزیل و روسیه است.

جانگ^۱ و همکاران (۲۰۱۹)، با استفاده از روش NARDL به بررسی رابطه نامتقارن بین قیمت‌های نفت و ارزش پول کانادا در برابر دلار آمریکا طی سالهای ۲۰۱۹-۱۹۸۲ میلادی پرداختند. نتایج بدست آمده از این مطالعه نشان‌دهنده وجود رابطه همجمعی دوطرفه بین قیمت نفت و نرخ ارز در بلندمدت بوده که این رابطه بلندمدت تنها از ارزش دلار کانادا به قیمت حقیقی نفت نامتقارن بوده است. همچنین نتایج آزمون علیت گرنجر نشان‌دهنده وجود علیت غیرخطی از ارزش دلار کانادا به قیمت حقیقی نفت در کوتاه‌مدت می‌باشد.

۳- تصریح مدل و داده‌ها

۳-۱. تصریح مدل

در این مطالعه با استفاده از تحلیل رگرسیون چندک که بسطی از مدل رگرسیون حداقل مربعات معمولی استاندارد (OLS) است، به بررسی تأثیر شوک‌های قیمت نفت بر نرخ ارز کشورهای منتخب صادرکننده نفت اوپک پرداخته شده است. شکل کلی مدل OLS استاندارد مورد استفاده بصورت زیر است:

$$q_t = \beta_0 + \beta_1 p_{0t} + \beta_2 DLP_t + \beta_3 DLGSG_t + \psi D_t + u_t \quad (1)$$

که در آن DLP_t نشان‌دهنده تفاوت بهره‌وری کشورهای مورد بررسی با کشور آمریکا است که با بهره‌گیری از مطالعه‌ی کاندلون و همکاران (۲۰۰۷) از تفاوت لگاریتم متغیر تولید ناخالص داخلی سرانه کشورهای مورد بررسی با کشور آمریکا به دست آمده است و $DLGSG_t$ بیانگر تفاوت تقاضای داخلی کشور مورد نظر با کشور آمریکا است که به

^۱. Jung

صورت تفاوت لگاریتم نسبت مخارج دولت به تولید ناخالص داخلی کشور مورد نظر با کشور آمریکا در زمان t محاسبه شده است (کاندلون و همکاران، ۲۰۰۷). q_t نیز عایدی نرخ ارز حقیقی محاسبه شده بصورت تفاضل مرتبه اول لگاریتم طبیعی نرخ ارز حقیقی $(q_t = \ln(Q_t/Q_{t-1}) * 100)$ است که Q_t نرخ ارز حقیقی در زمان t است. نرخ ارز اسمی بصورت تعداد واحدهای پول داخلی بر هر واحد دلار آمریکا تعریف شده است بطوری که افزایش آن نشان دهنده تقویت دلار آمریکا یا تنزیل پول رایج کشورهای عضو اوپک است. p_{0t} عایدی قیمت نفت است که به عنوان تفاضل مرتبه اول لگاریتم طبیعی قیمت نفت $(p_{0t} = \ln(OP_t/OP_{t-1}) * 100)$ محاسبه شده است، که OP_t قیمت حقیقی نفت است که بر حسب پول رایج داخلی کشورهای عضو اوپک بیان شده است. قیمت حقیقی نفت از تبدیل قیمت نفت از دلار آمریکا به پول رایج داخلی در بازار نرخ ارز (نرخ ارز اسمی) و سپس تعدیل آن با سطوح قیمت‌های داخلی بدست آمده است. سپس به پیروی از چن و چن (۲۰۰۷)، تخمین لگاریتم خطی شاخص‌های قیمت داخلی و خارجی به وسیله روابط زیر بدست می‌آیند:

$$p_t^D = \alpha^D p_t^{TD} + (1 - \alpha^D) p_t^{ND} \quad (2)$$

$$p_t^F = \alpha^F p_t^{TF} + (1 - \alpha^F) p_t^{NF} \quad (3)$$

که p_t^F و p_t^D شاخص‌های قیمت در کشورهای داخل و خارج در زمان t می‌باشند که در اینجا کشور داخل، کشور صادرکننده نفت است. p_t^{TD} ، p_t^{ND} ، p_t^{TF} و p_t^{NF} به ترتیب قیمت‌های کالاهای تجاری و غیرتجاری در کشور داخل و خارج هستند. α^D ، $(1 - \alpha^D)$ ، α^F و $(1 - \alpha^F)$ سهم مخارج روی کالاهای تجاری و غیرتجاری در کشور داخل و خارج هستند. لگاریتم نرخ ارز حقیقی دو طرفه (Q_t) به عنوان نرخ ارز اسمی تعدیل شده برای تغییر در سطوح قیمت داخل و خارج تعریف شده است:

$$Q_t = s_t + p_t^F - p_t^D \quad (4)$$

که s_t لگاریتم نرخ ارز اسمی تعریف شده بصورت تعداد واحدهای پول داخلی بر هر واحد پول خارجی است. با وارد کردن معادلات (۱) و (۲) در معادله (۳) خواهیم داشت:

$$Q_t = (s_t + p_t^{TF} - p_t^{TD}) + (1 - \alpha^D)(p_t^{TD} - p_t^{ND}) - (1 - \alpha^F)(p_t^{TF} - p_t^{NF}) \quad (5)$$

براساس این معادله، سه عامل موثر بر نوسانهای نرخ حقیقی ارز عبارتند از: رابطه‌ی مبادله (عبارت اول)، تفاوت در نسبت قیمت کالاهای غیرتجاری به کالاهای تجاری کشور داخل ($p_t^{TD} - p_t^{ND}$) و تفاوت در نسبت قیمت کالاهای غیرتجاری به کالاهای تجاری کشور خارج ($p_t^{TF} - p_t^{NF}$) (آمانو و نوردن، ۱۹۹۸). $D_t = (D_{t1}, \dots, D_{tn})'$ نیز برداری از متغیرهای مجازی است که برای لحاظ شکست‌های ساختاری در مدل لحاظ شده است، به این صورت که $D_{jt} = 1$ اگر مشاهده t متعلق به دوره j - ام باشد و در غیر این صورت $D_{jt} = 0$ ، و v_t یک عبارت خطای تصادفی است.

برای لحاظ عدم تقارن در معادلات به منظور پاسخگویی به این سوال که آیا شوکهای مثبت و منفی قیمت نفت، نرخ ارز حقیقی را بطور متفاوتی تحت تاثیر قرار می دهند یا نه، p_{0t}^+ را به تغییرات مثبت $p_{0t}^+ = \max(p_{0t}, 0)$ و تغییرات منفی $p_{0t}^- = \min(p_{0t}, 0)$ تجزیه نموده و با وارد کردن آنها در معادله (۱) خواهیم داشت:

$$q_t = \beta_0 + \beta^+ p_{0t}^+ + \beta^- p_{0t}^- + \beta_2 DLP_t + \beta_3 DLGSG_t + \psi D_t + v_t \quad (۶)$$

اما این معادله همچنان نمی تواند به این سوال مهم پاسخ دهد که آیا شوکهای مثبت یا منفی قیمت نفت نرخ ارز حقیقی را در شرایط مختلف بازار ارز بطور متفاوتی تحت تاثیر قرار می دهند؟ برای پاسخ به این سوال باید از رگرسیون چندک متناظر با این معادله استفاده نمود.

رگرسیون چندک چندک شرطی \mathcal{T} - ام متغیر وابسته را برای برخی مقادیر $\mathcal{T} \in (0,1)$ مدل سازی می کند. بنابراین مدل چندک شرطی برای q_t با x_t داده شده (معلوم) بصورت ذیل نوشته شده است:

$$Q_{q_t}(\mathcal{T}/x_t) = \alpha^{\mathcal{T}} + x_t' \beta^{\mathcal{T}} \quad (۷)$$

که در آن $Q_{q_t}(\mathcal{T}/x_t)$ چندک \mathcal{T} - ام شرطی متغیر وابسته q_t ، $\alpha^{\mathcal{T}}$ ضریب ثابتی است که اجازه داده شده وابسته به \mathcal{T} باشد، $\beta^{\mathcal{T}}$ بردار ضرایب مرتبط با چندک \mathcal{T} - ام و x_t' بردار متغیرهای توضیحی (که شامل عایدی نفت و سایر متغیرهایی که ممکن است عایدی نرخ ارز را تحت تاثیر قرار دهد) است. ضرایب چندک \mathcal{T} - ام توزیع شرطی بعنوان راه حلی برای مسئله حداقل سازی زیر تعریف شده است (کنکر و باسست^۱، ۱۹۸۷).

^۱. Koenker and Bassett

$$\min_{\hat{\beta} \in \mathbb{R}^N} \left[\sum_{t: q_t \geq \alpha^J + x_t' \hat{\beta}^J} \mathcal{T} |q_t - \alpha^J - x_t' \hat{\beta}^J| + \sum_{t: q_t < \alpha^J + x_t' \hat{\beta}^J} (1 - \mathcal{T}) |q_t - \alpha^J - x_t' \hat{\beta}^J| \right] \quad (8)$$

که می‌تواند بصورت حداقل‌سازی انحرافات وزنی از چندک شرطی نوشته شود.

$$\min_{\hat{\beta} \in \mathbb{R}^N} \sum_t \rho_{\mathcal{T}}(q_t - \alpha^J - x_t' \hat{\beta}^J) \quad (9)$$

$\rho_{\mathcal{T}}$ عامل وزن دار کننده‌ای است که تابع کنترل نامیده می‌شود که برای هر $\mathcal{T} \in (0,1)$ بصورت زیر تعریف شده است:

$$\rho_{\mathcal{T}}(\xi_t) = \begin{cases} \mathcal{T} \xi_t & \text{if } \xi_t \geq 0 \\ (\mathcal{T} - 1) \xi_t & \text{if } \xi_t < 0 \end{cases} \quad (10)$$

که در آن $\xi_t = q_t - \alpha^J - x_t' \hat{\beta}^J$ است. بنابراین رگرسیون چندک یک رگرسیون وزن‌دار است با وزن‌های متفاوت داده شده به نقاط داده‌ها وابسته به اینکه آیا نقاط بالاتر یا پایین‌تر از خط بهترین تناسب (فیت برازش) باشند (بیندر و کواد^۱، ۲۰۱۱). به بیان دیگر، مدل رگرسیون چندک مجموعی از باقیمانده‌ها که در آن باقیمانده‌های مثبت وزنی از \mathcal{T} می‌گیرند و باقیمانده‌های منفی وزنی از $1 - \mathcal{T}$ می‌گیرند را حداقل می‌کند. بنابراین برای بررسی اثر شوک قیمت نفت بر نرخ ارز ما مدل رگرسیون چندک زیر را که متناظر با مدل OLS استاندارد معادله (۶) می‌باشد را برآورد خواهیم نمود.

$$Q_{q_t}(\mathcal{T}/x_t) = \beta_0^J + \beta^{J+} p_{0t}^+ + \beta^{J-} p_{0t}^- + \beta_1^J DLP_t + \beta_2^J DLGSG_t + \beta_3^J D_t \quad (11)$$

۲-۳. داده‌ها

در این مطالعه از داده‌های فصلی طی دوره‌ی ۱: ۱۹۹۳ تا ۴: ۲۰۱۸ برای کشورهای ایران، عربستان، الجزایر و نیجریه استفاده شده است. کلیه‌ی داده‌های مورد استفاده در محاسبه‌ی نرخ ارز حقیقی و قیمت حقیقی نفت از وب سایت صندوق بین‌المللی پول

^۱. Binder and Coad

(IFM) و بانک جهانی (WDI) گرفته شده است. نرخ ارز حقیقی^۱ در زمان t بصورت نرخ ارز اسمی تعدیل شده نسبت به تورم در کشور داخل و خارج می‌باشد^۲. نرخ ارز اسمی بصورت تعداد واحدهای پول داخلی بر هر واحد دلار آمریکا تعریف شده است بطوری که افزایش آن نشان دهنده تقویت دلار آمریکا یا تنزیل پول رایج کشورهای عضو اوپک است که به پیروی از النوسیر و اولسن (۲۰۱۹) با استفاده از معادله (۵) محاسبه شده است. همچنین قیمت حقیقی نفت، از تبدیل قیمت نفت از دلار آمریکا به پول رایج داخلی در بازار نرخ ارز (نرخ ارز اسمی) و سپس تعدیل آن با سطوح قیمت‌های داخلی بدست آمده است. علاوه بر آن، دو متغیر بهره‌وری و تقاضا به عنوان متغیرهای کنترلی در تصریح مطالعه‌ی حاضر به کار برده شده است که به پیروی از کاندلون و همکاران (۲۰۰۷) برای متغیر تفاوت بهره‌وری (DLP) از تفاوت لگاریتم متغیر تولید ناخالص داخلی سرانه کشورهای مورد بررسی با کشور آمریکا و برای متغیر تفاوت تقاضا (DLGSG) از تفاوت لگاریتم نسبت مخارج دولت به تولید ناخالص داخلی کشور مورد نظر با کشور آمریکا استفاده شده است. همچنین در کلیه‌ی سری‌های تخمین زده شده با توجه به تأیید وجود شکست در دوره‌ی مورد بررسی برای مهمترین شکست‌های موجود یک یا چند متغیر دامی در مدل لحاظ شده است. لازم به ذکر است که کلیه‌ی متغیرها بصورت لگاریتمی در تخمین مدل‌ها بکار گرفته شده‌اند.

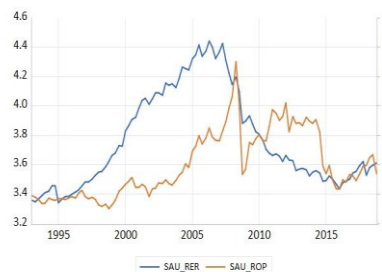
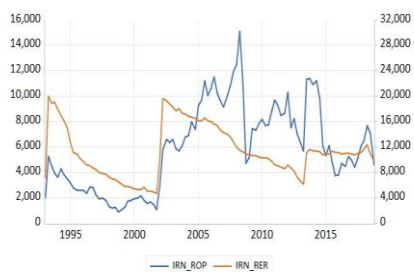
۴. برآورد مدل

ابتدا رابطه‌ی بین دو متغیر قیمت حقیقی نفت و نرخ ارز حقیقی برای کشورهای مورد مطالعه در نمودارهای ۱ تا ۴ در زیر ترسیم شده است.

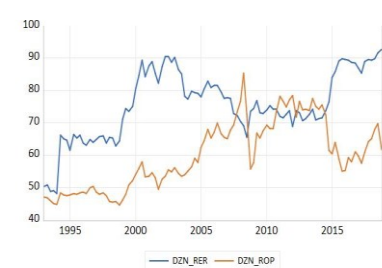
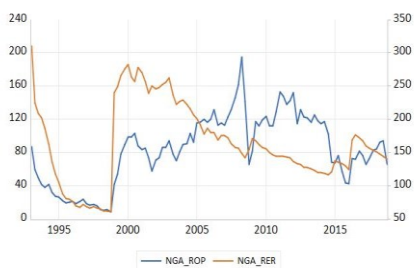
نمودار(۲): رابطه‌ی قیمت حقیقی نفت و نرخ نمودار(۱): رابطه‌ی قیمت حقیقی نفت و نرخ ارز حقیقی عربستان
ارز حقیقی ایران

^۱. به طور خلاصه، کانالهای مختلف ارتباط تنوریک بین قیمت نفت و نرخ ارز عبارتند از: کانال انتظارات، کانال اثر ثروت، کانال انتخاب دارایی و کانال رابطه مبادله. کانال رابطه مبادله عمدتاً بر رابطه بین قیمت حقیقی نفت و نرخ ارز حقیقی تمرکز دارد در حالی که اثر ثروت و انتخاب دارایی، تاثیر نرخ ارز اسمی بر قیمت اسمی نفت را مطرح می‌کند. کانال انتظارات نیز بر علیت دو طرفه بین نرخ ارز اسمی و قیمت اسمی نفت می‌پردازد (بکمن و همکاران^۳، ۲۰۱۷). از آنجا که معادله پیشنهادی این مطالعه از رابطه مبادله بهره گرفته است، لذا در این مطالعه از متغیرهای قیمت حقیقی نفت و نرخ ارز حقیقی استفاده شده است.

^۲. Backmann



نمودار (۳): رابطه‌ی قیمت حقیقی نفت و نرخ نمودار (۴): رابطه‌ی قیمت حقیقی نفت و نرخ ارز حقیقی الجزایر



در این نمودارها قیمت حقیقی نفت با رنگ آبی و نرخ ارز حقیقی با رنگ قرمز مشخص شده است. این نمودارها وجود درجه‌ای از جایجایی همزمان میان این متغیرها را به تصویر می‌کشند که بیانگر وجود رابطه بلندمدت میان دو متغیر استفاده شده است. همچنین با توجه به این نمودارها می‌توان بیان کرد که طی دوره مورد بررسی هر دوی این متغیرها شوک‌های عمده مختلفی را تجربه کرده‌اند که احتمال وجود شکست‌های ساختاری در رابطه بلندمدت این دو متغیر را مطرح می‌کند.

جدول (۱): آزمون ایستایی متغیرها با استفاده از آزمون فیلیپس - پرون و آزمون دیکی - فولر
تعمیم یافته بدون لحاظ شکست ساختاری

| | ADF Test | | | PP Test | | |
|------|----------|-----------------|-----------------|-----------|-----------------|-----------------|
| | سطح | تفاضل مرتبه اول | تفاضل مرتبه اول | سطح | تفاضل مرتبه اول | تفاضل مرتبه اول |
| کشور | متغیر | با روند | بدون روند | بدون روند | با روند | بدون روند |
| | Lrop | -۱/۹۶ (۰) | -۱/۹۸ (۰) | -۹/۵۸* | -۲/۰۸ | -۲/۰۵ |
| | Lrer | -۲/۸۵ (۱) | -۲/۸۲*** | -۱۰/۷۳* | -۲/۶۳ | -۲/۶۵*** |
| | dLp | -۲/۴۵ | -۱/۳۶ | -۲/۷۱* | -۲/۲۷ | -۱/۲۶ |

| | | | | | | |
|---------|-------|---------------|---------------|-----------------|-------|----------|
| | | (۱۰) | (۱۰) | (۹) | | |
| | dLgsg | -۰/۶۹ (۱۰) | -۱/۶۵ (۹) | -۲/۴۹ (۹) | -۰/۲۸ | -۰/۷۸ |
| | Lrop | -۱/۷۶ (۰) | -۱/۶۸ (۰) | -۸/۳۷* (۱) | -۱/۷۸ | -۱/۶۶ |
| عربستان | Lrer | -۲/۰۱ (۵) | -۲/۰۱ (۵) | -۱/۹۴ (۴) | -۱/۳۰ | -۱/۴۴ |
| | dLp | -۲/۲۷ (۱۰) | -۲/۴۰ (۱۰) | -۲/۳۰ (۹) | -۲/۳۱ | -۲/۹۸*** |
| | dLgsg | -۲/۲۷ (۹) | -۱/۹۶ (۱۰) | -۲/۳۷ (۹) | -۱/۵۹ | -۱/۶۴ |
| | Lrop | -۲/۱۷ (۰) | -۱/۷۹ (۰) | -۸/۵۰* (۱) | -۲/۲۳ | -۱/۷۸ |
| الجزایر | Lrer | -۲/۶۰ (۰) | -۲/۵۰ (۰) | -۱۰/۶۱* (۰) | -۲/۵۴ | -۲/۴۶ |
| | dLp | -۱/۵۴ (۵) | -۱/۱۲ (۶) | -۳/۶۱*** (۵) | -۲/۸۷ | -۱/۳۴ |
| | dLgsg | -۱/۵۵ (۶) | -۱/۲۹ (۶) | -۳/۷۱*** (۵) | -۱/۴۷ | -۱/۳۹ |
| | Lrop | -۲/۲۳ (۰) | -۱/۷۱ (۰) | -۹/۴۹* (۰) | -۲/۴۲ | -۱/۸۶ |
| نیجریه | Lrer | -۲/۳۶ (۰) | -۲/۳۳ (۰) | -۹/۴۲* (۰) | -۲/۶۵ | -۲/۶۳*** |
| | DLp | -۳/۰۸ (۱) | -۰/۶۸ (۲) | -۳/۱۴*** (۱) | -۲/۴۳ | -۰/۷۱ |
| | DLgsg | -۱/۸ (۶) | -۱/۱۱ (۶) | -۴/۶۴*** (۵) | -۱/۵۴ | ۰/۸۴ |
| | Lrop | -۲/۲۳ (۰) | -۱/۷۱ (۰) | -۹/۴۹* (۰) | -۲/۴۲ | -۱/۸۶ |

***، **، * به ترتیب بیانگر رد فرض صفر آزمون ریشه واحد در سطح معنی داری ۱۰٪، ۵٪ و ۱٪ می باشد. تعداد وقفه های آزمون ADF (اعداد داخل پرانتز) براساس حداقل سازی معیار اطلاعاتی شواتز انتخاب شده است. پهنای باند برای آزمون فلیپس- پرون بطور اتوماتیک از پناهی باند Newey-West انتخاب شده است که از روش برآورد طیفی Barlett Kernel استفاده می کند. نقاط بحرانی ۱٪، ۵٪ و ۱۰٪ برای آزمون های با روند برابرند با ۴/۰۴-، ۳/۴۵- و ۳/۱۵- و برای آزمون بدون روند برابرند با ۳/۴۹-، ۲/۸۹- و ۲/۵۸-.

مأخذ: محاسبات پژوهشگرها با استفاده از نرم افزار R

گام دوم بررسی وجود ایستایی در هر یک از متغیرهای تحقیق است که عبارتند از: لگاریتم قیمت حقیقی نفت (Lrop)، لگاریتم نرخ ارز حقیقی (Lrer)، تفاوت لگاریتم بهره وری هر کشور با بهره وری آمریکا (dLp) و تفاوت لگاریتم تقاضای هر کشور با تقاضای

آمریکا (dLgsg). بدین منظور از دو آزمون ایستایی دیکی - فولر تعمیم یافته و آزمون فلیپس - پرون استفاده می‌کنیم که نتایج آن در جدول (۱) ارائه شده است. نتایج حاکی از رد فرض صفر در سطح ۵٪ بر اساس معیار اطلاعاتی شوارتز می‌باشد.

جدول (۲): آزمون‌های ریشه واحد با یک شکست ساختاری درونزا

| کشور | متغیر | IO | | | AO | | |
|---------|----------|----------|-----------|-----------------|----------|-----------|-----------------|
| | | سطح | | تفاضل مرتبه اول | سطح | | تفاضل مرتبه اول |
| | | با روند | بدون روند | بدون روند | با روند | بدون روند | بدون روند |
| ایران | Lrop | ۶/۶۹*** | -۵/۸۹* | -۱۰/۶۷* | -۴/۶۷* | ۴/۱۴ | -۱۰/۷۳* |
| | | ۲۰۰۱Q4 | ۲۰۰۲Q4 | ۲۰۰۸Q4 | ۲۰۰۱Q4 | ۲۰۰۱Q4 | ۲۰۰۸Q4 |
| | Lrer | ۴/۶۴*** | -۴/۱۷ | -۱۳/۵۷* | -۳/۱۹ | -۳/۱۰ | -۱۳/۴* |
| | | ۲۰۰۱Q4 | ۲۰۰۱Q4 | ۲۰۰۲Q4 | ۱۹۹۴Q3 | ۲۰۰۱Q4 | ۲۰۰۲Q2 |
| | LP | ۴/۴ | -۴/۳۹* | -۱۰/۶۷* | -۴/۶۷* | ۴/۱۴ | -۵/۳۳*** |
| ۲۰۰۶Q4 | | ۲۰۰۶Q1 | ۲۰۰۸Q4 | ۲۰۰۱Q4 | ۲۰۰۱Q4 | ۲۰۰۸Q4 | |
| LGSG | -۴/۳۶ | -۲/۲۵ | -۵/۰۷*** | -۲/۴۷ | -۲/۳۶ | -۵/۰۷*** | |
| | ۲۰۱۷Q2 | ۲۰۱۷Q1 | ۲۰۱۴Q4 | ۲۰۱۷Q2 | ۲۰۱۰Q2 | ۲۰۱۴Q2 | |
| عربستان | Lrop | -۴/۳۶ | -۳/۴۳* | -۱۱/۳۲* | -۴/۴۰ | -۳/۴۴* | -۱۱/۳۷* |
| | | ۲۰۱۴Q3 | ۱۹۹۸ Q4 | ۲۰۰۸Q4 | ۲۰۱۴Q3 | ۱۹۹۸ Q4 | ۲۰۰۸Q4 |
| | Lrer | -۴/۵۲ | -۲/۶۱ | -۹/۲۲* | -۲/۷۱ | -۲/۸۳* | -۱۰/۳۶* |
| | | ۲۰۰۷Q3 | ۲۰۰۷Q2 | ۱۹۹۵ Q1 | ۱۹۹ Q1 | ۲۰۰۴Q2 | ۲۰۰۶Q2 |
| | LP | -۳/۸۶ | -۳/۹۸* | -۴/۷۰** | -۳/۲۰ | -۳/۵۳ | -۶/۱۵*** |
| ۲۰۰۶Q2 | | ۱۹۹۸Q1 | ۲۰۰۲ Q1 | ۲۰۰۴ Q | ۲۰۱۸ Q4 | ۲۰۰۲ Q4 | |
| LGSG | -۳/۷۶ | -۲/۸۲ | -۴/۷۲** | -۴/۲۷ | -۳/۶۰ | -۵/۰۲*** | |
| | ۲۰۰۱Q2 | ۲۰۱۰ Q1 | ۱۹۹۴ Q2 | ۲۰۱۱Q1 | ۲۰۰۶ Q1 | ۱۹۹۸Q4 | |
| الجزایر | Lrop | -۴/۳۸ | -۴/۱۱* | -۱۰/۸۳* | -۴/۴۴ | -۴/۱۳* | -۱۰/۹۰* |
| | | ۲۰۱۴ Q3 | ۱۹۹۸ Q4 | ۲۰۰۸ Q4 | ۲۰۱۴Q3 | ۱۹۹۸ Q4 | ۲۰۰۸ Q4 |
| | Lrer | -۳/۶۴ | -۳/۶۵* | -۱۳/۶۵* | -۳/۶۶ | -۳/۶۷* | -۱۳/۷۳* |
| | | ۱۹۹۴ Q1 | ۱۹۹۴ Q1 | ۱۹۹۴ Q2 | ۲۰۰۶Q2 | ۱۹۹۴ Q1 | ۱۹۹۴ Q2 |
| | LP | -۲/۹۵ | -۳/۶۵ | -۴/۶۵** | -۳/۵۷ | -۳/۶۰ | -۴/۶۹** |
| ۲۰۰۶ Q2 | | ۲۰۰۱ Q2 | ۱۹۹۴ Q1 | ۲۰۰۶Q2 | ۲۰۰۶ Q2 | 1994 Q1 | |
| LGSG | -۳/۷۶ | -۲/۸۲ | -۴/۵۵** | -۴/۵۴ | -۳/۶۰ | -۵/۱۶*** | |
| | ۲۰۰۱ Q2 | ۲۰۱۰ Q1 | ۲۰۰۵ Q1 | ۲۰۰۴Q4 | ۲۰۰۹ Q4 | ۲۰۰۴ Q3 | |
| نیجریه | Lrop | -۷/۴۴*** | -۷/۴۱* | -۱۱/۹۸* | -۴/۵۱ | -۴/۴۰*** | -۱۲/۰۵* |
| | | ۱۹۹۸ Q4 | ۱۹۹۸ Q2 | ۱۹۹۹ Q1 | ۱۹۹۹ Q | ۱۹۹۹ Q2 | ۱۹۹۹ Q1 |
| | Lrer | -۸/۱۸*** | -۴/۶۹** | -۲۵/۶۲* | -۴/۵۷ | -۳/۷۵ | -۲۴/۸۰* |
| | | ۱۹۹۸ Q4 | ۱۹۹۸ Q4 | ۱۹۹۹ Q1 | ۱۹۹۹Q1 | ۱۹۹۹ Q1 | ۱۹۹۹ Q1 |
| | LP | -۳/۶۱ | -۲/۹۶ | -۴/۵۵** | -۳/۷۹ | -۳/۱۱ | -۴/۰۶ |
| ۱۹۹۶ Q3 | | ۲۰۰۴ Q1 | ۱۹۹۹ Q1 | ۱۹۹۶Q2 | ۲۰۰۶ Q2 | ۱۹۹۸ Q4 | |
| LGSG | -۶/۵۴*** | -۹/۹۰*** | -۸/۰۶*** | -۵/۲۳** | -۷/۱۳*** | -۸/۸۲*** | |
| | ۲۰۰۳ Q1 | ۲۰۰۳ Q1 | ۲۰۰۴ Q1 | ۲۰۰ Q1 | ۲۰۰۰ Q1 | ۲۰۰۳ Q4 | |

** معنی‌داری در سطح ۱۰٪، *** معنی‌داری در سطح ۵٪، **** معنی‌داری در سطح ۱٪

مأخذ: محاسبات پژوهشگرها با استفاده از نرم افزار R

با توجه به تأیید نایستایی متغیرها، در مرحله بعد به بررسی ایستایی متغیرها با لحاظ وجود شکست ساختاری در داده ها خواهیم پرداخت. به این منظور از دو روش الگوهای پسماند جمعی (AO) و الگوی پسماند دور افتاده ابدایی (IO) ارائه شده توسط پرون و گل سانگ (۱۹۹۲) (بدون روند) و پرون (۱۹۹۷) (با روند) بکار گرفته شده است. این دو روش با لحاظ مهمترین شکست ساختاری درونزا در داده ها به بررسی ایستایی داده ها می پردازند. نتایج این دو آزمون در جدول (۲) ارائه شده است. نتایج نشان می دهد که کلیه متغیرها بعد از یک بار تفاضل گیری مانا شده اند و همچنین زمان وقوع این شکست نیز به صورت درونزا تعیین گردیده است. در مرحله بعد برای بررسی وجود شکستهای ساختاری دیگر در داده ها، آزمون شکست ساختاری درونزای چندگانه بای-پرون^۱ (۲۰۰۳) بکار برده شده است که قادر است تا حداکثر ۵ نقطه شکست ساختاری را در داده ها آشکار سازد. براساس نتایج بدست آمده، محل وقوع سایر شکستهای ساختاری در داده ها نیز توسط این آزمون برآورد شده است. نتایج این آزمون در جدول (۳) ارائه شده است. بر اساس نتایج این آزمون، وقوع چهار شوک ساختاری برای ایران، الجزایر، نیجریه و وقوع سه شوک ساختاری برای عربستان تأیید می شود.

جدول (۳): آزمونهای نقاط شکست ساختاری متوالی چندگانه بای-پرون برای رابطه نرخ ارز حقیقی و قیمت نفت

| کشور | 0 vs. 1 | 1 vs. 2 | 2 vs. 3 | 3 vs. 4 | 4 vs. 5 | زمان اولین شکست | زمان دومین شکست | زمان سومین شکست | زمان چهارمین شکست |
|---------|---------------|---------------|---------------|---------------|---------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-------------------------|
| ایران | ۲۴۱/۳۷** | ۴۰/۹۶** | ۲۶/۲۵** | ۲۴/۱۵** | ۰,۰۰ | ۱۹۹۹ Q4 | ۲۰۰۴ Q2 | ۲۰۱۰ Q4 | ۲۰۱۴ Q4 |
| عربستان | ۹۹/۱۲** | ۴۲/۷۴** | ۱۵/۷۷** | ۴/۳۸ | | ۱۹۹۹ Q3 | ۲۰۰۴ Q2 | ۲۰۱۰ Q4 | |
| الجزایر | ۲۱۸/۹۵** | ۳۹/۸۳** | ۴۷/۶۷** | ۲۱/۵۳** | ۰,۰۰ | ۱۹۹۹ Q3 | ۲۰۰۴ Q2 | ۲۰۱۰ Q4 | ۲۰۱۴ Q4 |
| نیجریه | ۱۵۹/۲۲** | ۴۷/۵۵** | ۴۲/۱۲** | ۱۷/۳۴** | ۰,۰۰ | ۱۹۹۹ Q3 | ۲۰۰۴ Q2 | ۲۰۱۰ Q4 | ۲۰۱۴ Q4 |

*** و ** نشانگر رد فرض صفر ریشه واحد براساس معیار آکائیک تعدیل یافته در سطح ۱۰٪، ۵٪ و ۱٪

مأخذ: محاسبات پژوهشگرها با استفاده از نرم افزار R

با دقت در نتایج جدول فوق، به راحتی می توان دریافت که وقوع شکست های ساختاری در داده ها، برای تمامی این پنج کشور تقریباً در زمانهای تقریباً یکسانی اتفاق افتاده است

^۱. Bai - Perron

و به بیان دیگر همه آنها از شوک‌های یکسانی متاثر شده‌اند. متغیرهای مجازی مربوط به این نقاط شکست ساختاری بصورت جدول (۴) تعریف گردیده‌اند.

جدول (۴): متغیرهای مجازی نشانگر شکست ساختاری در داده‌ها

| نام متغیر مجازی | زمان وقوع شکست | دلایل ممکن شکست ساختاری |
|-----------------|----------------|--|
| D1 | ۱۹۹۳Q3 | گمانه زنی های دلالتان بازار نفت در مورد از سر گیری صادرات نفت عراق با قبول بازرسی های موشکی سازمان ملل |
| D2 | ۱۹۹۳Q4 | ترکیبی از حوادث ماه نوامبر بازار نفت نظیر تولید مازاد نفت اوپک، تولید فزاینده نفت دریای شمال و کاهش تقاضای جهانی نفت بوده و اجرای سیاست تک نرخی شدن نرخ ارز در ایران |
| D3 | ۲۰۰۴Q2 | حمله نظامی آمریکا به عراق و سرنگونی حکومت صدام حسین |
| D4 | ۲۰۱۰Q4 | آغاز بهار عربی از تونس و انتشار آن به سایر کشورها |
| D5 | ۲۰۱۴Q4 | رشد شدید عرضه نفت شیل و ایجاد مازاد عرضه در بازار نفت خام |

مأخذ: یافته‌های پژوهش

با تفکیک نرخ ارز حقیقی به سه بخش پایینی (دهکهای اول تا سوم که متناظر با بازار رو به افول^۱ ارز خارجی یا همان بالاترین حد برابری پول ملی هر کشور در برابر دلار آمریکا)، میانی (دهکهای چهارم تا ششم که متناظر با تعادل و ثبات بازار ارز هر کشور) و بالایی (دهکهای هفتم تا نهم که متناظر با بازار رو به رونق ارز خارجی^۲ یا همان پایینترین حد برابری پول ملی هر کشور در برابر دلار آمریکا) به بررسی تاثیر شوکهای مثبت و منفی قیمت نفت بر نرخ ارز هر یک از این چهار کشور خواهیم پرداخت.

بر این اساس بهترین تصریح مدل برای هر کدام از این کشورها با توجه به معادله پیشنهادی (۱۱) و با لحاظ شکست های ساختاری در داده ها به کمک رگرسیون چندک برآورد و نتایج مربوطه در جداول (۵) تا (۸) ارائه گردیده است. نتایج رگرسیون حداقل مربعات معمولی (OLS) نیز در ردیف آخر جدول هر کشور برای آگاهی خوانندگان محترم و مقایسه نتایج بدست آمده از دو روش آورده شده است.

بر اساس نتایج بدست آمده، هنگامی که ارزش پول رایج ایران، نیجریه و الجزایر در بالاترین مقادیر خود است (سطوح پایین نرخ ارز حقیقی)، افزایش قیمت نفت باعث افزایش نرخ ارز حقیقی در دهک‌های دوم و سوم برای ایران، دهک دوم برای نیجریه و دهک سوم برای الجزایر شده است که سبب ثبات در بازار ارز خارجی آنها می‌گردد. این

¹. Bearish

². Bullish

نتیجه می تواند ناشی از اثر مداخله بانک مرکزی باشد. بر اساس این اثر، هنگامی که ارزش پول یک کشور در بالاترین مقادیر خود است، بانک مرکزی با هدف جلوگیری از اثرات منفی این افزایش شدید ارزش پول ملی بر اقتصاد، ذخایر ارزی خود را کاهش می دهد که منجر به عدم تعادل حساب جاری می گردد.

جدول (۵): نتایج تخمین در دهک های مختلف رگرسیون چندک (متغیر وابسته: نرخ ارز حقیقی ایران)

| Quantile | Intercept | Lonp | Lopp | Dlp | DIGSG | D2 |
|----------|-----------|--------|-----------|----------|---------|-----------|
| ۰/۱ | ۱۵/۵۴*** | ۰/۰۰۲۴ | ۰/۰۰۳۶ | -۷/۰۳*** | ۰/۷۸*** | -۰/۱۷** |
| ۰/۲ | ۱۶/۰۵*** | ۰/۰۰۰۲ | ۰/۰۰۰۶*** | -۷/۵۲*** | ۰/۶۳** | -۰/۱۹** |
| ۰/۳ | ۱۵/۸۰*** | -۰/۰۰۱ | ۰/۰۰۵۷*** | -۷/۲۶*** | ۰/۴۷ | -۰/۱۶* |
| ۰/۴ | ۱۶/۰۳*** | -۰/۰۰۱ | ۰/۰۰۵۱*** | -۷/۴۲*** | ۰/۳۹ | -۰/۱۷* |
| ۰/۵ | ۹/۶۳** | ۰/۰۰۰۱ | ۰/۰۰۰۸ | -۰/۵۴ | ۰/۲۱ | -۰/۱۸ |
| ۰/۶ | ۸/۳۴** | ۰/۰۰۱ | ۰/۰۰۶** | ۰/۹۵ | -۰/۰۲۶ | ۰/۱۲ |
| ۰/۷ | ۳/۵۸ | ۰/۰۰۴ | ۰/۰۰۰۸ | ۶/۳۲** | -۰/۰۳۳ | ۰/۲۲ |
| ۰/۸ | ۳/۷۶*** | ۰/۰۰۲ | ۰/۰۰۲ | ۶/۳۵ | -۰/۱۹ | -۰/۰۲۵*** |
| ۰/۹ | ۳/۸۱** | ۰/۰۰۲ | ۰/۰۰۱ | ۶/۵۳*** | -۰/۲۶ | -۰/۱۶ |
| OLS | ۱۳/۸۱*** | ۰/۰۰۲ | ۰/۰۰۳ | -۴/۸۷*** | ۰/۳۳ | -۰/۰۴ |

* معنی داری در سطح ۱۰٪، ** معنی داری در سطح ۵٪، *** معنی داری در سطح ۱٪

مأخذ: محاسبات پژوهشگرها با استفاده از نرم افزار Eviews

در مقادیر میانی نرخ ارز حقیقی (بازار ارز نرمال) نیز، افزایش قیمت نفت باعث افزایش نرخ ارز حقیقی برای ایران در دهکهای چهارم و ششم و برای نیجریه و الجزایر در دهک ششم می شود در حالی که تاثیری بر نرخ ارز حقیقی عربستان ندارد. بنابراین اگرچه با افزایش درآمدهای حاصل از صادرات نفت عرضه ارز افزایش می یابد، اما تقاضای ارز نیز به سبب نیاز به واردات محصولات صنعتی و نیمه صنعتی و یا فرآورده های نفتی مانند بنزین افزایش بیشتری نسبت به آن داشته و موجب افزایش نرخ ارز حقیقی شده است.

جدول (۶): نتایج تخمین در دهک های مختلف رگرسیون چندک (متغیر وابسته: نرخ ارز حقیقی نیجریه)

| Quantile | Intercept | Lonp | Lopp | Dlp | DLGSG | D1 | D۴ |
|----------|-----------|---------|----------|---------|----------|---------|----------|
| ۰/۱ | ۱/۵۵ | ۰/۰۰۱ | ۰/۰۰۲ | ۱/۵۱** | -۰/۳۳*** | ۱/۲۹*** | -۰/۱۴** |
| ۰/۲ | ۰/۰۱ | -۰/۰۰۰۲ | ۰/۰۰۴** | ۲/۶۲*** | -۰/۲۶*** | ۱/۲۹*** | -۰/۰۲ |
| ۰/۳ | ۰/۳۲ | -۰/۰۰۰۲ | ۰/۰۰۴* | ۲/۴۳*** | -۰/۲۳*** | ۱/۳۰*** | -۰/۰۶ |
| ۰/۴ | ۰/۱۹ | ۰/۰۰۰۲ | ۰/۰۰۴ | ۲/۵۷*** | -۰/۲۲*** | ۱/۲۶*** | -۰/۲۲ |
| ۰/۵ | ۰/۷۷ | ۰/۰۰۰۵ | ۰/۰۰۴ | ۲/۲۸*** | -۰/۲۱*** | ۱/۱۲*** | -۰/۱۰*** |
| ۰/۶ | ۰/۷۷ | -۰/۰۰۰۶ | ۰/۰۰۵*** | ۲/۳۸*** | -۰/۲۲*** | ۰/۹۹*** | -۰/۱۰** |

| | | | | | | | |
|-----|---------|--------|----------|---------|----------|----------|---------|
| ۰/۷ | ۱/۳۱* | ۰/۰۰۰۹ | ۰/۰۰۲ | ۲/۳۲*** | -۰/۲۴*** | ۰/۵۷* | -۰/۰۸** |
| ۰/۸ | ۱/۶۵*** | ۰/۰۰۱* | ۰/۰۰۰۶ | ۲/۳۸*** | -۰/۲۱*** | ۰/۲۰ | -۰/۰۷** |
| ۰/۹ | ۱/۸۹*** | -۰/۰۰۱ | ۰/۰۰۱ | ۲/۲۳*** | -۰/۲۷*** | ۰/۱۴ | -۰/۰۳ |
| OLS | ۲/۱۶* | -۰/۰۰۱ | ۰/۰۰۵*** | ۱/۵۱ | -۰/۱۶ | -۰/۸۴*** | -۰/۱۷* |

*معنی‌داری در سطح ۱۰٪، ** معنی‌داری در سطح ۵٪، *** معنی‌داری در سطح ۱٪

مأخذ: محاسبات پژوهشگرها با استفاده از نرم افزار Eviews

در دهکهای بالای نرخ ارز حقیقی نیز نتایج حاکی از عدم تاثیر افزایش قیمت نفت بر نرخ ارز حقیقی هر چهار کشور می باشد.

همچنین نتایج نشان می دهد که کاهش قیمت نفت اثر معناداری بر ارزش پول ملی کشورهای ایران، نیجریه و الجزایر در مقابل دلار آمریکا ندارد در حالیکه برای عربستان، کاهش قیمت نفت در مقادیر پایین نرخ ارز حقیقی (دهکهای اول تا سوم) اثر منفی معنی دار بر نرخ ارز حقیقی این کشور داشته و سبب تضعیف ریال این کشور در برابر دلار آمریکا شده است که می تواند سبب ثبات در بازار ارز خارجی این کشور گردد. این واقعیت نتیجه کاهش درآمد ارزی ناشی از کاهش قیمت نفت در یک اقتصاد نفتی است. همچنین این نتایج تائید کننده نتایج مطالعات سو و همکاران (۲۰۱۶)، النوسیر و اولسن (۲۰۱۹) و هانگ لا (۲۰۱۸) مبنی بر تاثیر گذاری بیشتر شوکها در شرایط تضعیف یا تقویت شدید پولی ملی است. با توجه به نتایج بدست آمده، هیچگونه رفتار سوداگرانه بی ثبات کننده بازار ارز که ناشی از شوکهای مثبت و منفی قیمت نفت باشد (نظیر تشدید تقویت پول ملی اندونزی، کره، فیلیپین و تایلند بر اثر افزایش قیمت نفت در سطوح پایین نرخ ارز حقیقی و یا تشدید تضعیف پول ملی اندونزی بر اثر افزایش قیمت نفت در سطوح بالای نرخ ارز حقیقی در مطالعه النوسیر و اولسن (۲۰۱۹)) برای این کشورها مشاهده نمی شود. منظور از رفتار سوداگرانه بی ثبات کننده بازار ارز آن است که یک ارز که در حال تقویت (تضعیف) است بوسیله سفته بازان خریده (فروخته) شود، با این باور که آن ارز در آینده بیشتر تقویت (تضعیف) خواهد گردید.

جدول (۷): نتایج تخمین در دهکهای مختلف رگرسیون چندک

(متغیر وابسته: نرخ ارز حقیقی الجزایر)

| Quantile | Intercept | Lonp | Lopp | DLP | D1 | D5 |
|----------|-----------|--------|----------|---------|----------|---------|
| ۰/۱ | ۱/۹۵* | ۰/۰۰۳* | -۰/۰۰۳ | ۱/۸۸* | -۰/۳۷*** | ۰/۲۰*** |
| ۰/۲ | ۱/۰۸ | ۰/۰۰۲ | -۰/۰۰۰۶ | ۲/۸۲*** | ۰/۲۶*** | ۰/۱۷*** |
| ۰/۳ | ۰/۷۰* | ۰/۰۰۱ | ۰/۰۰۱** | ۳/۱۸*** | ۰/۲۶*** | ۰/۱۶*** |
| ۰/۴ | ۰/۸۹** | ۰/۰۰۰۱ | ۰/۰۰۰۸* | ۳/۰۲*** | ۰/۲۶*** | ۰/۱۶*** |
| ۰/۵ | ۱/۱۳*** | ۰/۰۰۰۳ | ۰/۰۰۰۸* | ۲/۸۰*** | -۰/۲۶*** | ۰/۱۶*** |
| ۰/۶ | ۱/۱۵*** | ۰/۰۰۰۴ | ۰/۰۰۰۹** | ۲/۷۹*** | ۰/۲۶*** | ۰/۱۶*** |

| | | | | | | |
|-----|--------|---------|---------|---------|----------|---------|
| ۰/۷ | ۰/۸۹** | ۰/۰۰۰۵ | ۰/۰۰۰۶* | ۳/۰۴*** | -۰/۲۶*** | ۰/۱۷*** |
| ۰/۸ | ۰/۴۵ | ۰/۰۰۰۶* | ۰/۰۰۰۷* | ۳/۴۵*** | -۰/۲۸*** | ۰/۱۷*** |
| ۰/۹ | -۰/۴۴ | ۰/۰۰۰۷ | ۰/۰۰۰۳ | ۴/۳۱*** | ۰/۳۰*** | ۰/۱۶*** |
| OLS | ۰/۹۰** | ۰/۰۰۰۱ | ۰/۰۰۰۵ | ۲/۹۹*** | ۰/۲۸*** | ۰/۱۷*** |

*معنی داری در سطح ۱۰٪، **معنی داری در سطح ۵٪، ***معنی داری در سطح ۱٪

مأخذ: محاسبات پژوهشگرها با استفاده از نرم افزار Eviews

آنچنان که دیدیم، اثر شوکهای نفتی ممکن است از نظر اندازه و علامت و معنی داری بر روی دهکهای مختلف نرخ ارز متفاوت باشد. سو و همکاران (۲۰۱۶) دو توضیح ممکن در مورد تفاوت اثر این شوکها در چندکهای مختلف پیشنهاد کردند که عبارتند از اثر مداخله بانک مرکزی در بازار ارز خارجی و اثر انتخاب صادرات. بر طبق اثر اول، هنگامی که پول رایج یک کشور تضعیف (تقویت) شدیدی را در دهکهای پایینی (بالایی) تجربه می کند، بانک مرکزی آن کشور برای جلوگیری از اثرات منفی این تضعیف (تقویت) شدید نرخ ارز بر اقتصاد داخلی، در بازار ارز خارجی مداخله کرده و با کاهش (افزایش) ذخایر ارزی خارجی موجب تعادل در حساب جاری خواهد گردید. این بیانگر این است که تقویت معنی داری دلار آمریکا در چندکهای بالایی و تضعیف معنی دار دلار آمریکا در چندکهای پایینی اثر شوکهای قیمت نفت بر نرخ ارز را به سبب مداخله بانک مرکزی افزایش خواهد داد. اثر دوم، اثر "انتخاب صادرات"^۱ است. طبق این نظریه، شرکت های بازرگانی با بهره‌وری های متفاوت در هنگام کاهش ارزش پول داخلی واکنش متفاوتی نشان می دهند. شرکت های دارای بهره‌وری بالا در مواجهه با کاهش ارزش پول ملی، قیمت کالاهای صادراتی خود را افزایش می دهد. در حالی که شرکت های با بهره‌وری پایین، حجم صادراتشان را افزایش می دهد (نوسیر و اولسن، ۲۰۱۹).

جدول (۸): نتایج تخمین در دهک های مختلف رگرسیون چندک

(متغیر وابسته: نرخ ارز حقیقی عربستان)

| Quantile | Intercept | Lonp | Lopp | DLP | DLGSG | D1 | D3 | D5 |
|----------|-----------|------------|----------|---------|----------|---------|----------|----------|
| ۰/۱ | ۰/۸۵*** | -۰/۰۰۰۵*** | ۰/۰۰۰۰۳ | ۱/۲۶*** | -۰/۱۷** | ۰/۰۰۶ | -۰/۰۴* | -۰/۰۴*** |
| ۰/۲ | ۰/۸۹*** | -۰/۰۰۰۴*** | ۰/۰۰۰۰۲ | ۱/۱۸*** | -۰/۱۹*** | ۰/۰۴** | -۰/۰۷*** | -۰/۰۳** |
| ۰/۳ | ۰/۸۶*** | -۰/۰۰۰۴** | ۰/۰۰۰۰۱ | ۱/۲۶*** | -۰/۱۶** | ۰/۰۳* | -۰/۰۷*** | -۰/۰۴** |
| ۰/۴ | ۰/۸۱*** | -۰/۰۰۰۰۳ | ۰/۰۰۰۰۳ | ۱/۲۹*** | -۰/۰۰۴ | ۰/۰۳* | -۰/۰۴ | -۰/۰۷* |
| ۰/۵ | ۰/۸۳*** | -۰/۰۰۰۰۲ | ۰/۰۰۰۰۴ | ۱/۱۹*** | -۰/۰۰۸ | ۰/۰۴* | -۰/۰۰۱ | -۰/۰۰** |
| ۰/۶ | ۰/۸۴*** | ۰/۰۰۰۰۳ | -۰/۰۰۰۰۱ | ۱/۱۳*** | ۰/۱۵ | ۰/۰۵* | ۰/۰۶** | -۰/۱۹*** |
| ۰/۷ | ۰/۹۶*** | ۰/۰۰۰۰۱ | -۰/۰۰۰۰۸ | ۰/۸۴*** | ۰/۰۰۶ | ۰/۰۷*** | ۰/۰۶** | -۰/۱۹*** |
| ۰/۸ | ۰/۹۶*** | ۰/۰۰۰۰۱ | -۰/۰۰۰۰۱ | ۰/۹۲*** | -۰/۰۰۲ | ۰/۰۸*** | ۰/۰۴** | -۰/۱۹*** |

^۱. Export selection effect

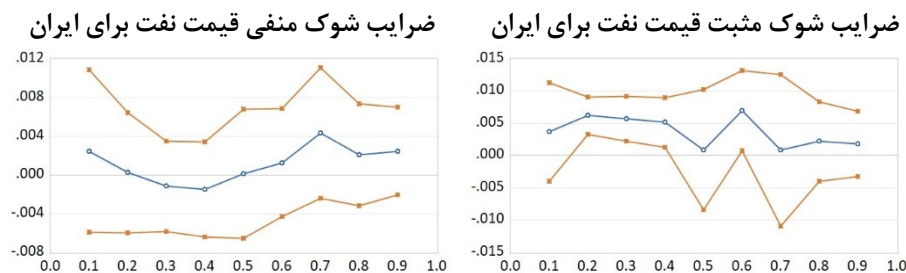
| | | | | | | | | | |
|-----|-----|---------|---------|---------|---------|-------|---------|---------|----------|
| | ۰/۹ | ۰/۹۶*** | ۰/۰۰۰۲ | -۰/۰۰۰۱ | ۰/۹۳*** | ۰/۰۰۴ | ۰/۰۹*** | ۰/۰۵*** | -۰/۲۰*** |
| OLS | | ۰/۶۹*** | -۰/۰۰۰۴ | ۰/۰۰۰۲ | ۱/۷۴*** | -۰/۰۵ | -۰/۰۰۱ | -۰/۰۰۲ | -۰/۱۱*** |

*معنی‌داری در سطح ۱۰٪، **معنی‌داری در سطح ۵٪، ***معنی‌داری در سطح ۱٪

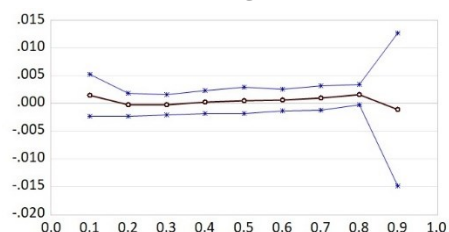
مأخذ: محاسبات پژوهشگرها با استفاده از نرم افزار Eviews

ضریب متغیر کنترلی تفاوت بهره‌وری (Dlp) برای ایران در دهک‌های هفتم و نهم، برای نیجریه و عربستان در تمامی دهک‌ها و برای الجزایر در تمامی دهک‌ها بجز دهک اول نرخ ارز حقیقی مثبت و معنی دار است. این بیانگر برقراری اثر بالا-ساموئلسون در هر چهار کشور منتخب صادرکننده نفت اوپک می باشد که می تواند به دلیل تفاوت رشد بهره‌وری در بخش تجاری این کشورها نسبت به بخش غیر تجاری آنها باشد. زیرا با افزایش دستمزد در بخش تجاری به دلیل افزایش بهره‌وری و سپس در بخش غیر تجاری، قیمت در بخش غیر تجاری افزایش یافته است و با توجه به تعیین قیمت نفت (عمده کالای تجاری این کشورها) در بازارهای جهانی، قیمت نسبی کالاهای غیر تجاری در این کشورها افزایش یافته و موجب افزایش نرخ ارز حقیقی آنها می گردد. این نتیجه با یافته‌های مطالعه قویدل و همکاران (۱۳۹۵)، در خصوص وجود اثر بالا-ساموئلسون در ایران و همچنین مطالعه هاشم پور (۱۳۹۱)، در خصوص وجود اثر بالا-ساموئلسون در کشورهای صادرکننده عمده نفت همخوانی دارد. همچنین این ضریب برای ایران در دهک‌های اول تا چهارم منفی و معنی دار بوده است و بنابراین افزایش تفاوت بهره‌وری ایران با آمریکا در چهار دهک پایین نرخ ارز حقیقی منجر به کاهش نرخ ارز حقیقی می گردد. با توجه به استفاده از داده‌های تولید ملی سرانه به عنوان متغیر جایگزین بهره‌وری در مدل پیشنهادی، ممکن است این رابطه منفی در سطوح پایین نرخ ارز حقیقی ناشی از افزایش واردات کالاهای صنعتی باشد که از طریق بهبود تکنولوژی تولید و یا بالا بردن شدت سرمایه موجب افزایش بهره‌وری و تولید سرانه می گردد.

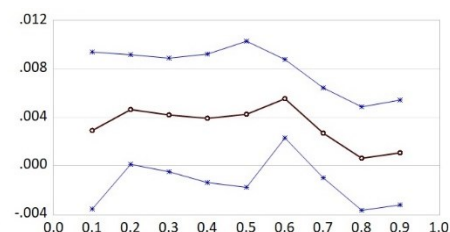
نمودار (۵): ضرایب برآوردی رگرسیون چندک شوکهای مثبت و منفی قیمت نفت به همراه فواصل اطمینان ۹۵٪



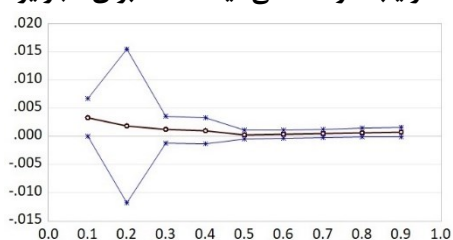
ضرایب شوک منفی قیمت نفت برای نیجریه



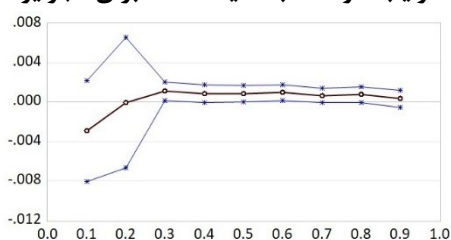
ضرایب شوک مثبت قیمت نفت برای نیجریه



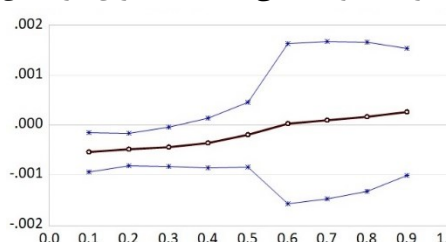
ضرایب شوک منفی قیمت نفت برای الجزایر



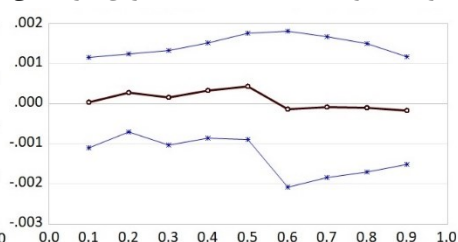
ضرایب شوک مثبت قیمت نفت برای الجزایر



ضرایب شوک منفی قیمت نفت برای عربستان



ضرایب شوک مثبت قیمت نفت برای عربستان



مأخذ: محاسبات پژوهشگرها با استفاده از نرم افزار Eviews

متغیر کنترلی تفاوت تقاضا (DIGSG) برای ایران در دهکهای اول و دوم اثر مثبت و معنادار بر نرخ ارز حقیقی داشته است که می تواند ناشی از اجرای پیوسته یک سیاست مالی به منظور افزایش تقاضای داخلی باشد که این خود سبب افزایش نرخ ارز حقیقی بر اثر افزایش قیمت نسبی کالاهای غیر تجاری می گردد تا زمانی که بانک مرکزی مستقل باشد و کسری های مالی را پولی نکند (اوزبیلگین^۱، ۲۰۱۵). همچنین از آنجا که در این مطالعه از نسبت هزینه های دولت به تولید ناخالص داخلی به عنوان متغیر تقاضا استفاده شده است، افزایش هزینه های دولت از دو طریق منجر به افزایش نرخ ارز حقیقی می گردد. نخست آنکه افزایش هزینه های دولت سبب شوک منفی عرضه کالاهای غیر تجاری می شود و دوماً آنکه هزینه های دولت مکمل مصرفی است (اوزبیلگین،

^۱. Özbilgin

۲۰۱۵). بعلاوه در در دهکهای پایین نرخ ارز حقیقی به دلیل ارزانتر بودن کالاهای خارجی نسبت به کالاهای داخلی واردات افزایش یافته و صادرات کاهش می‌یابد و بنابراین نرخ ارز حقیقی افزایش می‌یابد. این ضریب برای نیجریه در تمامی دهکها و برای عربستان در سه دهک پایینی اثر منفی بر نرخ ارز حقیقی این کشورها داشته است که می‌تواند ناشی از تورش تقاضای داخلی به سمت کالاهای تجاری باشد که منجر به کاهش نرخ ارز حقیقی آنها می‌گردد (هاشم پور، ۱۳۹۰). این تورش تقاضا به سمت کالاهای تجاری ممکن است به واسطه ارتباطات تجاری بیشتر در فرایند تجارت کشورها با کشورهای توسعه یافته تر باشد (کاندلون و همکاران، ۲۰۰۷). نمودارهای مربوط به ضرایب برآورد شده رگرسیون چندک برای شوکهای مثبت و منفی قیمت نفت به همراه فاصله اطمینان ۹۵٪ آنها در نمودار (۵) آورده شده است.

جدول (۹): آزمون برابری شیب ضرایب رگرسیون چندکی

| کشور | متغیر | Q0/1 | Q0/2 | Q0/3 | Q0/4 | Q0/5 | Q0/6 | Q0/7 | Q0/8 | Q0/1 | Q0/5 |
|---------|---------|---------------|--------|--------|--------|---------------|---------------|--------|--------|---------------|---------------|
| | | = | = | = | = | = | = | = | = | = | = |
| | | Q0/2 | Q0/3 | Q0/4 | Q0/5 | Q0/6 | Q0/7 | Q0/8 | Q0/9 | Q0/5 | Q0/9 |
| ایران | Lonp | ۰/۴۹۹۷ | ۰/۵۰۴۵ | ۰/۸۱۷۳ | ۰/۴۸۸۷ | ۰/۶۰۵۷ | ۰/۱۶۸۹ | ۰/۳۲۹۹ | ۰/۸۵۷۴ | ۰/۶۱۷۵ | ۰/۵۱۱۹ |
| | Lopp | ۰/۴۱۳۳ | ۰/۶۷۴۷ | ۰/۶۱۸۶ | ۰/۲۴۸۶ | ۰/۰۷۸۸ | <u>۰/۰۲۸۱</u> | ۰/۷۵۵۹ | ۰/۸۷۰۸ | ۰/۶۰۰۳ | ۰/۸۵۳۹ |
| | Dlp | ۰/۴۵۷۸ | ۰/۶۹۸۳ | ۰/۸۱۴۹ | ۰/۰۸۸۹ | ۰/۶۲۴۸ | <u>۰/۰۱۴۴</u> | ۰/۹۸۳۴ | ۰/۹۲۴۵ | ۰/۱۶۸۹ | ۰/۱۳۳۶ |
| | DLGSG | ۰/۵۰۰۵ | ۰/۴۴۹۶ | ۰/۷۳۰۸ | ۰/۴۴۰۶ | ۰/۳۱۰۵ | ۰/۹۷۵۸ | ۰/۵۰۱۳ | ۰/۸۱۲۷ | ۰/۱۴۴۱ | ۰/۲۳۶۸ |
| | D2 | ۰/۶۷۸۶ | ۰/۶۳۹۳ | ۰/۸۳۰۹ | ۰/۱۲۸۱ | ۰/۷۸۹۹ | ۰/۵۷۱۴ | ۰/۲۱۱۷ | ۰/۲۱۴۴ | ۰/۲۲۶۵ | ۰/۲۷۹۱ |
| | نیجریه | Lonp | ۰/۲۵۰۲ | ۰/۹۹۷۸ | ۰/۴۱۹۱ | ۰/۷۲۶۵ | ۰/۹۴۸۵ | ۰/۶۳۲۹ | ۰/۴۴۱۶ | ۰/۶۸۲۷ | ۰/۶۲۲۹ |
| Lopp | | ۰/۴۹۳۸ | ۰/۷۹۲۱ | ۰/۸۶۱۰ | ۰/۸۷۰۱ | ۰/۶۸۲۹ | <u>۰/۰۱۴۶</u> | ۰/۱۴۲۲ | ۰/۸۶۸۲ | ۰/۷۱۹۷ | ۰/۳۳۰۱ |
| Dlp | | ۰/۰۹۵۰ | ۰/۶۲۴۵ | ۰/۶۵۲۱ | ۰/۳۱۷۴ | ۰/۷۲۳۰ | ۰/۷۹۴۳ | ۰/۸۱۴۸ | ۰/۶۱۶۸ | ۰/۲۹۳۵ | ۰/۹۰۰۷ |
| DLGSG | | ۰/۱۴۱۵ | ۰/۴۴۹۸ | ۰/۷۶۹۸ | ۰/۷۷۸۶ | ۰/۸۹۸۲ | ۰/۶۷۹۲ | ۰/۶۷۵۸ | ۰/۴۲۲۸ | ۰/۱۰۷۴ | ۰/۵۳۱۲ |
| D1 | | ۰/۹۴۷۹ | ۰/۸۶۳۰ | ۰/۴۱۲۹ | ۰/۱۷۹۴ | ۰/۴۷۲۸ | <u>۰/۰۳۵۶</u> | ۰/۲۲۸۵ | ۰/۷۰۸۱ | ۰/۲۵۸۰ | <u>۰/۰۰۰۰</u> |
| D۴ | | <u>۰/۰۳۳۳</u> | ۰/۳۴۳۰ | ۰/۸۴۶۱ | ۰/۱۲۷۸ | ۰/۹۳۵۴ | ۰/۴۳۱۳ | ۰/۷۷۸۱ | ۰/۱۸۴۸ | ۰/۴۵۱۰ | ۰/۱۴۸۹ |
| الجزایر | Lonp | ۰/۸۰۴۷ | ۰/۹۱۶۷ | ۰/۸۷۲۰ | ۰/۴۲۹۷ | ۰/۶۶۰۶ | ۰/۷۳۱۷ | ۰/۵۷۶۷ | ۰/۹۴۱۱ | <u>۰/۰۴۹۹</u> | ۰/۴۲۸۴ |
| | Lopp | ۰/۳۵۲۴ | ۰/۷۰۵۹ | ۰/۴۱۷۰ | ۰/۹۸۸۸ | ۰/۶۴۹۶ | ۰/۱۹۹۹ | ۰/۷۱۶۵ | ۰/۲۶۲۶ | ۰/۱۳۱۷ | ۰/۳۲۶۳ |
| | Dlp | ۰/۲۶۹۶ | ۰/۵۴۴۹ | ۰/۴۵۸۹ | ۰/۳۵۱۵ | ۰/۹۴۹۸ | ۰/۲۰۶۶ | ۰/۷۰۴۹ | ۰/۳۸۶۳ | ۰/۳۲۸۸ | <u>۰/۰۲۱۵</u> |
| | D1 | ۰/۱۱۷۹ | ۰/۷۲۲۰ | ۰/۵۲۹۴ | ۰/۹۸۸۹ | ۰/۹۱۸۲ | ۰/۶۳۳۴ | ۰/۷۲۱۴ | ۰/۵۱۴۹ | ۰/۰۷۱۹ | ۰/۱۰۴۰ |
| | D۵ | ۰/۱۷۶۵ | ۰/۶۷۰۲ | ۰/۳۷۷۲ | ۰/۸۲۹۹ | ۰/۶۴۷۸ | ۰/۱۱۱۷ | ۰/۹۸۴۸ | ۰/۳۸۶۳ | <u>۰/۰۱۸۰</u> | ۰/۶۳۰۲ |
| | عربستان | Lonp | ۰/۷۱۴۸ | ۰/۶۹۴۵ | ۰/۶۶۰۰ | ۰/۳۸۳۷ | ۰/۷۱۴۷ | ۰/۸۹۸۶ | ۰/۸۹۸۳ | ۰/۸۶۸۹ | ۰/۲۹۲۱ |
| Lopp | | ۰/۶۰۳۹ | ۰/۷۵۴۴ | ۰/۶۵۸۹ | ۰/۸۰۵۲ | ۰/۳۶۸۱ | ۰/۹۲۳۷ | ۰/۹۷۵۲ | ۰/۹۰۸۵ | ۰/۶۰۰۱ | ۰/۴۵۰۱ |
| Dlp | | ۰/۶۱۲۵ | ۰/۵۹۷۰ | ۰/۸۶۹۵ | ۰/۵۵۶۰ | ۰/۷۶۰۶ | <u>۰/۰۲۹۵</u> | ۰/۶۵۱۲ | ۰/۹۷۵۳ | ۰/۷۷۸۹ | ۰/۳۵۵۴ |
| DLGSG | | ۰/۷۷۰۶ | ۰/۶۳۱۶ | ۰/۳۰۲۱ | ۰/۵۲۰۵ | ۰/۶۹۰۸ | ۰/۴۰۸۶ | ۰/۶۰۱۲ | ۰/۹۶۰۸ | ۰/۲۶۰۸ | ۰/۷۴۳۴ |
| D1 | | <u>۰/۰۴۵۵</u> | ۰/۵۴۸۴ | ۱/۰۰۰۰ | ۰/۵۲۸۳ | ۰/۵۸۱۸ | ۰/۲۴۹۲ | ۰/۶۸۱۹ | ۰/۸۲۸۹ | <u>۰/۰۰۴۳</u> | ۰/۱۱۰۵ |
| D3 | | ۰/۱۰۸۱ | ۰/۵۵۷۲ | ۰/۲۹۵۵ | ۰/۳۷۸۳ | <u>۰/۰۱۶۴</u> | ۰/۶۸۵۵ | ۰/۳۴۶۸ | ۰/۷۰۴۳ | ۰/۵۲۲۲ | ۰/۱۹۹۷ |

| | | | | | | | | | | |
|----|--------|--------|--------|--------|---------------|--------|--------|--------|--------|--------|
| D5 | ۰/۴۴۶۸ | ۰/۴۷۹۰ | ۰/۲۱۲۴ | ۰/۳۴۹۹ | <u>۰/۰۰۹۷</u> | ۰/۹۵۲۳ | ۰/۹۵۰۵ | ۰/۶۲۰۷ | ۰/۱۸۱۳ | ۰/۰۶۱۱ |
|----|--------|--------|--------|--------|---------------|--------|--------|--------|--------|--------|

اعداد گزارش شده در جدول مقادیر P-value برای فرض صفر آزمون برابری شیب ضرایب رگرسیون چندک می باشد. مقادیر P-value پررنگتر نشاندهنده رد فرض صفر برابری شیب ضرایب رگرسیون می باشد.

مأخذ: محاسبات پژوهشگرها با استفاده از نرم افزار Eviews

در ادامه آزمون برابری شیب خطوط رگرسیون چندک را به ازای دو به دوی چندک های متوالی و نیز آزمون برابری شیب خطوط رگرسیون چندک دهک میانی با دهکهای اول و نهم محاسبه و نتایج در جدول (۹) گزارش شده است. همانگونه که از نتایج جدول شماره (۹) پیداست، فرض صفر برابری شیب ضرایب رگرسیون چندک متغیر شوک مثبت قیمت نفت برای دهکهای ششم و هفتم کشورهای ایران و نیجریه در سطح ۵٪ رد شده است. اما برای دو کشور دیگر در همان سطح معنی داری در هیچ یک از دهکها این فرض صفر رد نشده است. همچنین فرض صفر برابری شیب ضرایب رگرسیون چندک متغیر شوک منفی قیمت نفت نیز تنها برای دهکهای اول و پنجم کشور الجزایر در سطح ۵٪ رد شده است. نتایج این آزمون برای سایر متغیرهای مدل پیشنهادی نیز در جدول مذکور آورده شده است.

۵. نتیجه گیری و پیشنهادها

هدف از این مطالعه بررسی تأثیر شوک های قیمت نفت بر نرخ ارز حقیقی چهار کشور منتخب عضو اوپک (ایران، الجزایر، نیجریه و عربستان) طی دوره ۱۹۹۳-۲۰۱۸ با استفاده از رگرسیون چندک است. در مرحله نخست ایستایی داده ها با استفاده از آزمون دیکی فولر تعمیم یافته و فلیپس- پرون مورد آزمون قرار گرفت و با توجه به عدم ایستایی تفاضل مرتبه اول داده ها، در مرحله بعد از آزمونهای ایستایی با لحاظ شکست ساختاری استفاده گردید. برای این منظور از دو روش الگوهای پسماند جمعی (AO) و الگوی پسماند دور افتاده ابداعی (IO) بهره گرفته شد. نتایج این دو آزمون نشان می دهد که کلیه متغیرها بعد از یک بار تفاضل گیری ایستا شده اند. در ادامه با توجه به احتمال وقوع بیش از یک شکست ساختاری در داده ها از آزمون بای-پرون (۲۰۰۳) استفاده گردید که نتایج بدست آمده وقوع سه شکست ساختاری در داده های عربستان و چهار شکست ساختاری برای سایر کشورها را تائید می کرد. سپس با توجه به مدل رگرسیون چندک پیشنهادی و

لحاظ شکست‌های ساختاری در داده‌ها، تمامی تصریح‌های مختلف بررسی و نتایج بهترین تصریح جهت تحلیل نتایج مورد استفاده قرار گرفت.

نتایج نشان می‌دهد که اثرگذاری شوک‌های قیمت نفت بر نرخ ارز حقیقی کشورهای مورد بررسی به وضعیت بازار ارز و نوع شوک (مثبت یا منفی) قیمت نفت بستگی دارد که این نتیجه برای کشورهای مختلف متفاوت و نامتقارن است. بنابراین، سیاست‌گذارانی که به دنبال تثبیت نرخ ارز حقیقی هستند باید به تغییرات در بازار نفت و آنچه در بازار ارز خارجی در جریان است، توجه کنند. به ویژه آنکه تأثیر شوک‌های قیمت نفت بر نرخ ارز حقیقی، در بازارهای ارزی رو به رونق و رو به افول نسبت به شرایط عادی بازار ارز قوی‌تر است. همچنین نتایج بدست آمده تأیید کننده اثر بالاسا-ساموئلسون برای هر چهار کشور مورد بررسی است.

منابع:

- رضی‌زاده، علی (۱۳۹۵)، بررسی تأثیر شوک‌های نفتی بر نرخ ارز در ایران: رهیافت غیرخطی مارکوف-سوئیچینگ، فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی، ۲۴(۱۴۴): ۷۹-۱۲۳.
- قویدل و همکاران (۱۳۹۵)، بررسی اثر بالاسا-ساموئلسون در ایران، دوفصلنامه اقتصاد پولی، مالی (دانش و توسعه سابق) دوره جدید، ۲۳(۱۱): ۱-۲۵.
- شهبازی، کیومرث؛ کریمی، قمری (۱۳۹۴)، تأثیر آستانه‌ای قیمت نفت بر تراز تجاری دو جانبه ایران: مدل رگرسیون انتقال ملایم پانلی، فصلنامه علمی-پژوهشی مدل‌سازی اقتصادی، ۸(۲۸): ۶۳-۸۱.
- شهرکی، جواد و مرادی، حمید (۱۳۹۳)، عوامل تعیین کننده نرخ واقعی ارز؛ با تأکید بر قیمت نفت برای مقایسه کشورهای صادرکننده و واردکننده نفت، فصلنامه مطالعات اقتصاد انرژی، ۱۰(۹۳): ۴۰-۶۵.
- قاسمی و همکاران (۱۳۹۱)، تحلیل تأثیر پویای تغییرات قیمت جهانی نفت خام بر نرخ ارز حقیقی در کشورهای منتخب عضو اوپک، چهارمین همایش ملی اقتصاد، دانشگاه آزاد اسلامی واحد خمینی شهر، آذرماه ۹۱.
- مهدوی عادل، محمدحسین، قزلباش، اعظم، دانش‌نیا، محمد (۱۳۹۱)، اثر تغییرات قیمت نفت بر متغیرهای عمده کلان اقتصاد، پژوهشنامه اقتصاد انرژی ایران، ۱(۳): ۱۳۱-۱۷۰.
- هاشم پور، زینب (۱۳۹۰)، برآورد نرخ حقیقی ارز در کشورهای عمده صادرکننده نفت (۲۰۰۵-۱۹۷۰)، فصلنامه علمی پژوهشی برنامه ریزی و بودجه، ۱۶(۳): ۸۵-۱۰۸.

شکیبایی، علیرضا و همکاران (۱۳۸۷)، بررسی رابطه بلندمدت بین نرخ ارز و قیمت های نفت در کشورهای عضو اوپک، دانش و توسعه، ۱۵(۲۵): ۶۷-۸۵.

Adeniyi, O. A., Omisakin, D., Olusegun, A., Yaqub, J. & Oyinlola, A. (2012). Oil price-exchange rate nexus in Nigeria: further evidence from an oil exporting economy, *International Journal of Humanities and Social Science (Special Issue)*, Vol. 2, No. 8: 113-121.

Amano, R. A. & Van Norden, S. (1998), Oil prices and the rise and fall of the US real exchange rate, *Journal of international Money and finance*, 17(2): 299-316.

Beckmann, J., Czudaj, R. & Arora, V. (2017), The Relationship between Oil Prices and Exchange Rates: Theory and Evidence, Working paper series, U.S. Department of Energy, June 2017.

Basher, S. A., Haug, A. A. & Sadorsky, P. (2012), Oil prices, exchange rates and emerging stock markets, *Energy Economics*, 34(1): 227-240.

Basnet, H. C. & Upadhyaya, K. P. (2015), Impact of oil price shocks on output, inflation and the real exchange rate: evidence from selected ASEAN countries, 47(29): 3078-3091

Binder, M. & Coad, A. (2011), From average Joe's happiness to miserable Jane and cheerful John: using quantile regressions to analyze the full subjective well-being distribution, *J. Econ. Behav. Organ*, 79 (3): 275-290.

Camarero, M. & Tamarit, C. (2002), A panel cointegration approach to the estimation of the peseta real exchange rate, *Journal of Macroeconomics*, 24(3): 371-393.

Candelon, B., Kool, C., Raabe, K. & van Veen, T. (2007), Long-run real exchange rate determinants: Evidence from eight new EU member states, 1993-2003, *Journal of Comparative Economics*, 35(1): 87-107.

Chaudhuri, K. & Daniel, B. C. (1998), Long-run equilibrium real exchange rates and oil prices, *Economics letters*, 58(2): 231-238.

Chen, S. S. & Chen, H. C. (2007), Oil prices and real exchange rates, *Energy Economics*, 29(3): 390-404.

Coudert, V. & Mignon, V. (2016), Reassessing the empirical relationship between the oil price and the dollar, *Energy Policy*, 95 :147-157.

Djebbouri, M. (2018), Impact of Oil Price Shocks on Exchange Rate in Algeria, *International Journal of Finance and Accounting*, 7(5): 133-141.

- Fratzscher, M., Schneider, D. & Van Robays, I. (2014), Oil prices, exchange rates and asset prices, ECB Working paper series, No. 1689, July 2014.
- Golub, S. (1983), Oil prices and exchange rates, *Economic Journal*, 93:576–593.
- Golub, S. S. (1983), Oil prices and exchange rates, *The Economic Journal*, 93(371): 576-593.
- Hassan, S. A. & Zaman, KH. (2012), Effect of oil prices on trade balance: New insights into the cointegration relationship from Pakistan, *Economic Modeling*, 29(6): 2125–2143.
- Haug, A. A., & Basher, S. A. (2019), Exchange rates of oil exporting countries and global oil price shocks: A nonlinear smooth-transition approach, *Applied Economics*, 51(48): 5282-5296.
- Iwaisako, T. & Nakata, H. (2016), Impacts of oil shocks on exchange rates and macroeconomic variables: A multi-country analysis, *RIETI discussion paper series 16-E-039*.
- Jung, Y. C., Das, A. and McFarlane, A. (2019), The Asymmetric Relationship Between The Oil Price And The US-Canada Exchange rate, *The Quarterly Review Of Economics And Finance*, *The Quarterly Review of Economics and Finance*, Elsevier, 76(C): 198-206.
- Koenker, R. & Bassett, G. (1978), Regression quantiles. *Econometrica*, 46(1): 33–50.
- Korhonen, I. & Ledyeva, S. (2010), Trade linkages and macroeconomic effects of the price of oil, *Energy Econ*, 32(4): 848-856.
- Law, C. H. (2018), The heterogeneous impact of oil price on exchange rate: Evidence from Thailand, *Economics Bulletin*, 38(4): 1748-1756.
- Le, T.H. & Chang, Y. (2013), Oil Price Shocks and Trade Imbalances, *Energy Economics*, 36: 78-96.
- Ma, Y. and Wang, J. (2019), Co-movement between oil, gas, coal, and iron ore prices, the Australian dollar, and the Chinese RMB exchange rates: A copula approach, *Resources Policy*, Vol. 63, October 2019, 101471.
- Mensi, W., Hammoudeh, S., Reboredo, J. C. & Nguyen, D. K. (2014), Do global factors impact BRICS stock markets? A quantile regression approach, *Emerging Markets Review*, 19, 1-17.

- Nguyen, M. (2015), The relationship between oil prices and exchange rates: evidences from Norway, Canada and Mexico (Master's thesis).
- Nouira R., Amor T. H. & Rault C. (2018), Oil price fluctuations and exchange rate dynamics in the MENA region: Evidence from Non-Causality-in-Variance and Asymmetric Non-Causality Tests, Quarterly Review of Economics and Finance, CESifo Working Paper No. 7201. Available at SSRN: <https://ssrn.com/abstract=3275374>.
- Nusair, S. A. & Olson, D. (2019), The effects of oil price shocks on Asian exchange rates: Evidence from quantile regression analysis, Energy Economics, 78: 44-63.
- Özbilgin, H. M. (2015), A review on the relationship between real exchange rate, productivity, and growth, Central Bank of the Republic of Turkey, Vol. 15 (May 15): 61-77.
- Rasasi, A. & Hussain, M. (2016), Essays on the effects of oil price shocks on exchange rates and the economy of Saudi Arabia (Doctoral dissertation, Kansas State University).
- Sedick, A. (2016), An analysis of the impact of crude oil price shocks on the exchange rate in South Africa (Doctoral dissertation, University of the Western Cape).
- Su, X., Zhu, H., You, W. & Ren, Y. (2016), Heterogeneous effects of oil shocks on exchange rates: evidence from a quantile regression approach, SpringerPlus, 5(1): 1187.
- Tiwari, K., Trabelsi, N., Alqahtani, F. & Bachmeier, L. (2019), Modelling systemic risk and dependence structure between the prices of crude oil and exchange rates in BRICS economies: Evidence using quantile coherency and NGCoVaR approaches, Energy Economics, 81: 1011–1028.
- Ugwuanyi, ch. u. (2011), effect of exchange rate fluctuations and oil price shocks: the nigerian experience, 1986-2008. a ph.d thesis in department of economics university of nigeria, nsukka.
- Wu, P. C., Liu, S. Y. & Pan, S. C. (2013), Nonlinear bilateral trade balance-fundamentals nexus: A panel smooth transition regression approach, International Review of Economics and Finance, 27: 318-329.
- Zhu, H., Guo, Y., You, W. & Xu, Y. (2016), The heterogeneity dependence between crude oil price changes and industry stock market returns in China: Evidence from a quantile regression approach, Energy Economics, 55: 30-41.