

Analysis of Saudi Arabia's behavior in normal and interruptions periods in the world oil market

Abdolhamid moarefi mohammadi*

Hadi amiri , Eshagh Ghasemi*****

Abstract

The behavior of Opec's main exporter such as Saudi Arabia has been the most important problem of Iran and other oil importer or exporter countries. Excess capacity in oil production of Saudi Arabia let them, in respect to other OPEC's members such as Iran, have different behavior in normal and interruptions. In this paper, we use seasonal data in the 2000-2018 period. We modified griffin's model and estimated it by the ARDL method and investigate the export's behavior of Saudi Arabia in normal and interruptions periods. We decomposed the other OPEC variable into four different states to evaluate Saudi Arabia's responses in these states. Empirical results show that Saudi Arabia's exports in the normal periods (stability in oil markets) are coordinate and symmetric but in interruptions periods (wars, sanctions,...) is not coordinate and asymmetric with the rest of OPEC countries. also if other OPEC counties have a cumulative increase in oil exports, Saudi Arabia responds in normal and interruptions periods are symmetric (its response is equal in export quantity) but not coordinate (its response is in opposite direction, so export coefficient is negative). This negative coefficient shows that Saudi Arabia's responses in interruptions periods have a stabilizing effect on oil markets. also if other OPEC counties have a cumulative decrease in oil exports, Saudi Arabia's response in normal and interruptions periods is not only asymmetric (its response is not equal in export quantity)

* Assistant Professor, Department of Economics, University of Isfahan (Corresponding Author),
a.h.mohammadi@ase.ui.ir

** Assistant Professor, Department of Economics, University of Isfahan, h.amiri@ase.ui.ac.ir

*** M.A. Student in Economics, University of Isfahan, qasemiissac@gmail.com

Date received: 2020/2/3, Date of acceptance: 2020/5/4

Copyright © 2010, IHCS (Institute for Humanities and Cultural Studies). This is an Open Access article. This work is licensed under the Creative Commons Attribution 4.0 International License. To view a copy of this license, visit <http://creativecommons.org/licenses/by/4.0/> or send a letter to Creative Commons, PO Box 1866, Mountain View, CA 94042, USA.

but also not coordinate(its response is in opposite direction, so export coefficient is negative). Here also a negative coefficient shows that Saudi Arabia's responses in interruptions periods have a stabilizing effect on oil markets. But the empirical result of griffin's model (1985) says that an export cut by other OPEC, Saudi Arabia's response to these four states is similar.

Keywords: Oil markets, OPEC, ARDL, Saudi Arabia.

JEL Classification: C01,C12, O53, Q31.

تحلیل رفتار نامتقارن عربستان در شرایط عادی و آشفتگی در بازار جهانی نفت

عبدالحمید معرفی محمدی*

هادی امیری**، اسحاق قاسمی***

چکیده

چگونگی رفتار عربستان همواره یکی از مسائل مهم پیش روی نه تنها ایران بلکه سایر کشورهای صادرکننده و مصرف کننده نفت بوده است. اضافه ظرفیت در تولید نفت این امکان را برای این کشور فراهم می کند که در دوران عادی و آشفتگی در بازار نفت رفتاری متفاوت از سایر اعضا اوپک مثل ایران از خود نشان دهد. در این مقاله، رفتار صادرات عربستان سعودی با استفاده از داده های فصلی ۲۰۰۰ تا ۲۰۱۸ بررسی شده است. بدین منظور با تعدیل مدل خطی گریفین (Griffin, 1985) و استفاده از روش خود رگرسیون با وقفه های توزیعی (ARDL) رفتار صادراتی عربستان سعودی در دوران عادی و آشفتگی مورد بررسی قرار گرفته است. نتایج نشان می دهد که صادرات عربستان در دوران عادی همسو با "صادرات" باقی اوپک و در دوران آشفتگی در خلاف جهت باقی اوپک تغییر می یابد. این نتایج که کاملاً با نتایج گریفین در تضاد قرار دارد نشان دهنده جایگاه ویژه عربستان در اوپک است.

کلیدواژه ها: اوپک، بازار نفت، مدل خود رگرسیونی با وقفه های توضیحی، عربستان سعودی

طبقه بندی JEL : C01, C12, O53, Q31

* استادیار گروه اقتصاد، دانشگاه اصفهان (نویسنده مسئول)، a.h.mohammadi@ase.ui.ir

** استادیار گروه اقتصاد، دانشگاه اصفهان، h.amiri@ase.ui.ac.ir

*** دانشجوی کارشناسی ارشد اقتصاد انرژی، دانشگاه اصفهان، qasemiissac@gmail.com

تاریخ دریافت: ۱۳۹۸/۱۱/۱۴، تاریخ پذیرش: ۱۳۹۹/۰۲/۱۵

۱. مقدمه

مطالعات انجام شده در زمینه توضیح و تبیین رفتار اوپک، عمدتاً پس از اولین شوکهای نفتی آغاز شد. افزایش قابل ملاحظه قیمت نفت در فاصله زمانی ۷۴-۱۹۷۲ سبب شد مطالعات تجربی و تئوریک زیادی توسط نظریه پردازان اقتصادی به منظور تجزیه و تحلیل رفتار اوپک انجام شود. نتایج مطالعات نشان می‌دهد که دیدگاه واحدی در خصوص قیمت‌های نفت وجود ندارد و نظریه‌های مختلفی در رابطه با رفتار اوپک مطرح شده است. این نظریه‌ها و الگوها، برخی جنبه‌ی کاربردی و برخی دیگر جنبه‌ی تئوریک دارند. الگوهای متعددی در رابطه با اوپک وجود دارد و در قسمت نظری آورده ایم. در این میان گریفین (Griffin، 1985) مدلی ساده و کاربردی را برای تحلیل رفتار اوپک مطرح می‌کند که خطی و متقارن است و به مدل تسهیم بازار معروف است. در این مدل رفتار تولیدی هر عضو اوپک به این شکل است که اگر سایر اعضای اوپک تولید خود را افزایش (کاهش) دهند، این کشور نیز تولیدش را افزایش (کاهش) می‌دهد و البته تولید هر عضو می‌تواند متأثر از قیمت نفت نیز باشد.

ولی بعدها محققینی مثل الختلان Alkhatlan و همکاران (۲۰۱۴) دریافتند که کشورهای مثل عربستان به دلیل جایگاهی که در اوپک دارد ممکن است از این الگوی خطی تبعیت نکند و در دوران آشفتگی بازار نفت که منشأ شوک‌های بازار، سمت عرضه است نسبت به دوران عادی بازار، که منشأ شوک‌های بازار، تغییر در تقاضا است، رفتاری متفاوت از خود بروز دهد و یا این که حتی در دوران عادی بازار نیز نسبت به کاهش یا افزایش در تولید سایر اعضا (به دلیل تغییر در تقاضا) واکنش متقارنی نداشته باشد. لذا آن‌ها در مقاله ای تحت عنوان «تحلیل رفتار عربستان سعودی در OPEC با رویکرد ARDL» به تحلیل رفتار صادرات نفت توسط عربستان سعودی و باقی اوپک پرداختند. در این تحقیق رفتار عربستان در دو دوره عادی و آشفتگی مورد بررسی قرار گرفت. نتایج حاصل از تحقیق نشان داد که رفتار عربستان با توجه به هدف خود یعنی ثبات اوپک و بازار جهانی نفت و بسته به شرایط تغییر می‌کند. به طوری که در دوران عادی رفتار عربستان همسو با رفتار سایر اعضا ولی در دوران آشفتگی رفتار عربستان ناهمسو با رفتار سایر اعضا بوده است.

در این مقاله رفتار صادراتی عربستان سعودی در بازار جهانی نفت با در نظر گرفتن دوره‌های آشفتگی بعد از سال ۲۰۰۰ (جنگ خلیج فارس در سال ۲۰۰۳، جنگ داخلی لیبی

در سال ۲۰۱۱ و تحریم‌های نفتی ایران از سوی ایالات متحده آمریکا در سال‌های ۲۰۱۲ تا ۲۰۱۴) و در چارچوب مدل پایه‌ای گریفین بررسی شده است. این کشور به دلیل ظرفیت اضافی و قدرت مانور در تغییر تولید ممکن است در مقابله با شوک‌های عرضه و تقاضا رفتاری متفاوت با سایر کشورهای اوپک مثل ایران یا عراق داشته باشد. عاید در این مقاله برای بررسی رفتار عربستان سعودی به منظور دستیابی به نتایج دقیق‌تر از مدل اولیه گریفین، مدل گریفین به این شکل تغییر داده می‌شود که در دو وضعیت عادی و آشفتگی (به دلیل قطع عرضه نفت) از یک سو و دو وضعیت افزایش و کاهش صادرات نفت (به دلیل تغییر در تقاضای نفت) از سوی دیگر تمایز ایجاد می‌شود تا به این سؤال پاسخ داده شود که آیا این کشور به‌عنوان مهم‌ترین عضو اوپک رفتاری مشابه با سایر اعضای اوپک دارد؟ در بخش دوم مروری بر ادبیات نظری حاکم بر بازار نفت ارائه شده است تا مسائل پیش روی محققان در بازار نفت و مدل‌های مورد استفاده بررسی شوند. بخش سوم به روش‌شناسی و ارائه مدل اختصاص یافته که در آن به بسط مدل گریفین پرداخته شده است. بخش چهارم نیز به نتایج تجربی حاصل از مدل و تحلیل آن‌ها اختصاص یافته است. در نهایت در بخش پنجم نیز نتیجه‌گیری آمد.

۲. پیشینه تحقیق

در ارتباط با رفتار اوپک و کشورهای کلیدی عضو آن از جمله عربستان سعودی، پژوهش‌های متعددی صورت گرفته است. در این بین مدل‌های قدرت بازاری، حداکثر سازی سود با کنترل تولید را هدف اوپک در نظر می‌گیرند. این دسته از مدل‌ها رفتار اوپک را با استفاده از رفتار کارتل، رفتار بنگاه مسلط و یا رفتار هدف توضیح می‌دهند. مدل‌های رفتار کارتل دو دسته از مدل‌ها را تحت عنوان "کارتل تک‌بخشی" و "کارتل دو یا سه‌بخشی" در بر دارد. از جمله مطالعاتی که در قالب مدل‌های کارتل تک‌بخشی صورت گرفته‌اند شامل گریفین (Griffin, 1985)، جونز (Jones, 1990)، لودر (Loderer, 1985) و گولن (Gulen, 1996) است.

گریفین (Griffin, 1985) نتیجه می‌گیرد که اعضای اوپک دارای هماهنگی با هم هستند و رفتار کارتل گونه بین اعضای اوپک برقرار است. این نتیجه‌گیری با توجه به معناداری رابطه تغییرات قیمت برای داده‌های ۱۹۷۱-۱۹۸۳ شکل می‌گیرد. پنج سال بعد جونز با توجه به داده‌های ۱۹۸۳-۱۹۸۸ و با استفاده از مدل گریفین به نتیجه‌ای مشابه گریفین

دست می‌یابد. لودر (Iodrer, 1985) رفتار اوپیک را در دو بازه‌ی زمانی بررسی کرد. در فاصله سال‌های ۱۹۷۴-۱۹۸۰ به این نتیجه رسید که اوپیک نمی‌تواند قیمت نفت را تحت تأثیر قرار دهد. ولی در فاصله سال‌های ۱۹۸۳-۱۹۸۱ به این نتیجه می‌رسد که اوپیک بر قیمت‌های نفت تأثیر گذاشته است. بر این اساس فرضیه کارتل بودن اوپیک طی سال‌های ۱۹۸۳-۱۹۸۱ رد نمی‌شود. گولن (Golen, ۱۹۹۶) اوپیک را یک کارتل می‌داند به شرطی که در بلندمدت میان تولید هر عضو اوپیک و تولید کل اوپیک ارتباط وجود داشته باشد و هم‌چنین توانایی تقسیم بازار میان اعضای خود را داشته باشد. گولن با استفاده از آزمون‌های هم‌انباشتگی و علیت به این نتیجه می‌رسد که اوپیک در سال ۱۹۸۰ به‌مانند یک کارتل رفتار کرده است.

هنلیزا و پیندایک (Hnylicza and pindyck, 1976) در قالب مدل‌های "کارتل دویخشی" پژوهش‌هایی انجام دادند. آن‌ها اوپیک را به دو گروه پس‌اندازکنندگان و مصرف‌کنندگان تقسیم می‌کنند. پس‌اندازکنندگان در جذب درآمدهای نفتی دارای محدودیت هستند و این محدودیت باعث می‌شود نرخ تنزیل کمتری داشته باشند. مدل‌های رفتار بنگاه مسلط هم‌چنین متشکل از دو گروه "عربستان سعودی به‌عنوان بنگاه مسلط" و "هسته اوپیک به‌عنوان بنگاه مسلط" می‌باشند. مطالعاتی که مدل "عربستان سعودی به‌عنوان بنگاه مسلط" را بررسی می‌کنند شامل مابرو (Mabro, 1975)، الیوسف (Al-Yousef, ۱۹۹۸)، الحاجی و هوتنر (Alhaji and Huettner, 2000) می‌باشند.

نتایج پژوهش مابرو (Mabro, 1975) نشان می‌دهد که عربستان به علت محدودیت در جذب درآمد نفت نقش رهبری اوپیک را دارد. هم‌چنین نشان می‌دهد که عربستان سعودی تولیدکننده مسلط است. نتایج حاصل از پژوهش الیوسف (۱۹۸۸) در دو بازه‌ی زمانی به شکلی بود که در بازه‌ی زمانی ۱۹۸۶-۱۹۷۶ عربستان به‌عنوان تنظیم‌کننده و در دوره‌ی ۱۹۹۵-۱۹۷۸ عربستان به‌عنوان تقسیم‌کننده سهم بازار عمل کرده است. مدل تقسیم‌کننده سهم بازار به این معنی است که اوپیک به‌عنوان یک کارتل عمل می‌کند و عربستان به‌عنوان مهم‌ترین عضو این کارتل سهمیه تولیدی را تعیین می‌کند، به این معنی که میان تولید عربستان سعودی و دیگر اعضای اوپیک ارتباط وجود دارد. الحاجی و هوتنر (hotner, 2000) نیز همانند مابرو نتیجه می‌گیرند که عربستان سعودی در دوره‌ی ۱۹۷۴-۱۹۷۳ به‌عنوان بنگاه مسلط عمل کرده است.

2000, hotner 1993, soranovich 1981, moran 1979-80, mabro در ادامه برخی از پژوهش‌هایی داخلی و خارجی در ارتباط با رفتار اعضای اوپک از جمله عربستان و قیمت جهانی نفت به صورت اجمالی در قالب جدول زیر آمده است.

جدول ۱

| نویسندگان | موضوع پژوهش | نتایج |
|--------------------------------|--|---|
| معمارزاده و امامی میبدی (۱۳۹۵) | چهل سال تجربه نوسانات قیمتی نفت: اهمیت و پیامدها | نتایج نشان می‌دهد در ماه‌های آینده قیمت نفت خام نه تنها افزایش نمی‌یابد بلکه روند کاهشی شدیدتری به خود می‌گیرد |
| بهریزی فر و همکاران (۱۳۹۶) | تحلیل رفتار اعضای اوپک در اعلام ذخایر نفتی مطالعه موردی ایران | نتایج حاصل از تحقیق نشان می‌دهد که عملاً ارتباطی میان افزایش حجم ذخایر و تغییر تولید نفت خام ایران به عنوان یکی از اعضای اوپک وجود ندارد |
| نظری و همکاران (۱۳۹۶) | تحلیل رفتار ایران در سازمان اوپک کاربردی از مدل مارکوف سوئیچینگ | نتایج حاصل از تخمین نشان داد رفتار ایران غیرخطی و رژیم تبانی عمده‌ترین حالت رفتار ایران بوده است به طوری که نشان می‌دهد احتمال ماندن ایران در رژیم رقابتی ۰/۰۰۵ است |
| طباطبایی و همکاران (۱۳۹۶) | آزمون وجود رفتار همکارانه اعضای اوپک با رویکرد ARDL | نتایج بیانگر عدم رابطه بلندمدت میان تولید اعضای اوپک و تولید کل اوپک بوده و نیز جهت علیت از قیمت‌های نفت به تولید اوپک است. |
| نظری و همکاران (۱۳۹۷) | تحلیل رفتار ایران و عربستان در سازمان اوپک با استفاده از روش مارکوف سوئیچینگ | نتایج حاصل از برازش نشان داد که غالباً رفتار ایران در سازمان همسو و هماهنگ با سایر اعضا و مبتنی بر توافق و تبانی و قواعد کارتل گونه بوده است، اما رفتار عربستان برخلاف قواعد کارتل گونه و مبتنی بر رقابت بوده است |
| الختلان و همکاران (۲۰۱۴) | تحلیل رفتار عربستان سعودی در OPEC با رویکرد ARDL | نتایج حاصل از تحقیق نشان می‌دهد که همبستگی رفتار عربستان در دوران عادی بالا و و در دوران وقفه نیز همبستگی منفی بوده است |
| جیم Jimkaran کاران (۲۰۱۷) | پیامدهای افزایش تولید نفت خام عربستان | نتایج حاکی از آن است که افزایش ظرفیت تولید نفت خام عربستان یک استراتژی ریسک‌دار |

| | | |
|---|--|---------------------------------------|
| است. | | |
| نتایج نشان می‌دهد که عربستان سعودی در عرضه بلندمدت خود در مقایسه با نوسانات کوتاه‌مدت قیمت از استراتژی مشترک بهره می‌گیرد | تحلیل اقتصادسنجی در استراتژی نفت خام عربستان با رویکرد ECT | داگوماس Dagoumas و همکاران (۲۰۱۸) |
| نتایج نشان می‌دهد که سرمایه‌گذاری بر روی خالص دارایی‌ها تأثیرات مثبت و قابل توجهی بر روی رشد اقتصادی عربستان دارد | کاهش قیمت نفت و چالش‌های تحول اقتصادی عربستان سعودی | جوادی و فتیتی Javadi and Ftiti (۲۰۱۹) |

۳. مبانی نظری و روش‌شناسی تحقیق

آمارهای مورد نیاز برای بررسی رفتار عربستان سعودی در سازمان اوپک، از داده‌های بانک جهانی World bank، آژانس بین‌المللی انرژی International Energy Agency و آمارهای منتشرشده اوپک طی دوره ۲۰۰۰ تا ۲۰۱۸ (داده‌های فصلی) است. مقاله اصلی گریفین (Griffin, 1985) به بررسی رفتار OPEC و اعضای آن با استفاده از داده‌های سه‌ماهه برای دوره ۱۹۷۱-۱۹۸۳ می‌پردازد. مقاله مشترک الختلان، گاتلی، جاوید (۲۰۱۴) این مدل را تغییر داده و با توجه به رفتار صادراتی اوپک، صادرات عربستان را در مقایسه با رفتار صادرات سایر اعضای اوپک مورد بررسی قرار می‌دهد. آن‌ها به این نتیجه رسیدند که رفتار صادراتی عربستان در دوران آشفستگی و عادی مشابه نیست. در این مقاله نیز با توجه به مدل تغییر داده شده گریفین (در مقاله اخیر گاتلی، خلفان، جاوید) و همچنین گسترش حوزه داده‌ها تا ۲۰۱۸، صادرات عربستان سعودی در مقایسه با صادرات سایر اعضا مورد بررسی قرار می‌گیرد تا به این سؤال پاسخ دهیم که آیا عربستان سعودی در دوران عادی و آشفستگی (با توجه به بررسی اثر تحریم‌های ایران از سوی آمریکا به‌عنوان یکی از دوره‌های آشفستگی) بسیار بااهمیت در سال‌های اخیر و عدم بررسی این دوره در مقاله الختلان و همکاران رفتار متفاوتی دارد؟

برای تحلیل رفتار صادرات عربستان سعودی مدل گریفین را تغییر داده و صادرات کشورهای عضو اوپک به‌جای تولید آن‌ها مدنظر قرار گرفته است. برای عربستان سعودی طبق مدل گریفین (Griffin, 1985) از معادله زیر استفاده می‌شود:

$$XS_t = a'XR_t^\beta P_t^\gamma e^{\epsilon t} \quad (1)$$

در این معادله، صادرات عربستان با XS_t ، تابعی از صادرات باقی اوپیک با نماد XR_t (صادرات اوپیک منهای صادرات عربستان) و البته قیمت نفت با P_t نشان داده شده است. حال با بسط مدل گریفین و با الهام از مدل‌سازی الختلان و همکاران (۲۰۱۴) برای لحاظ کردن عدم تقارن موجود بین افزایش و کاهش در صادرات "باقی اوپیک"، در این مقاله از تجزیه لگاریتم صادرات "باقی اوپیک" به دوره‌های افزایش LXR_Incr_t یا کاهش LXR_Decr استفاده شده است:

$$LXS_t = \alpha + \beta_{incr}LXR_Incr_t + \beta_{decr}LXR_Decr_t + \gamma LP_t + \varepsilon_t \quad (۲)$$

و همچنین برای عدم تقارن موجود بین دوران عادی و بحرانی از تجزیه لگاریتم صادرات باقی اوپیک به تغییرات در طول دوران عادی LXR_Normal_t و بحرانی $LXR_Interruption_t$ استفاده می‌شود:

$$LXS_t = \alpha + \beta_{Normal}LXR_Normal_t + \beta_{Interruption}LXR_Int_t + \gamma LP_t + \varepsilon_t \quad (۳)$$

و در نهایت به منظور بررسی هر دو نوع عدم تقارن معادله (۴) نتیجه می‌شود:

$$LXS_t = \alpha + \beta_1 LXR_N_incr_t + \beta_2 LXR_N_decr_t + \beta_3 LXR_I_incr_t + \beta_4 LXR_I_decr_t + \gamma LP_t + \varepsilon_t \quad (۴)$$

با توجه به معادله بالا فرضیات موردنظر برای عربستان سعودی به شکل زیر مطرح می‌شود: $\beta_1 = \beta_2$: آزمون برابری واکنش عربستان نسبت به کاهش و افزایش تجمعی در صادرات باقی اعضاء در شرایط عادی.

$\beta_3 = \beta_4$: آزمون برابری واکنش عربستان نسبت به کاهش و افزایش تجمعی در صادرات باقی اعضاء در شرایط آشفته‌گی.

$\beta_1 = \beta_3$: آزمون برابری واکنش عربستان نسبت به افزایش تجمعی در صادرات باقی اعضاء در شرایط عادی و آشفته‌گی.

$\beta_2 = \beta_4$: آزمون برابری واکنش عربستان نسبت به کاهش تجمعی در صادرات باقی اعضاء در شرایط عادی و آشفته‌گی.

جدول ۲: معرفی متغیرها

| معرفی متغیر | متغیر |
|--|-----------|
| لگاریتم صادرات عربستان | LXS |
| لگاریتم افزایش در صادرات کل اوپک جزء عربستان | LXR_inc |
| لگاریتم کاهش در صادرات کل اوپک جزء عربستان | LXR_dec |
| لگاریتم صادرات کل اوپک جزء عربستان در دوران آشفتگی | LXR_int |
| لگاریتم صادرات کل اوپک جزء عربستان در دوران عادی | LXR_norm |
| لگاریتم افزایش در صادرات کل اوپک جزء عربستان در دوران آشفتگی | Lxr_I_inc |
| لگاریتم کاهش در صادرات کل اوپک جزء عربستان در دوران آشفتگی | Lxr_I_dec |
| لگاریتم افزایش در صادرات کل اوپک جزء عربستان در دوران عادی | Lxr_N_inc |
| لگاریتم کاهش در صادرات کل اوپک جزء عربستان در دوران عادی | Lxr_N_dec |
| لگاریتم قیمت‌های نفت | LP |

۱.۳ بررسی روابط بلندمدت (آزمون کرانه‌ها)

در روش خود توضیح برداری با وقفه‌های گسترده برای آزمون وجود رابطه‌ی بلندمدت بین متغیرهای الگو از دو روش می‌توان استفاده نمود. در روش اول از آماره $t = [\sum_{i=1}^p \hat{\alpha}_i - 1] / [\sum_{i=1}^p s \hat{\alpha}_i]$ استفاده می‌گردد. شرط وجود رابطه بلندمدت بین متغیرهای این الگو این است که قدرمطلق آماره فوق از کمیت ارائه شده توسط بنر جی، دولاد و مستر (۱۹۹۸) بزرگ‌تر باشد. همچنین در روش دوم برای بررسی رابطه بلندمدت می‌توان از روش آزمون کرانه‌های پسران، شین و اسمیت Shin and Smit (۲۰۰۱) مبتنی بر رویکرد تخمین مدل تصحیح خطای غیر مقید (uecm) شامل رابطه پویا و رابطه تعادلی بلندمدت استفاده کرد. در این روش برای بررسی وجود رابطه تعادلی بلندمدت در مدلی مانند $Y_t = \mathcal{F}(X_{1t}, X_{2t}, X_{3t}, \dots, X_{nt})$ معادله‌ای به شکل زیر (رابطه ۵) تخمین زده می‌شود.

$$\Delta Y_t = \alpha + \sum_{i=1}^k b_{i0} \Delta Y_{t-i} + \sum_{i=0}^k b_{i1} \Delta X_{1t-i} + \sum_{i=0}^k b_{i2} \Delta X_{2t-i} + \dots + \sum_{i=0}^k b_{in} \Delta X_{nt-i} + \varepsilon_t \quad (5)$$

رابطه فوق را به صورت خلاصه می توان به صورت زیر نوشت (رابطه ۶).

$$\Delta Y_t = \alpha + \sum_{i=1}^k b_{i0} \Delta Y_{t-i} + \sum_{j=1}^n \sum_{i=0}^k b_{ij} \Delta X_{jt-i} + \varepsilon_t \quad (6)$$

در این روش وجود رابطه بلندمدت بین متغیرهای تحت بررسی به وسیله محاسبه آماره F برای آزمون معناداری سطوح با وقفه متغیرها در فرم تصحیح خطا مورد آزمون قرار می گیرد. نکته مهم آن است که توزیع F مذکور غیراستاندارد است. پسران و دیگران (۱۹۹۶) مقادیر بحرانی مناسب را متناظر با تعداد رگرسورها و این که مدل شامل عرض از مبدأ و روند است یا نه محاسبه کرده اند. آن ها دو گروه از مقادیر بحرانی را ارائه کرده اند: گروه اول بر این اساس است که تمامی متغیرها مانا هستند و دیگری بر این اساس است که همگی ناماند هستند که با یکبار تفاضل گیری مانا می شوند. و اگر آماره F محاسباتی در خارج از این مرز قرار گیرد یک تصمیم قطعی بدون توجه به این که متغیرها $I(0)$ یا $I(1)$ باشند، گرفته می شود. در این صورت اگر F محاسباتی فراتر از محدوده بالایی قرار گیرد فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود رابطه بلندمدت رد می شود (تشکینی، ۱۳۸۴) (Tashkini 2006).

آزمون پسران و شین برای معادله (۴) در جدول ۴ صورت گرفته است. با توجه به نتایج آزمون، وجود رابطه بلندمدت بین متغیرها در سطح خطای ۱۰٪، ۵٪، ۲/۵٪ و ۱٪ پذیرفته می شود، زیرا آماره $F_{\text{بزرگ}}$ از حد بالای تمام فاصله اطمینانها قرار گرفته است که نشان از رد فرضیه صفر تحت عنوان عدم وجود رابطه بلندمدت با سطح اطمینان ۹۹٪ است.

جدول ۳: آزمون پسران و شین برای معادله ۴

| تعداد پارامترها | مقادیر | آماره آزمون |
|-----------------|----------|--------------------------|
| ۵ | ۱۹/۵۳۸۱۴ | آزمون $F_{\text{آماره}}$ |
| حدود بحرانی | | |
| حد بالا | حد پایین | معناداری |
| ۳ | ۲/۰۸ | ۱۰٪ |
| ۳/۳۸ | ۲/۳۹ | ۵٪ |
| ۳/۷۳ | ۲/۷ | ۲/۵٪ |
| ۴/۱۵ | ۳/۰۶ | ۱٪ |

منابع: یافته های تحقیق

۴. نتایج تجربی

۴.۱. آزمون ریشه واحد (بررسی مانایی و نامانایی متغیرهای الگو)

در ابتدا از آزمون هگی برای بررسی مانایی متغیرهای مدل استفاده می‌شود:

جدول ۴: بررسی مانایی متغیرهای مدل

| متغیر | مقدار سه ماهه آماره هگی | احتمال | مقدار شش ماهه آماره هگی | احتمال | مقدار سالانه آماره هگی | احتمال |
|-----------|----------------------------|--------|----------------------------|--------|---------------------------|--------|
| LXS | ۱۶/۸۸ | *۰/۰۰۰ | -۳/۳۱ | *۰/۰۱۸ | -۱/۸۹ | ۰/۶۳۳ |
| LXR | ۲۳/۹۰ | *۰/۰۰۰ | -۵/۸۹۹ | *۰/۰۰۵ | -۲/۱۳ | ۰/۵۱۱ |
| LP | ۳۱/۹۸ | *۰/۰۰۰ | -۵/۲۴ | *۰/۰۰۵ | -۲/۱۰ | ۰/۵۳۳ |
| LXR_N_DEC | ۴۳/۰۵ | *۰/۰۰۰ | -۶/۹۹ | ۰/۰۰۵ | -۲/۲ | ۰/۴۰۰ |
| LXR_N_INC | ۳۳/۹۷ | *۰/۰۰۰ | -۴/۷۴ | *۰/۰۰۵ | -۲/۲۲ | ۰/۴۶۳ |
| LXR_I_DEC | ۳۲/۰۷ | *۰/۰۰۰ | -۴/۶۴ | *۰/۰۰۵ | -۱/۸۲ | ۰/۶۹۰ |
| LXR_I_INC | ۲۱۶/۸۲ | *۰/۰۰۰ | -۱۰/۳۳ | *۰/۰۰۵ | -۶۸/۳۲ | ۰/۰۰۵ |

منابع: یافته‌های تحقیق

با توجه به مقادیر جداول بالا متغیرهای مورد استفاده در مدل برای سیکل‌های سه‌ماهه (فصلی) و شش‌ماهه مانا و برای سیکل‌های یک‌ساله به جزء یک متغیر نامانا می‌باشند.

۲.۴ تعیین تعداد وقفه‌های بهینه

در این پژوهش وقفه‌های بهینه با توجه به آماره شوارتز_بیزین با توجه به جدول ۶ به دست آمده است.

تحلیل رفتار نامتقارن عربستان در شرایط عادی و ... (عبدالحمید معرفی محمدی و دیگران) ۱۰۳

جدول ۵: وقفه‌های بهینه با توجه به آماره شوارتز-بیزین

| معیار شوارتز-بیزین | درجه |
|--------------------|------|
| -۴/۴۶ | ۱ |
| -۵ | ۲ |
| -۵/۴۳ | ۳ |
| -۵/۲۰ | ۴ |
| -۵/۳۱ | ۵ |
| -۵/۷۶ | ۶ |
| -۵/۸۲ | ۷ |

منابع: یافته‌های تحقیق

بر اساس آماره شوارتز-بیزین طول وقفه بهینه به استناد جدول، هفت است.

۳.۴ آزمون واریانس ناهمسانی زمانی

در جدول ۷ برای بررسی واریانس ناهمسانی از آزمون بروش پاگان گادفری استفاده شده است. نتایج نشان می‌دهد که فرض صفر مبنی بر عدم وجود واریانس ناهمسانی برای معادله (۴) رد نمی‌شود. در واقع در این مدل مشکل واریانس ناهمسانی وجود ندارد.

جدول ۶: نتایج آزمون بروش پاگان گادفری برای بررسی واریانس ناهمسانی

| | |
|---------|--------------------|
| ۰/۳۷۰۹ | آماره F- |
| ۲۱/۳۴۴۸ | ضریب تعیین |
| ۰/۹۹ | احتمال آماره F- |
| ۰/۹۸ | احتمال آماره خی دو |

منابع: یافته‌های تحقیق

۴.۴ آزمون خودهمبستگی

در جدول ۸ برای بررسی خودهمبستگی از آزمون LM استفاده شده است. نتایج نشان می‌دهد که فرض صفر مبنی بر عدم وجود خودهمبستگی برای معادله (۴) رد نمی‌شود. در واقع در این مدل مشکل خودهمبستگی وجود ندارد.

جدول ۷: نتایج آزمون LM برای بررسی خودهمبستگی

| | |
|--------|--------------------|
| ۰/۳۶۵۴ | F- آماره |
| ۱/۷۲۹۹ | ضریب تعیین |
| ۰/۶۹۷۱ | احتمال آماره F- |
| ۰/۴۲۱۱ | احتمال آماره خی دو |

منابع: یافته‌های تحقیق

۵.۴ بررسی روابط بلندمدت (آزمون کرانه‌ها)

در روش خود توضیح برداری با وقفه‌های گسترده برای آزمون وجود رابطه‌ی بلندمدت بین متغیرهای الگو از دو روش می‌توان استفاده نمود. در روش اول از آماره $t = [\sum_{i=1}^p \hat{\alpha}_i - 1] / [\sum_{i=1}^p s \hat{\alpha}_i]$ استفاده می‌گردد. شرط وجود رابطه بلندمدت بین متغیرهای این الگو این است که قدرمطلق آماره فوق از کمیت ارائه شده توسط بنر جی، دولاد و مستر (bener j& dolad&mester,1998) بزرگ‌تر باشد. همچنین در روش دوم برای بررسی رابطه بلندمدت می‌توان از روش آزمون کرانه‌های پسران، شین و اسمیت (shin & Smit,2001) مبتنی بر رویکرد تخمین مدل تصحیح خطای غیر مقید (uecm) شامل رابطه پویا و رابطه تعادلی بلندمدت استفاده کرد. در این روش برای بررسی وجود رابطه تعادلی بلندمدت در مدلی مانند $Y_t = F(X_{1t}, X_{2t}, X_{3t}, \dots, X_{nt})$ معادله‌ای به شکل زیر (رابطه ۵) تخمین زده می‌شود.

$$\Delta Y_t = \alpha + \sum_{i=1}^k b_{i0} \Delta Y_{t-i} + \sum_{i=0}^k b_{i1} \Delta X_{1t-i} + \sum_{i=0}^k b_{i2} \Delta X_{2t-i} + \dots + \sum_{i=0}^k b_{in} \Delta X_{nt-i} + \varepsilon_t \quad (5)$$

رابطه فوق را به صورت خلاصه می‌توان به صورت زیر نوشت (رابطه ۶).

$$\Delta Y_t = \alpha + \sum_{i=1}^k b_{i0} \Delta Y_{t-i} + \sum_{j=1}^n \sum_{i=0}^k b_{ij} \Delta X_{jt-i} + \varepsilon_t \quad (6)$$

در این روش وجود رابطه بلندمدت بین متغیرهای تحت بررسی به وسیله محاسبه آماره F برای آزمون معناداری سطوح با وقفه متغیرها در فرم تصحیح خطا مورد آزمون قرار می‌گیرد. نکته مهم آن است که توزیع F مذکور غیراستاندارد است. پسران و دیگران (۱۹۹۶) مقادیر بحرانی مناسب را متناظر با تعداد رگرورها و این که مدل شامل عرض از مبدأ و روند است یا نه محاسبه کرده‌اند. آن‌ها دو گروه از مقادیر بحرانی را ارائه کرده‌اند: گروه اول

بر این اساس است که تمامی متغیرها مانا هستند و دیگری بر این اساس است که همگی ناماند هستند که با یکبار تفاضل گیری مانا می‌شوند. و اگر آماره F محاسباتی در خارج از این مرز قرار گیرد یک تصمیم قطعی بدون توجه به این‌که متغیرها $I(0)$ یا $I(1)$ باشند، گرفته می‌شود. در این صورت اگر F محاسباتی فراتر از محدوده بالایی قرار گیرد فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود رابطه بلندمدت رد می‌شود و اگر پایین‌تر از محدود پایینی قرار گیرد، فرض صفر مذکور پذیرفته می‌شود. اگر F محاسباتی در بین دو محدوده قرار گیرد، نتایج استنباط، غیرقطعی و وابسته به این است که متغیرها $I(0)$ یا $I(1)$ باشند. تحت این شرایط، باید بر روی متغیرها آزمون ریشه واحد انجام گیرد. می‌توان الگو کوتاه‌مدت بین متغیرها را با استفاده از مکانیزم تصحیح خطا برآورد نمود. الگوی کوتاه‌مدت با تفاضل مرتبه اول متغیرها برآورد می‌گردد و برای ارتباط بین الگوی کوتاه‌مدت - بلندمدت، از جمله خطای الگوی بلندمدت با یک وقفه زمانی استفاده می‌شود (تشکینی، ۱۳۸۴) Tashkini (2006).

آزمون پسران و شین برای معادله (۴) در جدول ۶ صورت گرفته است. با توجه به نتایج آزمون، وجود رابطه بلندمدت بین متغیرها در سطح خطای ۱۰٪، ۵٪، ۲/۵٪ و ۱٪ پذیرفته می‌شود، زیرا آماره F_{-} بزرگ‌تر از حد بالای تمام فاصله اطمینان‌ها قرار گرفته است که نشان از رد فرضیه صفر تحت عنوان عدم وجود رابطه بلندمدت با سطح اطمینان ۹۹٪ است.

جدول ۸: آزمون پسران و شین برای معادله ۴

| آماره آزمون | مقادیر | تعداد پارامترها |
|---------------|----------|-----------------|
| آزمون F_{-} | ۱۹/۵۳۸۱۴ | ۵ |
| حدود بحرانی | | |
| معناداری | حد بالا | حد پایین |
| ٪۱۰ | ۲/۰۸ | ۳ |
| ٪۵ | ۲/۳۹ | ۳/۳۸ |
| ٪۲/۵ | ۲/۷ | ۳/۷۳ |
| ٪۱ | ۳/۰۶ | ۴/۱۵ |

منبع: یافته‌های تحقیق

۶.۴ آزمون معنی داری ضرایب بلندمدت

حال به بررسی معنی داری ضرایب بلندمدت و تفسیر آن‌ها تحت عنوان جدول ۹ پرداخته می‌شود:

جدول ۹: نتایج بررسی معنی داری ضرایب بلندمدت

| متغیر | ضرایب | احتمال | آزمون | انحراف معیار |
|--|-----------|----------|-----------|--------------|
| β_1 لگاریتم افزایش در صادرات کل اوپک به غیر از عربستان در دوران عادی | ۰/۵۳۸۷۳۴ | ۰/۰۷۸۲۳۹ | ۶/۸۸۵۷۵۲ | ۰/۰۰۰۰ |
| β_2 لگاریتم کاهش در صادرات کل اوپک به غیر از عربستان در دوران عادی | ۰/۳۲۹۵۳۰ | ۰/۰۴۶۸۲۰ | ۷/۰۳۸۲۶۶ | ۰/۰۰۰۰ |
| β_3 لگاریتم افزایش در صادرات کل اوپک به غیر از عربستان در دوران آشفتگی | -۰/۳۲۳۲۸۱ | ۰/۰۵۷۴۱۳ | -۵/۶۳۰۷۸۶ | ۰/۰۰۰۰ |
| β_4 لگاریتم کاهش در صادرات کل اوپک به غیر از عربستان در دوران آشفتگی | -۰/۳۱۷۵۳۸ | ۰/۰۵۳۱۲۳ | -۵/۹۷۷۳۹۸ | ۰/۰۰۰۰ |
| γ لگاریتم قیمت نفت | ۰/۰۸۶۳۲۵ | ۰/۰۱۹۹۲۶ | ۴/۳۳۲۲۷۵ | ۰/۰۰۰۰۲ |
| C | ۱۹/۳۸۸۴۶ | ۰/۶۷۲۸۴۸ | ۲۸/۸۱۵۵۲ | ۰/۰۰۰۰ |

منابع: یافته‌های تحقیق

نتایج پژوهش نشان می‌دهد که در بلندمدت اگر صادرات تجمعی کل اوپک به جزء عربستان در دوران عادی یک درصد افزایش یابد، صادرات عربستان به میزان ۰.۵۳ درصد افزایش خواهد یافت که این تأثیر مثبت و معنادار است. همچنین در بلندمدت اگر صادرات تجمعی کل اوپک به جزء عربستان در دوران عادی یک درصد کاهش یابد، صادرات عربستان به میزان ۰.۳۲ درصد افزایش خواهد یافت که این تأثیر نیز مثبت و معنادار است. بنابراین عربستان در دوران عادی رفتاری هماهنگ با باقی اعضای اوپک دارد. همچنین در بلندمدت اگر صادرات تجمعی کل اوپک به جزء عربستان در دوران آشفتگی، یک درصد افزایش یابد، صادرات عربستان به میزان ۰.۳۲ درصد کاهش خواهد یافت که این تأثیر منفی

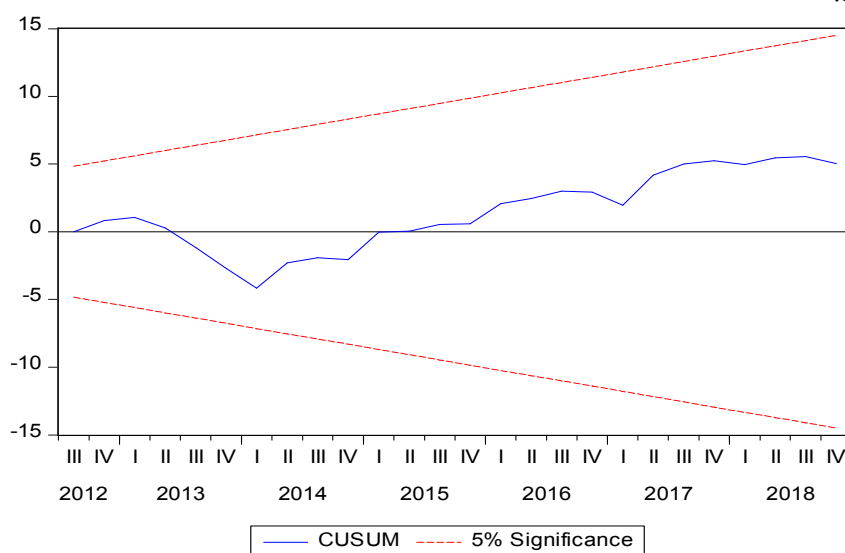
تحلیل رفتار نامتقارن عربستان در شرایط عادی و ... (عبدالحمید معرفی محمدی و دیگران) ۱۰۷

و معنادار است. از طرفی در بلندمدت اگر صادرات تجمعی کل اوپک به جزء عربستان در دوران آشفته‌گی، یک درصد کاهش یابد، صادرات نفت عربستان به میزان ۰.۳۱ درصد کاهش خواهد یافت این تأثیر نیز منفی و معنادار است. بنابراین عربستان در دوران آشفته‌گی رفتاری ناهماهنگ با باقی اعضای اوپک دارد. لذا الگوی رفتاری عربستان در این مدل تعدیل شده متفاوت از الگوی اولیه گریفین (Griffin, 1985) است که مثل سایر اعضا اوپک رفتاری هماهنگ برای عربستان به دست می‌آید.

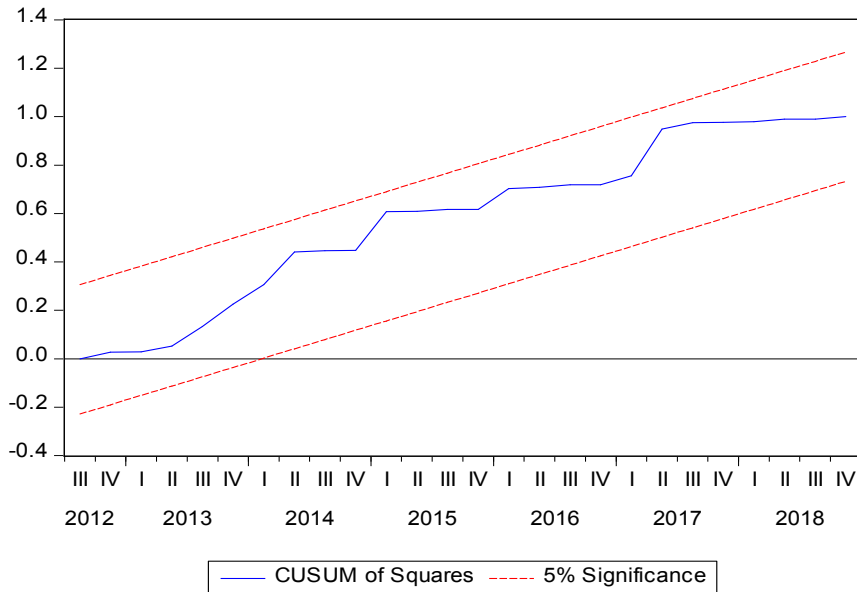
۷.۴ آزمون ثبات ساختاری

به منظور بررسی پایداری ضرایب، از آزمون کاسام یا ثبات ساختاری استفاده شده که نتایج آزمون نشان داد ضرایب مدل برآورد شده طی دوره مورد بررسی پایدار است. نتایج به شکل نمودارهای ۱ و ۲ است:

آزمون ثبات ساختاری خط چین‌های مرزی را تعیین می‌کند که در صورت عبور خط ممتد از این مرزها، شکست ساختاری داریم. با توجه به نتایج به دست آمده مدل برآوردی شکست ساختاری نداشته است. لذا ضرایب مدل برآورد شده طی دوره مورد بررسی پایدار است.



شکل ۱: نتایج آزمون پایداری



شکل ۲: نتایج آزمون پایداری

۸.۴ آزمون فرضیه‌های اصلی پژوهش

حال در این بخش به بررسی اصلی‌ترین و مهم‌ترین فرضیه این مقاله یعنی بررسی رفتار صادراتی عربستان سعودی نسبت به افزایش یا کاهش تجمعی در صادرات سایر اعضا در دوره‌های عادی و آشفتگی در بازار نفت پرداخته می‌شود.

۱.۷.۴ نتایج آزمون فرضیه‌های اصلی پژوهش

با توجه به معادله اصلی به آزمون فرضیات مطرح‌شده در مقاله می‌پردازیم:

$$LXS_t = \alpha + \beta_1 LXR_N_incr_t + \beta_2 LXR_N_decr_t + \beta_3 LXR_I_incr_t + \beta_4 LXR_I_decr_t + \gamma LP_t + \varepsilon_t \quad (7)$$

الف: آزمون برابری واکنش عربستان نسبت به کاهش و افزایش تجمعی در صادرات باقی اعضا در شرایط عادی: به این منظور به آزمون فرضیه $\beta_1 = \beta_2$ با استفاده از آزمون والد می‌پردازیم:

تحلیل رفتار نامتقارن عربستان در شرایط عادی و ... (عبدالحمید معرفی محمدی و دیگران) ۱۰۹

جدول ۱۰: نتایج آزمون فرضیه $\beta_1 = \beta_2$ با استفاده از آزمون والد

| احتمال | درجه آزادی | مقادیر | آزمونهای آماری |
|--------|------------|-----------|----------------|
| ۰/۱۰۵۹ | ۳۰ | -۱/۶۶۷۱۸۴ | آماره t |
| ۰/۱۰۵۹ | (۱ و ۳۰) | ۲/۷۷۹۵۰۱ | آماره F |
| ۰/۰۹۵۵ | ۱ | ۲/۷۷۹۵۰۱ | خی دو |

منابع: یافته‌های تحقیق

با توجه به نتیجه گرفته شده از آزمون والد فرضیه صفر مبنی بر رفتار متقارن عربستان سعودی به افزایش و کاهش تجمعی در صادرات باقی اعضاء در دوران عادی نسبت به صادرات باقی اوپک رد نمی‌شود. از سویی به دلیل مثبت بودن ضرایب β_1, β_2 این‌طور برداشت می‌شود که رفتار صادراتی عربستان سعودی در دوران عادی همسو با صادرات باقی اعضاء اوپک است. پس رفتار عربستان در دوران عادی همسو و متقارن است.

ب: آزمون برابری واکنش عربستان اوپک نسبت به کاهش و افزایش تجمعی در صادرات باقی اعضاء در شرایط آشفستگی

حال فرضیه $\beta_3 = \beta_4$ مبنی بر پاسخ عربستان به افزایش و کاهش تجمعی صادرات نفت در دوران آشفستگی نسبت به صادرات باقی اعضاء اوپک بررسی می‌شود:

جدول ۱۱: بررسی فرضیه $\beta_3 = \beta_4$ مبنی بر پاسخ عربستان به افزایش و کاهش تجمعی صادرات نفت در دوران آشفستگی نسبت به صادرات باقی اعضاء اوپک

| احتمال | درجه آزادی | مقادیر | آماره آزمون |
|--------|------------|-----------|-------------|
| ۰/۰۲۲۷ | ۲۷ | -۲/۴۱۷۲۴۴ | آماره t |
| ۰/۰۲۲۷ | (۱ و ۲۷) | ۵/۸۴۳۰۶۹ | آماره F |
| ۰/۰۱۵۶ | ۱ | ۵/۸۴۳۰۶۹ | خی دو |

منابع: یافته‌های تحقیق

با توجه به نتایج فوق فرضیه صفر مبنی بر رفتار متقارن عربستان به افزایش و کاهش تجمعی صادرات نفت باقی اعضاء در دوران آشفستگی نسبت به رفتار سایر اعضای اوپک رد می‌شود. از سویی به دلیل منفی بودن ضرایب β_3, β_4 نتیجه گرفته می‌شود که رفتار صادراتی

عربستان در دوران آشفته‌گی ناهمسو با صادرات سایر اعضای اوپک است. پس رفتار عربستان در دوران آشفته‌گی، ناهمسو و نامتقارن است.

ج: آزمون برابری واکنش عربستان نسبت به افزایش تجمعی در صادرات باقی اعضا در شرایط عادی و آشفته‌گی

حال فرضیه $\beta_1 = \beta_3$ مبنی بر پاسخ عربستان سعودی در دوران عادی و آشفته‌گی به افزایش تجمعی صادرات نفت باقی اعضا را بررسی می‌کنیم:

جدول ۱۲: بررسی فرضیه $\beta_1 = \beta_3$ مبنی بر پاسخ عربستان سعودی در دوران عادی و آشفته‌گی به افزایش تجمعی صادرات نفت باقی اعضا

| آماره آزمون | مقادیر | درجه آزادی | احتمال |
|-------------|-----------|------------|--------|
| آماره t | -۲/۵۸۲۸۷۳ | ۲۷ | ۰/۰۱۵۵ |
| آماره F | ۶/۶۷۱۲۳۱ | (۱ و ۲۷) | ۰/۰۱۵۵ |
| خی دو | ۶/۶۷۱۲۳۱ | ۱ | ۰/۰۰۹۸ |

منابع: یافته‌های تحقیق

با توجه به نتایج فوق فرضیه صفر مبنی بر پاسخ متقارن عربستان به افزایش تجمعی صادرات نفت باقی اعضا در دوران عادی و آشفته‌گی رد نمی‌شود. یعنی پاسخ عربستان به یک افزایش تجمعی در صادرات باقی اعضا در دوران عادی و آشفته‌گی به یک اندازه است اگرچه در دو جهت مخالف یعنی عربستان در دوران عادی همسو و در دوران آشفته‌گی ناهمسو با باقی اعضا عمل می‌کند. این رفتار ناهمسو که خود را در علامت منفی ضریب β_3 نشان می‌دهد بیانگر این است که عربستان در دوران آشفته‌گی در جهت ثبات بازار نفت این کار را انجام می‌دهد.

د: آزمون برابری واکنش عربستان نسبت به کاهش تجمعی در صادرات باقی اعضا در شرایط عادی و آشفته‌گی

حال فرضیه $\beta_2 = \beta_4$ مبنی بر پاسخ عربستان در دوران عادی و آشفته‌گی به کاهش تجمعی صادرات نفت باقی اعضا را بررسی می‌کنیم:

جدول ۱۳: بررسی فرضیه $\beta_2 = \beta_4$ مبنی بر پاسخ عربستان در دوران عادی و آشفستگی به کاهش تجمعی صادرات نفت باقی اعضا

| آماره آزمون | مقادیر | درجه آزادی | احتمال |
|-------------|-----------|------------|--------|
| آماره t | -۴/۹۹۸۰۲۷ | ۲۷ | ۰/۰۰۰۰ |
| آماره F | ۲۴/۹۸۰۲۷ | (۱ و ۲۷) | ۰/۰۰۰۰ |
| خی دو | ۲۴/۹۸۰۲۷ | ۱ | ۰/۰۰۰۰ |

منابع: یافته‌های تحقیق

با توجه به نتایج فوق فرضیه صفر مبنی بر رفتار متقارن عربستان در دوران عادی و آشفستگی به کاهش تجمعی صادرات نفت باقی اعضا رد می‌شود. در واقع در حالت کاهش تجمعی، صادرات نفت رفتار عربستان در دوران عادی و آشفستگی نه تنها غیرهمسو با رفتار سایر اعضای اوپک بلکه نامتقارن است. ناهمسو است چرا که علامت ضرایب β_2, β_4 مخالف هم است و نامتقارن است چرا که اندازه آن‌ها نابرابر است. این نابرابری به این معنا است که عکس‌العمل عربستان به کاهش صادرات باقی اعضا در دوران آشفستگی متفاوت از دوران عادی است. رفتار ناهمسو نیز که خود را در علامت منفی ضریب β_4 نشان می‌دهد بیانگر این است که عربستان در دوران آشفستگی در جهت ثبات بازار نفت این کار را انجام می‌دهد.

۵. نتیجه‌گیری

در این مقاله رفتار نامتقارن عربستان در قبال اوپک بعد از سال ۲۰۰۰ مورد بررسی قرار گرفته است. نتایج تجربی نشان می‌دهد که رفتار عربستان در پاسخ به شرایط بازار و همچنین اختلالات موجود در بازار متفاوت است. با توجه به ازمونهای انجام شده می‌توان گفت، رفتار صادراتی عربستان سعودی در دوران عادی همسو با صادرات تجمعی باقی اعضا اوپک و متقارن است (عدم رد فرضیه $\beta_1 = \beta_2$)، ولی در دوران آشفستگی ناهمسو با صادرات تجمعی سایر اعضای اوپک و نامتقارن است (رد فرضیه $\beta_3 = \beta_4$). همچنین پاسخ عربستان به یک افزایش تجمعی در صادرات باقی اعضا در دوران عادی و آشفستگی به یک اندازه است اگرچه در دو جهت مخالف (عدم رد فرضیه $\beta_1 = \beta_3$). یعنی عربستان به افزایش تجمعی در صادرات باقی اعضا در دوران عادی همسو و در دوران آشفستگی ناهمسو

واکنش نشان می دهد ولی اندازه واکنش صادراتی اش برابر است. این رفتار ناهمسو که خود را در علامت منفی ضریب β_3 نشان می دهد بیانگر این است که عربستان در دوران آشفستگی در جهت ثبات بازار نفت این کار را انجام می دهد. همچنین در حالت کاهش تجمعی صادرات نفت، رفتار عربستان در دوران عادی و آشفستگی نه تنها غیرهمسو با رفتار سایر اعضای اوپک بلکه نامتقارن است (رد فرضیه $\beta_2 = \beta_4$). ناهمسو است چرا که علامت ضرایب β_2, β_4 مخالف هم است و نامتقارن است چرا که اندازه آن ها نابرابر است. این نابرابری به این معنا است که عکس العمل عربستان به کاهش صادرات باقی اعضاء در دوران آشفستگی متفاوت از دوران عادی است. رفتار ناهمسو نیز که خود را در علامت منفی ضریب β_4 نشان می دهد بیانگر این است که عربستان در دوران آشفستگی در جهت ثبات بازار نفت این کار را انجام می دهد. این در حالی است که نتایج تجربی گریفین (۱۹۸۵) بیان می کند که هنگام کاهش میزان صادرات توسط سایر اعضاء اوپک پاسخ عربستان بدون توجه به این موضوع، یکسان است. این مقاله نشان داد که اگرچه در شرایط عادی رفتار عربستان به صورت همسو با سایر اعضاء است ولی در دوران آشفستگی با کاهش تولید و صادرات سایر اعضاء اوپک، میزان تولید و صادرات عربستان افزایش می یابد.

پی نوشت ها

1. $LXR_Incr_t \equiv LXR_Incr_{t-1} + \max(0, LXR_t - LXR_{t-1})$, Where $LXR_Incr_{t-0} = 0$
2. $LXR_Decr_t \equiv LXR_Decr_{t-1} + \min(0, LXR_t - LXR_{t-1})$, Where $LXR_Decr_{t-0} = 0$

کتاب نامه

- بهریزی فر، م.، امامی میبدی، ع و قاسمی، ع.، (۱۳۹۶)، تحلیل رفتار اعضای اوپک در اعلام ذخایر نفتی، مطالعه موردی ایران. فصل نامه تحقیقات مدل سازی اقتصادی، ۷(۲۷)، ۲۵۶-۲۳۱.
- تشکینی، ا. (۱۳۸۴)، اقتصادسنجی به کمک Microfit، تهران: نشر دیباگران تهران.
- طباطبائی، م. ش.، محمدی، م. و خورسندی، م.، (۱۳۹۶)، قدرت بازاری اوپک: آزمون وجود رفتار همکارانه اعضای اوپک با رویکرد ARDL. پژوهشنامه اقتصاد انرژی ایران، ۶(۲۲)، ۱۵۱-۱۳۳.
- معمارزاده، ع.، امامی میبدی، ع.، (۱۳۹۵)، ۴۰ سال تجربه نوسانات قیمتی نفت خام: اهمیت و پیامدها. فصلنامه مطالعات اقتصاد انرژی، ۱۲(۵۱)، ۶۷-۱۰۹.

تحلیل رفتار نامتقارن عربستان در شرایط عادی و ... (عبدالحمید معرفی محمدی و دیگران) ۱۱۳

نظری، ر.، خداپرست مشهدی، م.، و سیفی، ا. (۱۳۹۶)، تحلیل رفتار ایران در سازمان اوپک کاربردی از مدل مارکوف سوئیچینگ. پژوهش‌های رشد و توسعه پایدار، ۲(۱۷)، ۱۷۵-۱۴۵.

نظری، ر.، خداپرست مشهدی، م.، و سیفی، ا. (۱۳۹۷)، بررسی رفتار ایران و عربستان در سازمان اوپک با استفاده از روش مارکوف سوئیچینگ. فصل‌نامه نظریه‌های کاربردی اقتصاد، ۳(۵)، ۷۴-۴۳.

نعمت الهی، ف.، مجد زاده، طباطبایی، (۱۳۹۰)، تأثیر نوسانات قیمت نفت اوپک بر تراز تجاری ایران. فصلنامه مدل‌سازی اقتصادی، ۳(۴)، ۱۶۹-۱۵۱.

- Alhajji, A. and Huettner, D., (2000a). "The Target Revenue Model and the Internatio Market: Emprirical Evidence From 1971 to 1994," *The Energy Journal*, Vol 21, PP 121-144
- Alkathlan, K., Gately, D., and Javid, M., (2014). Analysis of Saudi Arabia's behavior within OPEC and the world oil market. *Energy Policy*, 64(1), 209-225.
- Al-Yousef, N. A. (1998) "Modeling Saudi Arabia Behavior in the World Oil Market 1976-1996," *Department of Economics*, University of Surrey. SEEDS 93.
- Dagoumas, A., Perifanis, T., and Polemis, M., (2018), "An econometric analysis of the Saudi Arabia's crude oil strategy," *Resources Policy*, 59(5), 265-273.
- Ezzati, A., (1976), "Future OPEC Price and Production Strategies as Affected by its Capacity to Absord oil Revenues,"
- Griffin, J.M. (1985), "Opec Behavior: A Test of Alternative Hypotheses," *American Economic Review*, 75, 954-963
- Gulen, S. G., (1996) "Is OPEC a Cartel? Evidence from Cointegration and Causality Tests," *The EnergyJournal*, 17(2): 43-57.
- Jawadi, F., and Fiti, Z., (2019), "Oil price collapse and challenges to economic transformation of Saudi Arabia: A time-series analysis," *Energy Economics*, 80(32), 12-19.
- Jones, C. T., (1990), "OPEC Behavior under Falling Prices: Implications for Cartel Stability," *Energy Journal*, 11(3): 117-129.
- Krane, J., (2017), "Beyond 12.5: The implications of an increase in Saudi crude oil production capacity," *Energy Policy*, 110(72), 542-547.
- Loderer, C., (1985), "A Test of the OPEC Cartel Hypothesis: 1974-1983," *Journal of Finance*, 40(3):991-1006.
- Mabro, R., (1975), "Can OPEC Hold the Line," in *OPEC and the World Oil Market: The Genesis of the 1986 Price Crisis*, Oxford Institute for Energy Studies.
- Pesaran, M. H., Shin, Y., Smith, R., (2001), "Bounds testing approaches to The analysis of level relationships," *Journal of Applied Econometrics* 16, 289-326.
- Smith, J. L., (2001), "Inscrutable OPEC Behavioral Tests of the Cartel Hypothesis," *Energy Journal*, 26 (1): 51-82.

www.ica.org

www.worldbank.org