Archive of SID

فصلنامه مدلسازی اقتصادسنجی - سال چهارم، شماره سوم (پیاپی ۱۴)، تابستان ۱۳۹۸ (صفحات ۳۷ تا ۵۸)

# شواهدی جدید از رابطه رانت نفت و رشد اقتصادی در کشورهای اوپک: کاربردی از مدل ترکیبی مارکوف سوئیچینگ آستانه‌ای

**هانیه صداقت کالمرزی**

دانشجوی دکتری، گروه اقتصاد، دانشکده علوم اجتماعی، دانشگاه رازی، کرمانشاه، ایران
sedaghatkalmarzi.haniyeh@razi.ac.ir

**شهرام فتاحی (نویسنده مسئول)**

دانشیار گروه اقتصاد، دانشکده علوم اجتماعی، دانشگاه رازی، کرمانشاه، ایران
sfattahi@razi.ac.ir

**کیومرث سهیلی**

دانشیار گروه اقتصاد، دانشکده علوم اجتماعی، دانشگاه رازی، کرمانشاه، ایران
qsoheily@yahoo.com

تاریخ دریافت: ۱۳۹۸/۰۴/۰۳ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۸/۰۶/۲۴

**چکیده:**

رابطه نفت و رشد اقتصادی یکی از موضوعات مهم مورد مطالعه در کشورهای صادرکننده نفت بوده است که ماهیت این رابطه برای سیاستگذاران اقتصادی این کشورها نیز از اهمیت فراوانی برخوردار است. هدف از مطالعه حاضر نیز بررسی نحوه اثرگذاری رانت نفت بر رشد اقتصادی کشورهای اوپک در بازه زمانی ۲۰۱۷-۱۹۶۱ بوده است. بدین منظور با استفاده از مدل ترکیبی و جدید مارکوف سوئیچینگ آستانه‌ای، اثرات آستانه‌ای رانت نفت بر رژیم‌های رشد اقتصادی مدلسازی شده است. نتایج برآورد مدل پژوهش نشان می‌دهد رانت نفت تاثیری غیرخطی و آستانه‌ای بر رژیم‌های رشد اقتصادی داشته است بطوریکه تا زمانیکه سهم رانت نفت در تولید ناخالص داخلی کمتر از ۳۰/۹٪ درصد باشد، رانت نفت تاثیری مثبت بر رشد اقتصادی داشته اما پس از عبور از حد آستانه مذکور، رانت نفت تاثیری منفی و معنی‌دار بر رشد اقتصادی داشته است. همچنین نتایج نشان داده است که رشد اقتصادی در کشورهای عضو اوپک دارای دو رژیم رشد بالا و پایین است که رژیم رشد بالا دارای ماندگاری کمتر نسبت به رژیم رشد پایین است.

***طبقه بندی JEL:*** Q30، O47، O53، C24

***واژه‌های کلیدی:*** رانت نفت، رشد اقتصادی، کشورهای اوپک، مدل ترکیبی مارکوف سوئیچینگ آستانه‌ای

www.SID.ir

Archive of SID



## ۱. مقدمه

وفور منابع درکشورهای غنی از منابع طبیعی تاثیرات متفاوت و بعضا متضادی بر فرآیند توسعه اقتصادی کشورها داشته است. در تئوری‌های مرسوم، وفور منابع طبیعی به عنوان یک نهاده تولیدی می‌تواند فرآیند رشد و توسعه اقتصادی را تسریع نماید اما برای بسیاری از کشورها در عمل اینگونه نبوده است و نه تنها به رشد و توسعه اقتصادی در این کشورها کمک چندانی نکرده است بلکه در مواردی حتی منجر به کند شدن فرآیند رشد و توسعه اقتصادی شده است (گیلفاسون[1] ۲۰۰۱). هرچند در بعضی کشورها مانند امریکا، نروژ و کانادا این منابع منجر به تسریع رشد اقتصادی شده است. به منظور ارائه پاسخ به این سوال که چرا برخی کشورهای غنی از منابع طبیعی، نتوانسته‌اند مسیر توسعه اقتصادی را طی نمایند و دچار مشکلات عدیده اقتصادی شده‌اند، فرضیه نفرین منابع مطرح شده است. براساس این فرضیه وابستگی به درآمدهای ارزی ناشی از صادرات منابع طبیعی، منجر به تقویت فرآیندهای رانت جویی، استقلال مالی دولت از اقتصاد داخلی، افزایش مخارج دولتی، تضعیف دموکراسی، نوسانات شدید و ایجاد بی‌ثباتی، عدم شفافیت وکارایی دولت و بی‌توجهی به ارتقاء کیفیت سرمایه انسانی، تخصیص ناکارای رانت نفت و تخریب نهادها در این جوامع شده که منجر به عملکرد ضعیف اقتصادی این کشورها می‌شود (زمانزاده و الحسینی، ۱۳۹۱ و کریمی، ۱۳۹۴).

رشد اقتصادی یکی از مسائل مهم اقتصادی در هر جامعه‌ای است بطوریکه توسعه در یک معنا به رشد اقتصادی بلندمدت و مداوم تعبیر می‌شود (روزبهان، ۱۳۹۴). بنابراین یک مسئله مهم در کشورهای نفتی این است که بدانیم نفت و درآمدهای نفتی چه تاثیری روی رشد اقتصادی گذاشته است. از بعد روش اقتصاد سنجی نیز، با اینکه مطالعات زیادی در زمینه نفرین منابع و رشد اقتصادی صورت گرفته است اما مطالعات پیشین دارای نواقصی هستند که این مطالعه می‌تواند نواقص آن مطالعات را جبران کند. به عنوان مثال یکی از جنبه‌های مهم نفرین منابع تاثیر درآمدهای نفتی روی رشد اقتصادی است که در برخی مطالعات مانند مطالعه مهرآرا و مکی(۱۳۸۸) به رابطه‌ی غیرخطی و آستانه‌ای بین نفت و رشد اقتصادی رسیدند. اما در حین بررسی مدل آستانه‌ای به امکان دو رژیمی بودن رشد اقتصادی توجهی نشده است. دو رژیمی بودن متغیرهایی مانند رشد اقتصادی به دلایلی مانند رکود و رونق اقتصادی و اجرای سیاست‌های اقتصادی مختلف، وقوع شوک-های مختلف طرف تقاضا یا عرضه در اقتصاد و سایر رخدادهای طبیعی، اجتماعی و سیاسی

[1]. Gylfason

www.SID.ir

Archive of SID



و همچنین تغییرات تکنولوژیکی و نهادی رخ می‌دهد (همیلتون[1] ۱۹۸۹). لذا به دلیل پویایی تحولات اقتصادی و تغییرات پی درپی متغیرهای اقتصادی در طول زمان و تبدیل وضعیت‌های مختلف اقتصادی مثل چرخه‌های رکود و رونق، به یکدیگر لازم است دو رژیمی بودن متغیرهای وابسته نیز در مدل مورد توجه قرار بگیرد تا بتوان به مدلسازی دقیق‌تری در دنیای واقع دست یافت. لذا مطالعات قبلی به دلیل این ضعف، ممکن است دچار خطای تصریح شده باشند. بنابراین برای رسیدن به مدلسازی دقیق‌تر در دنیای واقعی و دسترسی به برآوردهای بدون تورش می‌توان از یک مدل ترکیبی شامل مدل‌های مارکف سوئیچینگ و رگرسیون آستانه‌ای استفاده کرد. زیرا متغیر وابسته در مطالعه‌ی تاثیر نفت بر رشد اقتصادی دو رژیمی است و از طرف دیگر اثر درآمدهای نفتی به عنوان یک متغیر برونزا تاثیر آستانه‌ای بر رشد اقتصادی دارد. بنابراین یک مدل مارکف سوئیچینگ آستانه‌ای می‌تواند همزمان اثر آستانه‌ای درآمد نفت بر رژیم‌های رشد اقتصادی را بررسی کند. چنین رویکردی در مطالعات پیشین داخلی و خارجی مغفول مانده است که مطالعه حاضر می‌تواند این نقص را برطرف نماید.

مطالعه حاضر از پنج بخش تشکیل شده است. بخش بعدی به ادبیات نظری و پیشینه پژوهش می‌پردازد. در بخش سوم مدل و روش اقتصادسنجی ارائه می‌شود و در بخش چهارم نتایج برآورد مدل بحث می‌شود. در نهایت بخش پنجم به نتیجه‌گیری و پیشنهادات اختصاص یافته است.

## ۲. ادبیات نظری و پیشینه پژوهش

### ۲-۱. ادبیات نظری

نفرین منابع اغلب به پدیده ای گفته می‌شود که در آن کشورهای دارای منابع طبیعی غنی همچون نفت و یا سایر منابع طبیعی دیگر در مقایسه با کشورهای دیگر دارای رشد اقتصادی پایین‌تری هستند (فرانکل[2] ۲۰۱۰). واژه نفرین منابع اولین بار توسط آتی[3] (۱۹۹۳) مورد استفاده قرار گرفت اما مفهوم این فرضیه قبلا نیز در مقالات متعددی مورد بررسی و بحث قرار گرفته بود مثلا مطالعات گلب[4](۱۹۸۸)، فان ویجنبرگن[5]

[1]. Hamilton
[2]. Frankel
[3]. Auty
[4]. Gelb
[5]. Van Wignbergen

www.SID.ir

Archive of SID



(۱۹۸۴)، کروگمن[1](۱۹۸۷)، ماتسویاما[2](۱۹۹۲) و برخی مطالعات دیگر به مفهوم نفرین منابع بخصوص از منظر بیماری هلندی[3]پرداخته بودند. از طرف دیگر قدمت فرضیه نفرین منابع به قرن‌ها قبل باز می‌گردد که یکی از نمونه‌های بارز آن اسپانیا در قرن ۱۶ و ۱۷ میلادی است که با ثروت حاصل از منابع قاره آمریکای جدیدا کشف شده در آن زمان، ثروتهای عظیم خود را در تجملات و جنگ‌ها هدر داد و نتوانست از این منابع عظیم برای توسعه اقتصادی این کشور استفاده کند (زمانزاده و الحسینی، ۱۳۹۱).

فرضیه نفرین منابع را می‌توان به سه رویکرد تقسیم نمود. رویکرد اول رویکرد اقتصاد سیاسی است که در آن تاثیر مخرب رانت نفت بر کیفیت نهادی و ساختارهای اقتصادی، سیاسی و اجتماعی را مورد بحث قرار می‌دهد که این تاثیرات موجب گسترش و تقویت فرآیندهای رانتجویی بجای فرآیندهای تولیدی در اقتصاد می‌شود. رویکرد دوم نیز به انتقال نوسانات بازارهای منابع طبیعی همچون نفت به اقتصاد داخلی می‌پردازد و انتقال نوسانات درآمد منابع طبیعی را در بودجه دولت، سرمایه گذاری و رشد اقتصادی بحث می‌کند و رویکرد سوم نیز بیماری هلندی را بحث می‌کند که رانت نفت از طریق تقویت رونق بخش غیرقابل مبادله اقتصاد همچون بخش خدمات و تضعیف نسبی بخش قابل مبادله اقتصاد (صنعت و کشاورزی) موجب برهم خوردن توازن بخش‌های قابل مبادله و غیرقابل مبادله می شود و در نهایت فرآیند رشد اقتصادی را تضعیف می کند (مهرآرا و همکاران، ۱۳۹۰).

مبتنی بر فرضیه نفرین منابع، وابستگی اقتصاد به درآمدهای حاصل از صادرات منابع طبیعی اثراتی همچون رانتجویی گروههای قدرتمند و ذی نفوذ در تلاش برای دریافت سهم بیشتر از رانت منابع طبیعی و در نتیجه گسترش فساد اقتصادی، کاهش فعالیت‌های مولد اقتصادی ناشی از بیماری هلندی، تاثیر ناچیز سرمایه‌ی انسانی در رشد اقتصادی به دلیل کم توجهی به کیفیت آموزش و عدم شفافیت و کارایی دولت دارد (کریمی،۱۳۹۴ و نادمی و صداقت کالمرزی، ۱۳۹۷).

همچنین رانت حاصل از صادرات منابع طبیعی می‌تواند از مسیرهای مختلفی همچون کاهش انباشت سرمایه فیزیکی و انسانی (فیلیپوت[4]۲۰۱۰، بلانکو و گریر [5]۲۰۱۴)،

---

1. Krugman
2. Matsuyama
3. Dutch disease
4. Philippot
5. Blanco and Grier

www.SID.ir

Archive of SID



کاهش بهره‌وری (ورنون و کیلوس[1]۲۰۱۳)، تضـــعیف حکمرانی(بســـه و گرونیگ[2]۲۰۱۳، بوولند[3]۲۰۱۳ ) افزایش نابرابری(بوکلاتو و الســـاندرینی[4]۲۰۰۹، مالای[5]۲۰۱۵ و همکاران، نادمی[6]۲۰۱۸) بر رشد اقتصادی اثر بگذارد (نادمی و زبیری، ۱۳۹۶).

رانت حاصل از صادرات منابع طبیعی همچنین از طریق تقویت نظم دسترسی محدود در اقتصـــاد به خلق قائده‌مند رانت در نظام اقتصـــادی کمک می‌کند بطوریکه توزیع رانت درآمدهای حاصـل از صـادرات منابع طبیعی بین گروههای قدرتمند و ذی نفوذ از طریق افزایش انگیزه حفظ نظم موجود به کنترل خشونت حداقل بصورت موقتی منجر می‌شود. تا زمانیکه توزیع رانت بین گروههای قدرتمند و ذی نفوذ تغییر نکند خشـــونت ایجاد نخواهد شـد اما در صـورت برهم خوردن قائده توزیع رانت، بروز خشـونت همواره امری محتمل اســت. اگرچه توزیع رانت منابع طبیعی از یک طرف به تحکیم امنیت در جامعه منجر می‌شود اما از دست دادن کارایی اقتصادی و تضعیف فرآیند تولید و رشد اقتصادی هزینه تقویت نظم دسترسی محدود با رانت منابع طبیعی است. از جمله این ناکارآمدی‌ها ایجاد استقلال مالی دولت از بخش خصوصی است. در واقع در فضایی که دولت رانتی، مخارج خود را از منبع رانت برونزا یعنی درآمدهای حاصـــل از فروش منابع طبیعی همچون نفت تامین می‌کند احســـاس نیاز چندانی به درآمدهای مالیاتی نمی‌کند و لذا نظام مالیاتی در چنین اقتصـادهایی بسـیار ضـعیف و ناکارآمد می‌شـود. تضـعیف نظام مالیاتی به عنوان حلقه‌ی ارتباطی بخش دولتی و بخش خصوصی موجب گسسته شدن اقتصـاد دولتی از اقتصـاد بخش خصـوصـی می‌شـود و در این فضـا دولت طبیعتا انگیزه چندانی برای تقویت نظام مالیاتی و شـــفافیت مالیاتی ندارد. از طرف دیگر فرآیند دموکراسی و حکمرانی خوب نیز بواسطه پاسخگویی ضعیف دولت به بخش خصوصی تضعیف می شود زیرا دولتی که درآمد خود را با فروش ثروتهای طبیعی بدست می‌آورد خود را چندان ملزم به پاســخگویی نحوه هزینه کرد رانت نفت نمی‌داند و در نتیجه عدم شفافیت اقتصادی و گسترش فساد و حکمرانی بد نتیجه گریز ناپذیر چنین اقتصادی خواهد بود. همچنین در این فضا دولت خود را متولی امر توسعه می‌داند و سعی می‌کند از طریق برنامه ریزی متمرکز و افزایش شتابزده مخارج خود فرآیند توسعه دولت محور

[1]. Vernon & Kulys
[2]. Busse & Groning
[3]. Bowland
[4]. Buccellato & Alessandrini
[5]. Mallaye
[6]. Nademi

www.SID.ir

Archive of SID



را تسریع بخشد اما این فرآیند معمولا به گسترش اندازه دولت و ناکارایی بیشتر هزینه‌های دولتی منجر می‌شود. در فضای سهم‌خواهی گروههای مختلف از رانت حاصل از منابع طبیعی، تقاضای فزاینده‌ای از بخش‌های مختلف جامعه مبنی بر افزایش بودجه دولت منجر به گسترده شدن بیش از حد دولت و بروز اثر ازدحامی فعالیت‌های دولت در اقتصاد و بروکراسی طویل و ناکارآمد دولتی می‌شود.

## ۲-۲. پیشینه پژوهش

در خصوص ارتباط نفت با رشد اقتصادی مطالعات گسترده داخلی و خارجی به شرح جداول زیر انجام شده است که هیچ کدام از مطالعات از روش مارکوف سوئیچینگ آستانه ای استفاده نکرده اند لذا از این منظر مطالعه حاضر نسبت به تمامی مطالعات پیشین نوآوری دارد.

**جدول ۱: مطالعات خارجی ارتباط نفت و رشد اقتصادی**

| مطالعه | موضوع | قلمرو مکانی و زمانی پژوهش | روش اقتصادسنجی | نتیجه گیری |
|---|---|---|---|---|
| **برومنت[1] و همکاران (۲۰۱۰)** | تاثیر شوک قیمت نفت بر رشد اقتصادی | کشورهای MENA ۱۹۷۱-۲۰۰۴ | VAR | افزایش قیمت نفت بر تولید برخی کشورها از جمله ایران و امارات مثبت بوده اما این اثر برای برخی دیگر از کشورها از جمله مصر و مراکش معنی دار نبوده است. |
| **الکسیو و چی[2] (۲۰۱۷)** | تاثیر شوک قیمت نفت بر رشد اقتصادی | ایالات متحده آمریکا (در سطح ایالتی) ۲۰۱۴-۱۹۸۷ | پانل و پانل فضایی | تاثیر مثبت شوک های مثبت قیمت نفت بر رشد اقتصادی در ایالاتهایی که شاخص آزادی اقتصادی بالاتری دارند. |

[1]. Berument
[2]. Alexeev & Chih

www.SID.ir

Archive of SID



| | | | | |
|---|---|---|---|---|
| **آنتوناکاکیس[1] و همکاران (۲۰۱۷)** | وابستگی نفتی، کیفیت نهادهای سیاسی و رشد اقتصادی | ۷۶ کشور مختلف ۱۹۸۰-۲۰۱۲ | Panel VAR | نفرین منابع در کشورهای دارای نهادهای سیاسی ضعیف که کشورهای عمدتا با درآمد متوسط هستند رخ داده و نفت تاثیری منفی بر رشد داشته است. |
| **فتیتی[2] و همکاران (۲۰۱۴)** | شوک نفتی و رشد اقتصادی | کشورهای اوپک ۲۰۰۰-۲۰۱۰ | تجزیه و تحلیل تطبیقی | هم حرکتی نفت و رشد اقتصادی الگوهای متفاوتی دارد که بستگی به افق مورد بررسی دارد. |
| **باستیانین[3] و همکاران (۲۰۱۷)** | شوک قیمت نفت و رشد اقتصادی | کشورهای مدیترانه ۲۰۱۵-۱۹۷۵ | OLS | شوک عرضه نفت بر کشورهای وارد کننده نفت منفی است اما تاثیر معنی داری بر کشورهای صادرکننده نفت نداشته است. |
| **وسه و لین[4] (۲۰۱۸)** | شوک قیمت نفت، نوسانات نرخ ارز و رشد اقتصادی | لیبریا ۱۹۹۵-۲۰۱۵ | VAR | تاثیر مثبت افزایش قیمت نفت بر رشد اقتصادی |

منبع: مطالعات پیشین

**جدول ۲: طالعات داخلی ارتباط نفت و رشد اقتصادی**

| مطالعه | موضوع | قلمرو مکانی و زمانی پژوهش | روش اقتصادسنجی | نتیجه گیری |
|---|---|---|---|---|
| **ابریشمی و محسنی (۱۳۸۱)** | نوسانات صادرات نفتی و رشد اقتصادی | ایران ۱۳۴۵-۱۳۷۵ | هم انباشتگی جوهانسون | بی ثباتی صادرات نفتی در بلندمدت اثری بر تولید ناخالص داخلی نداشته، بلکه، این اثر در کوتاه مدت ظاهر می شود. |

1. Antonakakis
2. Ftiti
3. Bastianin
4. Wesseh & Lin

www.SID.ir

Archive of SID



| | | | | |
|---|---|---|---|---|
| **ابراهیمی و همکاران (۱۳۸۷)** | بررسی مکانیسم های اثرگذاری درآمد های نفتی بر رشد اقتصادی | کشورهای صادرکننده نفت ۱۹۹۰-۲۰۰۴ | مدل داده‌های تابلویی | تاثیر منفی درآمدهای نفتی بر رشد اقتصادی |
| **بهبودی و همکاران (۱۳۸۸)** | بررسی تاثیر بی-ثباتی قیمت نفت بر تولید ناخالص داخلی | ایران (۱۳۸۴:۴-۱۳۶۷:۱) | VAR | در بلندمدت متغیر قیمت نفت تاثیر مثبت و بی‌ثباتی قیمت نفت تاثیر منفی بر تولید ناخالص داخلی داشته‌اند. |
| **جهادی و علمی (۱۳۹۰)** | تکانه های قیمت نفت و رشد اقتصادی | کشورهای عضو اوپک ۱۹۷۰-۲۰۰۸ | VAR | امارات و ایران بیش‌ترین وابستگی را به نفت دارند؛ در حالی‌که اندونزی و اکوادور کمترین وابستگی را دارد. |
| **صمدی و همکاران (۱۳۹۲)** | تأثیر نوسانهای دائمی و موقتی قیمت نفت بر متغیرهای کلان اقتصادی شامل سرمایه‌گذاری، بیکاری و تولید | ایران ۱۳۶۹-۱۳۸۶ | گارچ مؤلفه‌ای و VAR | نوسان دائمی ناشی از تغییرات قیمت نفت به کاهش تولید، سرمایه‌گذاری و افزایش بیکاری منتهی گردیده است و تأثیر آن بر هر سه متغیر، دائمی است. |
| **مهرآرا (۱۳۹۳)** | آثار درآمدهای نفتی بر رشد اقتصادی مبتنی بر شکست‌های ساختاری درون زا | ایران ۱۳۳۸-۱۳۸۹ | هم انباشتگی گری گوری-هنسن | در بلندمدت درآمدهای نفتی، آثار منفی بر رشد اقتصادی ایران داشته اند. در کوتاه مدت واکنش رشد اقتصادی نسبت به تکانه های نفتی نامتقارن و برای تکانه های کاهشی قیمت نفت شدیدتر است. |
| **اسماعیلی رزی و همکاران (۱۳۹۴)** | تاثیر درآمدهای نفتی بر رشد اقتصادی | ایران ۱۳۶۳-۱۳۹۱ | روش معادلات همزمان | افزایش درآمدهای نفتی در ایران با کاهش کیفیت نهادی و افزایش خطر سیاسی به صورت غیرمستقیم تأثیر منفی بر رشد اقتصادی داشته‌است. |
| **بخشی، راحلی و قهرمانزاده (۱۳۹۵)** | تأثیر شوک‌های درآمدهای نفتی و نااطمینانی ناشی از نوسان‌های نرخ ارز بر رشد بخش کشاورزی | ایران ۱۳۵۳-۱۳۹۱ | SVAR | شوک‌های منفی درآمد نفت دارای تاثیر مثبت و باعث رشد بخش کشاورزی می‌شود. در حالی که شوک‌های مثبت درآمد نفت دارای تأثیر منفی بر رشد بخش کشاورزی است. |

www.SID.ir

Archive of SID



| | | | | |
|---|---|---|---|---|
| **صمدی و همکاران (۱۳۹۷)** | اثرات نامتقارن شوک‌های قیمت نفت بر نرخ بهره و رشد اقتصادی | ایران ۱۳۹۳:۴- ۱۳۷۸:۱ | VAR | شوک‌های قیمت نفت در دو رژیم نوسانات بالا و پایین دارای اثرات متفاوت و نامتقارنی بر نرخ بهره و رشد اقتصادی هستند. شوک قیمت نفت در رژیم نوسانات بالا در شروع باعث کاهش شدیدتر رشد اقتصادی نسبت به افزایش رشد اقتصادی در رژیم با نوسانات پایین می‌شود. |

منبع: مطالعات پیشین

## ۳. مدل و روش اقتصادسنجی

این تحقیق از منظر روش در زمره‌ی تحقیقات توصیفی- همبستگی قرار دارد که از روش‌های اقتصاد سنجی و آمار استنباطی برای آزمون نمودن فرضیه استفاده می‌کند.

طبق استدلال تاریخی، اگر یک فرایند همچون رشد اقتصادی در گذشته دچار تغییراتی شده باشد، درآینده نیز احتمال تکرار آن تغییرات وجود دارد. این پدیده باید در تحلیل‌ها و پیش‌بینی‌ها مورد توجه واقع شود. همچنین نباید تغییر رژیم به عنوان یک مسئله قابل پیش‌بینی و قطعی در نظر گرفته شود بلکه تغییر رژیم یک متغیر تصادفی و برونزا می‌باشد (همیلتون، ۱۹۹۴).

$S_t$را به‌عنوان یک متغیر تصادفی در نظر بگیرید که فقط مقادیر صحیح به خود می‌گیرد. تصور کنید احتمال این‌که $S_t$ برابر مقدار خاص j باشد، فقط به مقدار دوره قبل خودش بستگی داشته باشد:

$$P\{S_t = j / S_{t-1} = i, S_{t-2} = k, \ldots\} = P\{S_t = j / S_{t-1} = i\} = P_{ij} \qquad (۱)$$

چنین فرایندی به عنوان یک زنجیره مارکف با N رژیم توضیح داده می‌شود: (همیلتون، ۱۹۹۴).

www.SID.ir

Archive of SID



$$P = \begin{bmatrix} P_{11} & P_{21} \dots P_{n1} \\ P_{12} & P_{22} & P_{n2} \\ . & & \\ . & & \\ P_{1n} & P_{2n} \dots & P_{nn} \end{bmatrix} \quad (۲)$$

در ماتریس احتمال $P$، عنصر $P_{ij}$، احتمال وقوع رژیم $j$ پس از رژیم $i$ را نشان می‌دهد. یعنی $P_{12}$ مقدار احتمال تغییر از رژیم ۱ به رژیم ۲ است. که در مثال رشد اقتصادی می‌تواند انتقال از رژیم رکود به رونق و یا بالعکس تفسیر شود.

ویژگی مهم مدل‌های رژیم چرخشی، وجود این امکان است که برخی یا همه پارامترهای مدل در طول رژیم‌های مختلف مطابق با یک فرآیند مارکوف چرخش می‌یابند. این فرآیند مارکوف به‌وسیله متغیر وضعیت $S_t$ هدایت می‌شود. منطق نهفته در این مدلسازی داشتن یک ترکیب از توزیع‌هایی با ویژگی‌های مختلف می‌باشد. این توزیع‌ها مقدار جاری متغیر را نشان می‌دهند. فرض می‌شود متغیر وضعیت از یک حلقه مارکوف مرتبه اول با ماتریس گذار زیر پیروی کند:

$$P = \begin{bmatrix} p_{11} & p_{21} \\ p_{12} & p_{22} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} p & 1-q \\ 1-p & q \end{bmatrix} \quad (۳)$$

که در آن $p_{ij}$، بیانگر احتمال چرخش از وضعیت i در زمان t-1 به وضعیت j در زمان t می‌باشد. یعنی:

$$Pr(s_t = j | s_{t-1} = i) = p_{ij} \quad (۴)$$

برای سادگی وجود تنها دو رژیم مورد توجه قرار گرفته است. احتمال ارگودیک (که احتمال غیر شرطی است) از وجود وضعیت $S_t=1$ بوسیله عبارت زیر مشخص می شود:

$$\pi_1 = \frac{1-q}{2-p-q} \quad (۵)$$

اگر فرایند در دوره t در رژیم iام باشد، برای محاسبه احتمال‌های گذار m دوره به جلو می‌توان نوشت:

www.SID.ir

Archive of SID



$$\begin{bmatrix} P\{S_{t+m}=1/S_t=i\}=P_{i1} \\ P\{S_{t+m}=2/S_t=i\}=P_{i2} \\ P\{S_{t+m}=n/S_t=i\}=P_{in} \end{bmatrix} = P^m e_i \qquad (۶)$$

که در آن $e_i$ ستون iام ماتریس $I_n$ را نشان می‌دهد. این عبارت نشان می‌دهد که احتمال‌های گذار m دوره به جلو برای زنجیره مارکف را می‌توان با m بار ضرب کردن P در خودش به دست آورد. به‌طور مشخص احتمال این‌که در m دوره بعد، پس از مشاهده رژیم iام، رژیم j دنبال شود $P\{S_{t+m}=j/S_t=i\}$ در سطر j ام ماتریس $P^m$ آمده است (مارکوسی[1]؛ ۲۰۰۵، کلاسن[2]؛ ۲۰۰۲، گری[3]؛ ۱۹۹۶).

در حالت کلی مدل مارکوف سوئیچینگ آستانه‌ای را می‌توان به صورت زیر نوشت:

$$Growth_t|\zeta_{t-1}\sim \begin{cases} f\left(\theta_t^{(1)}\right)p_{1,t} \\ f\left(\theta_t^{(2)}\right)(1-p_{1,t}) \end{cases} \qquad (۷)$$

که در آن $f(\cdot)$ نشان دهنده یکی از توزیع‌های شرطی ممکن است که می‌توان فرض نمود دارای توزیع نرمال، تی استیودنت یا توزیع خطای تعمیم یافته باشد. جمله $\theta_t^{(i)}$ بیانگر بردار پارامترها در رژیم i ام است که توزیع را مشخص می‌کند؛ عبارت $p_{1,t} = \Pr[s_t = 1|\zeta_{t-1}]$ احتمال پیش‌بینی شده و $\zeta_{t-1}$ بیانگر مجموعه اطلاعات در زمان t-1 است.

بردار پارامترهای متغیر در طول زمان را می‌توان به دو جزء تجزیه کرد:

$$\theta_t^{(i)} = \left(\mu_t^{(i)}.\nu_t^{(i)}\right) \qquad (۸)$$

که در آن $\mu_t^{(i)} \equiv E(Growth_t|\zeta_{t-1})$ میانگین شرطی و $\nu_t^{(i)}$ پارامتر شکل توزیع شرطی می‌باشد.

مارکوف سوئیچینگ آستانه‌ای شامل چهار عنصر می‌شود: میانگین شرطی، متغیر آستانه، فرآیند رژیم و توزیع شرطی. معادله میانگین شرطی در اینجا به شکل ۹ مدلسازی شده است:

[1]. Marcucci
[2]. Klaassen
[3]. Gray

www.SID.ir

Archive of SID



$$Growth_t^i = \beta_0^i + \beta_1 oil_t + \alpha X_t + Z(oil_t \geq \gamma) * \beta_2 oil_t + \varepsilon_t^i \quad (۹)$$

$$Z(oil_t \geq \gamma) = \begin{cases} 1 \; if \; oil_t \geq \gamma \\ 0 \; if \; oil_t < \gamma \end{cases} \quad (۱۰)$$

که در آن $Growth_t^i$ رشد اقتصادی است و اندیس $i$ بیانگر رژیم است که دو مقدار ۱ و ۲ به خود می‌گیرد. زیرا به دلیل دوره های رونق و رکود رشد اقتصادی می تواند دو رژیمی باشد. متغیر $oil_t$ متغیر نسبت درآمدهای نفتی به تولید ناخالص داخلی است که ضریب $\beta_1$ میزان اثرگذاری این متغیر بر رژیم های رشد اقتصادی را قبل از آستانه $\gamma$ (و در رژیم درآمدهای نفتی پایین) منعکس می کند و ضریب $\beta_2$ به علاوه $\beta_1$ میزان تاثیرگذاری نفت بر رشد اقتصادی را بعد از حد آستانه $\gamma$ (و در رژیم درآمدهای نفتی بالا) را منعکس می کند. $X_t$ نیز متغیرهای کنترلی موثر بر رشد اقتصادی را نشان می دهد که شامل رشد نیروی کار، رشد موجودی سرمایه ناخالص و نرخ ثبت نام متوسطه (سرمایه انسانی) است. تابع $Z(oil_t \geq \gamma)$ نیز یک تابع شاخص است که دو مقدار صفرو یک به خود می گیرد که در معادله ۱۰ شرایط یک و صفر بودن آن نشان داده شده است. همچنین $\varepsilon_t$ یک فرآیند با میانگین صفر و واریانس واحد می‌باشد.

در ادبیات مارکوف رژیم سوئیچینگ یک عنصر ضروری برای برآورد ماکزیمم درستنمایی، احتمال پیش‌بینی $p_{1,t} = \Pr[s_t = 1|\zeta_{t-1}]$ می‌باشد. احتمال قرار گرفتن در رژیم اول در زمان t با اطلاعات مفروض در زمان t-1 به‌صورت زیر تصریح می شود: (همان منابع).

$$p_{1.t} = Pr[s_t = 1|\zeta_{t-1}] = (1 - q)\left[\frac{f(growth_{t-1}|s_{t-1} = 2)(1-p_{1.t-1})}{f(growth_{t-1}|s_{t-1} = 1)p_{1.t-1} + f(growth_{t-1}|s_{t-1} = 2)(1-p_{1.t-1})}\right] + p\left[\frac{f(growth_{t-1}|s_{t-1} = 1)p_{1.t-1}}{f(growth_{t-1}|s_{t-1} = 1)p_{1.t-1} + f(growth_{t-1}|s_{t-1} = 2)(1-p_{1.t-1})}\right] \quad (۱۱)$$

که در آن p و q احتمالات انتقال در معادله ۳ و $f(\cdot)$ توزیع شرطی رشد اقتصادی مفروض در معادله ۷ است.

بنابراین، تابع لگاریتم درستنمایی را می‌توان به‌صورت ۱۲ نوشت:

$$l = \sum_{t=1}^{T} log\left[p_{1,t} f(growth_t|s_t = 1) + (1 - p_{1.t}) f(growth_t|s_t = 2)\right] \quad (۱۲)$$

به‌طوری‌که $f(\cdot|s_t = i)$ توزیع شرطی رشد اقتصادی به شرط رخ دادن رژیم i در زمان t می‌باشد. معادله میانگین شرطی رشد اقتصادی بصورت معادله ۹ وارد مدل می‌شود و

www.SID.ir

Archive of SID



فرض توزیع نرمال را برای توزیع رشد اقتصادی در نظر میگیریم. بنابراین در معادله میانگین شرطی متغیر آستانه‌ای نیز وجود دارد و در تابع درستنمایی به ازای مقادیر مختلف متغیر آستانه در کنار سایر مقادیر اولیه برای پارامترها، تابع ۱۲ با روشهای محاسبات عددی ماکزیمم می‌شود. آن مقادیری از متغیر آستانه و سایر پارامترها که تابع درستنمایی ۱۲ را حداکثر کنند به عنوان مقادیر پارامترها انتخاب می‌شوند. پس از برآورد آستانه با استفاده از روش خودپردازی هانسن، فرضیه صفر بودن متغیر آستانه آزمون می‌شود و در صورت معنی‌داری متغیر آستانه، به منظور بررسی معنی داری رژیم‌های رشد اقتصادی از آزمون نسبت درستنمایی هانسن[1](۱۹۹۲) استفاده می‌شود. در صورتی که آزمونهای دو رژیمی بودن مدل و آزمون معنی داری آستانه موید مدل مارکوف سوئیچینگ آستانه‌ای باشند می‌توانیم تحلیل مدل را انجام دهیم و در صورت عدم معنی داری هر یک از آزمونهای مذکور مدل یا باید آستانه‌ای برآورد شود یا باید بصورت مارکوف سوئیچینگ برآورد گردد.

## ۴. نتایج تجربی

به منظور برآورد مدل از داده‌های کشورهای صادرکننده نفت اوپک[2]استفاده شده است. در واقع داده‌های این کشورها بصورت داده‌های پشته‌ای[3]استفاده شده است زیرا ساختار اقتصادی این کشورها در اتکای زیاد به درآمد نفت مشابه است. همچنین به منظور گسترش نمونه آماری از این نوع داده‌ها استفاده شده است. بازه زمانی سالهای ۲۰۱۷-۱۹۶۱ را در بر می‌گیرد و منبع جمع آوری داده‌ها نیز بانک جهانی و آخرین داده‌های WDI است.

قبل از برآورد مدل لازم است پایایی متغیرهای مدل بررسی شود که نتایج آزمون ریشه واحد متغیرهای مدل به شرح جدول ۱ ارائه شده است:

**جدول ۱: آزمون‌های ریشه واحد دیکی فولر تعمیم یافته (ADF) و فیلیپس پرون**

| متغیر | آماره ADF | P-Value | آماره فیلیپس پرون | P-Value |
|---|---|---|---|---|
| رشد نیروی کار | -۴/۱۰ | ۰/۰۰ | -۴/۶۳ | ۰/۰۰ |
| رشد موجودی سرمایه ناخالص | -۱۸/۹۸ | ۰/۰۰ | -۱۹/۰۰۱ | ۰/۰۰ |

[1]. Hansen

[2]. کشورهای مورد بررسی عبارتند از: ایران، عراق، عربستان سعودی، الجزایر، آنگولا، اکوادور، گینه استوایی، گابن، کویت، لیبی، نیجریه، قطر، امارات متحده عربی و ونزوئلا.

[3]. Pool data

www.SID.ir

Archive of SID



| | | | | |
|---|---|---|---|---|
| رشد اقتصادی | -۹/۴۲ | ۰/۰۰ | -۲۳/۷۸ | ۰/۰۰ |
| وقفه اول رشد اقتصادی | -۹/۴۲ | ۰/۰۰ | -۲۳/۷۸ | ۰/۰۰ |
| سهم رانت نفت از تولید ناخالص داخلی | -۳/۲۳ | ۰/۰۱ | -۸/۸۰ | ۰/۰۰ |
| لگاریتم نرخ ثبت نام متوسطه (سرمایه انسانی) | -۷/۰۷ | ۰/۰۰ | -۵/۸۸ | ۰/۰۰ |

منبع: محاسبات پژوهش

نتایج آزمون‌های مانایی در جدول ۱ نشان داده است که تمام متغیرهای مدل پایا هستند و لذا می‌توان برآورد مدل را با روشهای متعارف انجام داد. بدین منظور در ادامه مدل مارکوف سوئیچینگ آستانه‌ای برآورد گردید که نتایج آن در جدول ۲ ارائه شده است:

**جدول ۲: نتایج برآورد مدل**

| متغیر | ضریب | آماره t | P- Value |
|---|---|---|---|
| عرض از مبدا رژیم ۱ | ۹/۱۰ | ۱۰۱۱/۹۸ | ۰/۰۰ |
| عرض از مبدا رژیم ۲ | ۷/۰۰۵ | ۲۱/۱۲ | ۰/۰۰ |
| لگاریتم انحراف معیار رژیم ۱ | -۵/۱۸ | -۲۴/۵۳ | ۰/۰۰ |
| لگاریتم انحراف معیار رژیم ۲ | ۱/۲۹ | ۱۶/۷۴ | ۰/۰۰ |
| رانت نفت قبل از آستانه ۳۰٪/۹ | ۰/۰۲۴ | ۱۰۷/۳۵ | ۰/۰۰ |
| رانت نفت بعد از آستانه ۳۰٪/۹ | -۰/۰۲۷ | -۱۳۶/۸۶ | ۰/۰۰ |
| وقفه اول رشد اقتصادی | ۰/۲۲ | ۳۴۳/۵۵ | ۰/۰۰ |
| رشد نیروی کار | ۶۰/۴۷ | ۴۳۱/۹ | ۰/۰۰ |
| رشد موجودی سرمایه ناخالص | ۰/۱۰۲ | ۱۵۰۵/۱۴ | ۰/۰۰ |
| لگاریتم نرخ ثبت نام متوسطه (شاخص سرمایه انسانی) | -۱/۷۶ | -۹۵۲/۳۰ | ۰/۰۰ |
| لگاریتم درستنمایی | -۳۳۷/۱۲۹۴ | | |

منبع: محاسبات پژوهش

نتایج برآورد مدل را به شرح زیر می‌توان خلاصه نمود:

رشد اقتصادی در کشورهای عضو اوپک دارای دو رژیم رشد بالا و پایین است که رژیم رشد بالا دارای واریانس کمتر و رژیم رشد پایین دارای واریانس بیشتری است. همچنین ماتریس احتمال انتقال بین رژیم‌های رشد بالا و پایین به شرح زیر بدست آمده است:

www.SID.ir

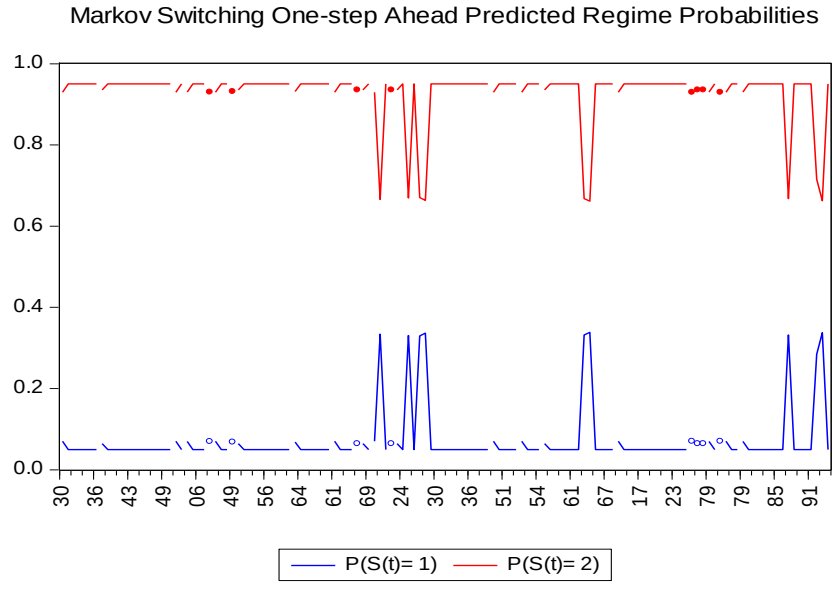
Archive of SID



$$\begin{bmatrix} p_{11} & p_{12} \\ p_{21} & p_{22} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 0.34 & 0.66 \\ 0.05 & 0.95 \end{bmatrix}$$

که در آن $p_{11}$ احتمال ماندن در رژیم رشد بالا را نشان می‌دهد که مقدار ۰/۳۴ برای آن بدست آمده است و در مقابل $p_{22}$ احتمال ماندن در رژیم رشد پایین را نشان می‌دهد که مقدار احتمال آن ۰/۹۵ بدست آمده است که فاصله قابل توجهی با احتمال ماندن در رژیم رشد بالا دارد که حاکی از پایداری بیشتر رشد پایین در کشورهای عضو اوپک است. همچنین احتمال انتقال از رژیم رشد بالا به رژیم رشد پایین یا $p_{12}$ رقم نسبتا بالای۰/۶۶ را دارد و احتمال انتقال از رژیم رشد پایین به رژیم رشد بالا یا $p_{21}$ نیز احتمال ۰/۰۵ را نشان می‌دهدکه نشان دهنده‌ی موقتی بودن رژیم رشد بالا و انتقال سریع اقتصاد کشورهای نفتی اوپک از رژیم رشد بالا به رژیم رشد پایین است. طول دوره ماندن در رژیم رشد بالا ۱/۵ دوره (سال) و طول دوره ماندن در رژیم رشد پایین ۲۰/۱ دوره (سال) است. نمودار ۱ نیز احتمالات پیش‌بینی قرار گرفتن در رژیم رشد بالا و رژیم رشد پایین را نشان داده است که چگونگی انتقال بین دو رژیم رشد بالا و پایین را نشان می‌دهد.

**نمودار ۱: احتمالات پیش بینی قرار گرفتن در رژیم رشد بالا** (prob1) **و رژیم رشد پایین** (prob2)




منبع: محاسبات پژوهش

www.SID.ir

Archive of SID



در این پژوهش فرض شده است که متغیر رشد اقتصادی از دو رژیم تبعیت می‌کند که یک رژیم با میانگین رشد بالا و دیگری با میانگین رشد پایین مشخص شده است. اما برای اطمینان حاصل نمودن از وجود دو رژیم در مدل پژوهش لازم است از آزمون نسبت درستنمایی ($LR$) هانسن[1](۱۹۹۲) استفاده نماییم. در این آزمون فرضیه صفر خطی بودن در مقابل فرضیه وجود دو رژیم آزمون می‌شود. جدول ۳ نتایج این آزمون را برای مدل پژوهش نشان داده است.

**جدول ۳: آزمون نسبت درستنمایی (LR) هانسن**

| *آماره آزمون* | P-Value | *نتیجه آزمون* |
|---|---|---|
| ۴۴۳/۵۱ | ۰/۰۰ | *رد فرضیه صفر و تایید وجود دو رژیمی بودن رشد اقتصادی* |

منبع: محاسبات پژوهش

نتایج آزمون نسبت درستنمایی هانسن برای هر مدل پژوهش نشان می‌دهد فرضیه صفر خطی بودن مدل پژوهش در سطح معنای ۵ درصد رد شده است و وجود دو رژیم رشد اقتصادی در اقتصاد کشورهای اوپک تایید شده است. لذا، با استفاده از این آزمون می‌توان اطمینان حاصل نمود که مدل رشد اقتصادی را می‌توان با روش مارکوف سوئیچینگ با وجود دو رژیم برآورد نمود.

متغیر سهم رانت نفت در تولید ناخالص داخلی تاثیری غیرخطی و آستانه‌ای بر رشد اقتصادی داشته است بطوریکه تا زمانیکه سهم رانت نفت در تولید ناخالص داخلی کمتر از ۳۰/۹٪ درصد باشد، رانت نفت تاثیری مثبت بر رشد اقتصادی داشته است اما پس از عبور از حد آستانه مذکور، رانت نفت تاثیری منفی و معنی‌دار بر رشد اقتصادی داشته است. آزمون برابری ضرایب رانت نفت قبل و پس از آستانه مذکور به منظور بررسی معنی‌داری حد آستانه‌ای به پیروی از روش هانسن (۱۹۹۶ و ۲۰۰۰) شرح زیر انجام شده است:

**جدول ۴: آزمون برابری ضرایب قبل و بعد از آستانه (آزمون معنی داری حد آستانه)**

| *آماره آزمون* | P-Value | *نتیجه آزمون* |
|---|---|---|
| ۴۴۹/۳۹ | ۰/۰۰ | *رد فرضیه صفر برابری ضرایب قبل و بعد از آستانه و معنی‌دار شدن حد آستانه* |

منبع: محاسبات پژوهش

[1]. Hansen

www.SID.ir

Archive of SID



نتایج جدول ۴ نشان دهنده تفاوت ضرایب رانت نفت بر رشد اقتصادی قبل و بعد از آستانه ۳۰/۹ درصد است که نشان دهنده معنی‌داری حد آستانه برآورد شده است. بنابراین رانت نفت در رژیم درآمدهای پایین نفتی تاثیر مثبتی بر رشد اقتصادی دارد زیرا درآمدهای نفتی از یک سو از طریق واردات کالاهای سرمایه‌ای و واسطه‌ای به افزایش تولید منجر می‌شود و از طرف دیگر از طریق بودجه عمرانی دولت و سرمایه گذاری در زیرساختها می‌تواند موجب تقویت تولید و طرف عرضه شود. همچنین گسترش بخش نفت از طریق افزایش درآمدهای نفتی به عنوان بخش اصلی در اقتصاد کشورهای صادرکننده نفت به طور مستقیم میزان تولید ناخالص داخلی را افزایش می‌دهد. اما پس از عبور رانت نفت از حد آستانه مذکور به دلایلی چون استفاده غیر استاندارد از درآمدهای نفتی و در نتیجه بروز بیماری هلندی رشد اقتصادی کاهش می‌یابد (دادگر، ۱۳۹۷). بیماری هلندی از طریق ورود منابع ارزی فراوان و افزایش ارزش پول داخلی موجب ارزان شدن نسبی کالاهای خارجی در مقایسه با کالاهای داخلی می‌شود که این امر منجر به افزایش واردات و کاهش صادرات می‌شود که باعث تضعیف تولید داخلی و کاهش رشد اقتصادی می‌شود. از سوی دیگر بیماری هلندی با دولت رانتی نیز پیوند معناداری دارد (دادگر، ۱۳۹۷) که این مسئله موجب تشدید فرآیند فساد اقتصادی در این کشورها از جمله ایران می‌شود (دادگر و نظری[1] ۲۰۱۲) و فساد اقتصادی از طریق انحراف تخصیص منابع موجب تشدید ناکارایی و کاهش رشد اقتصادی می‌شود.

همچنین رانت نفت از طریق استقلال مالی دولت از بخش خصوصی، تضعیف دموکراسی، تضعیف نظام مالیات ستانی، انتقال شوک‌های بازار نفت به اقتصاد داخل و تقویت فعالیت-های رانتجویی موجب تشدید ناکارایی اقتصادی و در نتیجه کاهش رشد اقتصادی می‌شود (زمانزاده و الحسینی، ۱۳۹۱).

وقفه اول رشد اقتصادی تاثیر مثبت و معنی‌داری بر رشد اقتصادی دارد که حاکی از پویایی مدل رشد اقتصادی دارد و به نوعی ماهیت چرخه‌ای ادوار تجاری را نیز منعکس می‌کند. همچنین رشد نیروی کار و رشد موجودی سرمایه ناخالص نیز تاثیرات مثبتی بر رشد اقتصادی دارند که با تئوری‌های رشد نیز تطابق دارد.

نرخ ثبت نام متوسطه به عنوان شاخصی از سرمایه انسانی تاثیری منفی و معنی‌دار بر رشد اقتصادی داشته است. اگر آمار بالای بیکاران تحصیلکرده در کشورهای صادرکننده نفت (اوپک) از جمله ایران را در کنار پدیده فرار مغزها یا مهاجرت نیروهای تحصیلکرده از

[1]. Dadgar and Nazari

www.SID.ir

Archive of SID



کشورهای عضو اوپک به کشورهای توسعه یافته را کنار هم بگذاریم می‌بینیم که به دلیل ویژگی‌های اقتصاد رانتی و دولت محور بودن اقتصاد اکثر کشورهای اوپک، بازار کار این کشورها در جذب نیروی کار تحصیلکرده موفق نبوده است و بیکاری نیروهای تحصیلکرده و فرار سرمایه های انسانی از کشور خود عاملی منفی بر رشد اقتصادی بوده است.

## ۵. نتیجه‌گیری و پیشنهاد

اثرگذاری رانت نفت بر رشد اقتصادی در میان پژوهشگران و سیاستگذاران اقتصادی کشورهای صادرکننده نفت همواره موضوع مهمی بوده است که پژوهشگران زیادی در این حوزه مطالعات گسترده‌ای انجام داده‌اند. با این حال مطالعات پیشین در این حوزه دارای نواقصی بوده است که تلاش مقاله حاضر این بوده است که یکی از این نواقص را پوشش دهد و بازبینی دیگری بر این رابطه مهم از منظر مدلسازی اقتصادسنجی داشته باشد. نقصی که در مطالعات پیشین وجود داشته است عدم توجه به مدلسازی رشد اقتصادی بصورت دو رژیمی در کنار لحاظ کردن اثرات آستانه‌ای رانت نفت بر رشد اقتصادی است که در مطالعه حاضر این دو مورد به طور همزمان در مدلسازی تاثیر رانت نفت بر رشد اقتصادی لحاظ شده‌اند. بدین منظور مدل ترکیبی مارکوف سوئیچینگ آستانه‌ای برای داده‌های پشته‌ای (pool) ۱۴ کشور صادرکننده نفت اوپک در بازه زمانی ۲۰۱۷-۱۹۶۱ برای بررسی اثرگذاری غیرخطی رانت نفت بر رژیم‌های رشد اقتصادی استفاده شده است. نتایج برآورد مدل حاکی از تایید دو رژیمی بودن رشد اقتصادی به همراه تاثیر آستانه‌ای رانت نفت بر رژیم‌های رشد اقتصادی در کشورهای صادرکننده نفت اوپک است. به عبارت دیگر رشد اقتصادی در کشورهای عضو اوپک دارای دو رژیم رشد بالا و پایین است که رژیم رشد بالا دارای واریانس کمتر و ماندگاری کمتر و رژیم رشد پایین دارای واریانس بیشتر و ماندگاری بالاتری است. همچنین تا زمانیکه سهم رانت نفت در تولید ناخالص داخلی کمتر از ۳۰/۹٪ درصد باشد، رانت نفت تاثیری مثبت بر رشد اقتصادی داشته است اما پس از عبور از حد آستانه مذکور، رانت نفت از طرقی چون بیماری هلندی و تقویت فرآیندهای رانتجویی و در نتیجه تضعیف تولید داخل تاثیری منفی و معنی‌دار بر رشد اقتصادی داشته است. همچنین سایر نتایج حاکی از تاثیر مثبت وقفه اول رشد اقتصادی، رشد نیروی کار و رشد موجودی سرمایه ناخالص بر رشد اقتصادی است درحالیکه نرخ ثبت نام متوسطه تاثیری منفی و معنی‌دار بر رشد اقتصادی این کشورها داشته است.

www.SID.ir

Archive of SID



برگرفته از نتایج پژوهش پیشنهاد می‌شود که کشورهای عضو اوپک در هزینه کرد درآمد نفتی به حد آستانه ۳۰/۹٪ درصد سهم رانت نفت در تولید ناخالص داخلی توجه نمایند تا در پیشبرد رشد اقتصادی در کشورهای خود دچار توقف نشوند. همچنین پایداری بیشتر رژیم رشد پایین نسبت به رژیم رشد بالا برای این کشورها هشداری است که نشان می‌دهد این کشورها باید در سیاستهای قبلی خود در رشد اقتصادی همچون اتکای زیاد به درآمدهای نفتی و دولت بزرگ تجدید نظر کنند.

## فهرست منابع:


ابراهیمی، محسن، سالاریان، محمد و حاجی میرزایی، سید محمد علی (۱۳۸۷)، بررسی مکانیسم‌های اثرگذاری درآمدهای نفتی بر رشد اقتصادی کشورهای صادر کننده نفت از دیدگاه بلای منابع طبیعی، مطالعات اقتصاد انرژی، ۵ (۱۶): ۱۳۱-۱۵۶.

ابریشمی، حمید و محسنی، رضا (۱۳۸۱)، نوسانات صادرات نفتی و رشد اقتصادی. پژوهشهای اقتصادی ایران، ۴(۱۳): ۱-۳۲.

اسماعیلی رزی، حسین، ابراهیمی، بهنام و شیرعلی، شیرین (۱۳۹۴)، تاثیر درآمدهای نفتی بر رشد اقتصادی در ایران با تاکید بر تغییر کیفیت نهادی، سیاست گذاری پیشرفت اقتصادی، ۳(۲): ۸۱-۱۰۸.

بخشی، پرویز، راحلی، حسین و قهرمانزاده، محمد (۱۳۹۵)، تأثیر شوک‌های درآمدهای نفتی و نااطمینانی ناشی از نوسان‌های نرخ ارز بر رشد بخش کشاورزی در ایران، فصلنامه علمی -پژوهشی تحقیقات اقتصاد کشاورزی، ۸(۳۱): ۱۰۱-۱۲۲.

بهبودی، داوود، متفکرآزاد، محمدعلی و رضازاده، علی (۱۳۸۸)، اثرات بی ثباتی قیمت نفت بر تولید ناخالص داخلی در ایران، مطالعات اقتصاد انرژی، ۶(۲۰): ۱-۳۱.

جهادی، محبوبه و علمی، زهرا (میلا) (۱۳۹۰)، تکانه های قیمت نفت و رشد اقتصادی (شواهدی از کشورهای عضو اوپک)، فصلنامه علمی - پژوهشی، پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی، ۱(۲): ۱۱-۴۰.

دادگر، بداله (۱۳۹۷)، بیماری هلندی و نمادهای آن در اقتصاد ایران، منتشر شده در وبسایت اتاق بازرگانی، صنایع، معادن و کشاورزی تهران.

روزبهان، محمود (۱۳۹۴)، مبانی توسعه اقتصادی، مهربان نشر، تهران، ایران.

زمانزاده، حمید و الحسینی، صادق (۱۳۹۱)، اقتصاد ایران در تنگنای توسعه، نشر مرکز، تهران، ایران.

صمدی، سعید، سرخوش سرا، علی و امینی دره وزان، امید (۱۳۹۷)، اثرات نامتقارن شوک‌های قیمت نفت بر نرخ بهره و رشد اقتصادی ایران: مدل VAR غیرخطی، فصلنامه علمی - پژوهشی مدلسازی اقتصادی, ۱۲(۴۱): ۲۷-۵۲.


www.SID.ir

Archive of SID



صمدی، علی حسین، هادیان، ابراهیم و جعفری، محبوبه (۱۳۹۲)، بررسی تاثیر نوسان های دائمی و موقتی قیمت نفت اوپک بر سرمایه گذاری، تولید و نرخ بیکاری در اقتصاد ایران، فصلنامه اقتصاد انرژی ایران، ۲(۷): ۱۰۱-۷۵.

کریمی، زهرا (۱۳۹۴)، نگاهی به اقتصاد ایران، انتشارات دانشگاه مازندران.

مهرآرا، محسن (۱۳۹۳)، آثار درآمدهای نفتی بر رشد اقتصادی ایران مبتنی بر شکست‌های ساختاری درون‌زا، اقتصاد مالی، ۸ (۲۶): ۳۳-۵۲.

مهرآرا، محسن و مکی نیری، مجید (۱۳۸۸)، بررسی رابطه غیر خطی میان درآمدهای نفتی و رشد اقتصادی با استفاده از روش حد استانه ای مورد ایران، فصلنامه مطالعات اقتصاد انرژی، ۶ (۲۲): ۵۲-۲۹.

مهرآرا، محسن، ابریشمی، حمید و زمان زاده نصرآبادی، حمید (۱۳۹۰)، تفسیری از فرضیه نفرین منابع در کشورهای صادرکننده نفت: تکانه های مثبت نفتی، از چه سطح آستانه ای برای رشد اقتصادی، مضر است؟، مطالعات اقتصاد انرژی ، ۸ (۲۸): ۱۱۹-۱۳۴.

نادمی، یونس و زبیری، هدی (۱۳۹۶)، نفت و سرمایه انسانی: تفکری دوباره بر فرضیه نفرین منابع در ایران، پژوهشنامه اقتصاد انرژی ایران، ۶(۲۳): ۱۵۳-۱۸۳.

نادمی، یونس و صداقت کالمرزی، هانیه (۱۳۹۷)، بررسی اثر شوکهای قیمتی نفت و تحریم های اقتصادی بر رژیم های بیکاری در ایران با استفاده از رهیافت مارکوف سوئیچینگ، پژوهشنامه اقتصاد انرژی ایران، ۷(۲۶): ۱۵۶-۱۳۱.

Alexeev, M. & Chih, Y. Y. (2017), Oil Price Shocks and Economic Growth in the US (October 1, 2017). CAEPR Working Paper No. 2017-011, Available at SSRN: https://ssrn.com/abstract=3049895 or http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.3049895.

Antonakakis, N., Cunado, J., Filis, G. & De Gracia, F. P. (2017), Oil dependence, quality of political institutions and economic growth: A panel VAR approach. Resources Policy, 53: 147-163.

Auty, R. (1993), Sustaining Development in Mineral Economies: The Resource Curse Thesis (Oxford University Press, New York).

Bastianin, A., Galeotti, M. & Manera, M. (2017), Oil supply shocks and economic growth in the Mediterranean, Energy Policy, 110: 167-175.

Berument, M. H., Ceylan, N. B. & Dogan, N. (2010), The impact of oil price shocks on the economic growth of selected MENA countries, The Energy Journal, 31(1):149-176.

Blanco, L. & Grier, R. (2012), Natural Resource Dependence and the Accumulation of Physical and Human Capital in Latin America, Resources Policy, 37(3): 281-295.

www.SID.ir

Archive of SID



Bowland, C. (2012), Resource Abundance in Mozambique: Governance Issues and the Possibility of Violence, https://prezi.com/.../resource-abundance-in-mozambique-governanc.

Buccellato, T. & Alessandrini, M. (2009), Natural Resources: A Blessing or a Curse? The Role of Inequality, Centre for Financial & Management Studies, Discussion Paper 98.

Busse, M. & Groning, S. (2013), The Resource Curse Revisited: Governance & Natural Resources, Public Choice, 154: 1-20.

Dadgar, Y. & Nazari, R. (2012), The impact of oil revenue on the economic corruption in Iran, Актуальні проблеми економіки, 2: 375-386.

Frankel, J. A. (2010), The natural resource curse: a survey (No. w15836), National Bureau of Economic Research.

Ftiti, Z., Guesmi, K. & Teulon, F. (2014), Oil shocks and Economic Growth in OPEC countries (No. 2014-064).

Gelb A. (1988), Windfall Gains: Blessing or Curse?, Oxford University Press, Oxford.

Gray, S. F. (1996), Modeling the conditional distribution of interest rates as a regime-switching process, Journal of Financial Economics, 42(1): 27-62.

Gylfason, T. (2001), Natural resources, education, and economic development, European economic review, 45(4-6): 847-859.

Hamilton, J. D. (1989), A new approach to the economic analysis of nonstationary time series and the business cycle, Econometrica: Journal of the Econometric Society, 57(2): 357-384.

Hamilton, J. D. (1994), Time series analysis (Vol. 2), Princeton, NJ: Princeton university press.

Hansen, B. E. (1992), The likelihood ratio test under nonstandard conditions: testing the Markov switching model of GNP, Journal of applied Econometrics, 7(S1): S61-S82.

Hansen, B. E. (1996), Inference when a nuisance parameter is not identified under the null hypothesis, Econometrica: Journal of the econometric society, 64(2):413-430.

Hansen, B. E. (2000), Sample splitting and threshold estimation, Econometrica, 68(3): 575-603.

Klaassen, F. (2002), Improving GARCH volatility forecasts with regime-switching GARCH, In Advances in Markov-Switching Models, Physica, Heidelberg.

www.SID.ir

Archive of SID



Krugman, P. (1987), The narrow moving band, the Dutch disease, and the competitive consequences of Mrs. Thatcher: notes on trade in the presence of dynamic scale economies, Journal of Development Economics, 37: 41-55

Mallaye, D., Yogo, T. U. & Timba, G. T. (2015), Oil Rent and Income Inequality in Developing Economies: Are They Friends or Foes? Etudes et Documents, 02, CERDI, http://cerdi.org/production/show/id/1644/type_production_id/1.

Marcucci, J. (2005), Forecasting stock market volatility with regime-switching GARCH models, Studies in Nonlinear Dynamics & Econometrics, 9(4: 6-6.

Matsuyama, K. (1992), Agricultural productivity, comparative advantage and economic growth, Journal of Economic Theory, 58: 317-334

Nademi, Y. (2018), The resource curse and income inequality in Iran, Quality & Quantity, 52(3): 1159-1172.

Perovic, L. M. & Golem, S. (2010), Investigating macroeconomic determinants of happiness in transition countries: How important is government expenditure?, Eastern European Economics, 48(4): 59-75.

Philippot, L. M. (2010), Are Natural Resources a Curse for Human Capital Accumulation?, Nature Non Technology, 2(11).

Van Wijnbergen, S. (1984), The Dutch disease: a disease after all?, Economic Journal, 94(373): 41–55.

Vernon, T. & Kulys, T. (2013), On Productivity: The Influence of Natural Resource Inputs, Commonwealth of Australia, 27.

Wesseh Jr, P. K. & Lin, B. (2018), Exchange rate fluctuations, oil price shocks and economic growth in a small net-importing economy, Energy, 151: 402-407.

www.SID.ir