فصلنامه علمی- پژوهشی مطالعات اقتصادیِ کاربردی ایران
سال چهارم، شماره‌ی ۱۵، پاییز ۱۳۹۴
صفحات: ۸۱- ۱۰۵

کاربرد الگوی کو و پرون در شناسایی تکانه‌های نفتی اقتصاد ایران

ابوالقاسم اثنی‌عشری[۱]
کامران ندری[۲]
اصغر ابوالحسنی[۳]
نادر مهرگان[۴]
محمدرضا بابایی سمیرمی[۵*]

تاریخ دریافت:۱۳۹۳/۰۹/۱۷ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۴/۰۴/۲۰

چکیده

ایران به عنوان یکی از کشورهای عضو اوپک، مقدار قابل‌توجهی، به درآمد حاصل از فروش نفت وابسته است. تورم، نقدینگی و رشد اقتصادی از متغیرهای اصلی اقتصاد کلان هستند که پس از تکانه‌های نفتی دچار نوسان معنادار شده و برنامه‌های توسعه کشورهای صادرکننده نفت را دچار انحراف می‌نمایند. در این تحقیق، متغیر درآمد نفت به عنوان متغیر برون‌زا و متغیرهای تورم، نقدینگی و رشد اقتصادی به عنوان متغیرهای درون‌زای مدل در نظر گرفته شدند. با استفاده از الگوی الگوریتمی کو و پرون (۲۰۰۷)، طی دوره موردمطالعه فصلی ۱۳۶۷:۰۱ تا ۱۳۹۲:۰۴، برای اقتصاد ایران سه تکانه ساختاری نفتی ۱۳۷۴:۰۱، ۱۳۷۹:۰۱ و ۱۳۸۴:۰۱، شناسایی شد. سپس، تأثیر رشد درآمدهای نفتی بر تورم، رشد اقتصادی و نقدینگی، در هر رژیم ساختاری، محاسبه شد. نتایج نشان داد که بیشترین تأثیر درآمد نفت بر تورم، در رژیم ساختاری اول (۱۳۶۷:۰۱ تا ۱۳۷۴:۰۱) و حداقل آن، در رژیم ساختاری دوم (۱۳۷۴:۰۲ تا ۱۳۷۹:۰۱) بود. بیشترین تأثیر درآمد نفت بر نقدینگی، در رژیم ساختاری دوم و کمترین آن در رژیم ساختاری آخر (۱۳۸۴:۰۲ تا ۱۳۹۲:۰۴) بود. دوره تأثیر درآمد نفت بر رشد اقتصادی در رژیم ساختاری آخر بیشترین مقدار را داشت. مدیریت صحیح منابع ارزی نفتی و حمایت از بخش تولید داخلی پیشنهاد اصلی تحقیق بود.

کلیدواژه‌ها: تکانه نفتی، شکست ساختاری، اقتصاد انرژی

طبقه‌بندی JEL: E51 ,Q43

۱. دانشیار گروه اقتصاد، دانشگاه پیام‌نور **Email:** asna_amiri@yahoo.com
۲. استادیار گروه اقتصاد، دانشگاه امام صادق(ع) **Email:** k.nadri@gmail.com
۳. دانشیار گروه اقتصاد، دانشگاه پیام‌نور **Email:** abolhasani2003@yahoo.com
۴. استاد گروه اقتصاد، دانشگاه بوعلی‌سینا **Email:** mehregannader@yahoo.com
۵. دانشجوی دکترا علوم اقتصادی، دانشگاه پیام‌نور (*نویسنده مسئول) **Email:** mreza_babaei@pnu.ac.ir

۱. مقدمه

مشاهدات تجربی نشان می‌دهد کشورهای دارای منابع طبیعی، ازجمله کشورهای صادرکننده نفت، حتی با وجود درآمدهای نفتی کلان در طی سه دهه اخیر، با رشد اقتصادی ضعیفی مواجه بوده‌اند. چراکه منابع طبیعی، از طریق مختلف، مانند بیماری هلندی، فساد اداری، رانت جویی، بی‌ثباتی و سرمایه انسانی، به صورت غیرمستقیم موجب انحراف در عملکرد این نوع اقتصادها شده است (جلائی و همکاران، ۱۳۹۲: ۱۱۲). آمار اقتصاد کلان ایران، حاکی از عدم استفاده بهینه از عامل تولید نفت، جهت توسعه اقتصادی است. وجود نوسانات متغیرهای کلان در اقتصاد ایران، از موانع رشد مطلوب اقتصادی ایران است. برای نمونه، اقتصاد ایران طی دوره ۱۳۷۰ تا ۱۳۹۰، رشد اقتصادی از ۰/۱۶- درصد (سال ۱۳۷۶) تا رشد اقتصادی ۸/۷۵ درصدی (سال ۱۳۸۱) را تجربه نمود. همچنین رشد اقتصادی ۷/۸۴ درصدی سال ۱۳۸۶، به ۰/۸۳ درصد در سال ۱۳۸۷، سقوط نمود. نکته قابل‌توجه، نوسان شدید درآمدهای مالیاتی و عدم اتکا زیاد دولت به این منبع، در برنامه‌ریزی‌های بودجه می‌باشد. تا جایی که در سال ۱۳۸۴، صرفاً ۲۸ درصد از درآمدهای دولت از طریق اخذ مالیات، به دست آمد. دلیل عمده آن می‌تواند افزایش درآمد نفتی از ۱۷۳۴۸/۶۳ میلیون دلار در سال ۱۳۸۳ به ۲۶۷۱۵/۴۹ میلیون دلار در سال ۱۳۸۴ باشد. اهمیت دیگر موضوع تکانه‌های نفتی، تأکید اقتصاددانان انرژی ایران به نشانه‌های وجود «بیماری هلندی»، بروز تورم‌های شدید و دوگانگی تورمی در این اقتصاد است[۱]. لذا، با توجه به ساختار اقتصاد ایران و اتکا زیاد بودجه به درآمدهای نفتی، هرگونه تکانه و شکست ساختاری در درآمدهای نفتی، بر عوامل وابسته آن تأثیر قابل‌توجهی خواهد گذاشت. اهمیت شناسایی تکانه‌های نفتی و تأثیر آن، در تنظیم و نیل به اهداف برنامه‌های توسعه اقتصادی کشور جایگاه ویژه‌ای خواهد داشت. در این تحقیق، نظر به اهمیت درآمدهای نفتی در تأمین مالی اقتصاد ایران و برون‌زا بودن تغییرات درآمد نفتی، پس از مروری بر ادبیات و پیشینه تحقیق، تکانه‌های ساختاری وارده بر اقتصاد ایران طی دوره مطالعاتی بهار ۱۳۶۷ تا پاییز ۱۳۹۲، توسط یک الگوی خودرگرسیون برداری الگوریتمی شناسایی‌شده است. سپس تأثیر تغییر برون‌زای درآمدهای نفتی بر متغیرهای تورم، رشد اقتصادی و رشد نقدینگی پس از هر تکانه، محاسبه خواهد شد. در نهایت، ویژگی رژیم‌های ساختاری شناسایی‌شده، موردبررسی قرارگرفته و پیشنهادهای سیاستی نیز ارائه‌شده است.

---

۱. مراجعه نمایید به: (بختیاری و حقی، ۱۳۸۰)، (بهرامی و نصیری، ۱۳۹۰)، (پاسبان، ۱۳۸۳)، (خضری، ۱۳۸۸)، (رائینی و همکاران، ۱۳۸۵)، (کریم‌زاده و همکاران، ۱۳۸۸)، (گسکری و اقبالی، ۱۳۸۴)، (نظری و مبارک، ۱۳۸۹).

۲. مبانی نظری

۲-۱. کانال اثرگذاری درآمد نفت بر متغیرهای کلان اقتصاد

هرگونه تکانه نفتی چه تکانه قیمتی و چه تکانه درآمدی نفت، علاوه بر آثار مستقیم خود بر رشد تولید ناخالص داخلی، از طریق غیرمستقیم نیز پایه پولی، تراز تجاری و نیز وضعیت توازن بودجه دولت را دستخوش دگرگونی ساخته و از این کانال خود یک سلسله جریانات و تبعات پولی و واقعی را برای اقتصاد کشور به دنبال خواهد داشت؛ اما نحوه تأثیرپذیری تولید ناخالص داخلی از تغییرات قیمت نفت از طریق غیرمستقیم هم می‌تواند از کانال تراز تجاری و هم از کانال تراز بودجه باشد. به این نحو که چون نفت به عنوان یک ماده مهم صادراتی برای کشورهای صادرکننده آن و یک کالای مهم وارداتی برای صنایع کشورهای واردکننده آن در توابع واکنش صادرات و واردات آن‌ها وارد می‌شود، لذا تغییرات قیمت آن بر توابع واکنش صادرات و واردات آن‌ها اثر دارد و درنتیجه تراز تجاری و درنهایت تولید ناخالص داخلی را تحت تأثیر قرار می‌دهد (بهمن‌یار و فطرس، ۱۳۹۱: ۴۹). اثر سهم عمده‌فروش منابع طبیعی در اقتصاد تا حدی است که برخی از اقتصاددانان از آن به عنوان پدیده «نفرین منابع طبیعی» یاد می‌کنند. مکانیزم اثر درآمدهای نفتی بر اقتصاد کشورهای صادرکننده نفت، توسط محققین اقتصاد انرژی، معمولاً از دو کانال اصلی بروز بیماری هلندی و گسترش رانت جویی بیان‌شده است.

۲-۱-۱. بیماری هلندی

مطالعه نظری بیماری هلندی ابتدا توسط کوردن و نیری[1] (۱۹۸۲)، مطرح و پس از آن مطالعات متعددی بر پایه «مدل استرالیایی» تجارت بین‌الملل بنیامین و همکاران[2] (۱۹۸۷) انجام شد. بیماری هلندی پس از تجربه تلخ هلند (و البته انگلستان) از کشف شدن نفت و گاز در دریای شمال در دهه ۱۹۷۰ به این اسم نامیده شد. در این الگو، برای هر اقتصاد سه بخش در نظر گرفته می‌شود: بخش قابل‌مبادله منابع طبیعی، بخش قابل‌مبادله، بدون در نظر گرفتن منابع طبیعی و بخش غیرقابل‌مبادله (ابراهیمی و همکاران، ۱۳۸۷: ۱۴۱). با افزایش درآمدهای نفتی و درآمدهای ارزی کشور، درآمد ملی افزایش‌یافته و موجب بالا رفتن سطح زندگی مردم و تقاضا می‌گردد، اما از طرفی بخش غیرقابل‌مبادله کشور (بخشی که تولیدات آن در معرض رقابت بین‌المللی نیست) گسترش می‌یابد و بخش قابل‌مبادله آن تضعیف می‌گردد. در ادبیات اقتصادی به این پدیده بیماری هلندی گفته می‌شود (اسماعیل[3]، ۲۰۰۵). دولین و لوین[4] (۲۰۰۴)، معتقدند افزایش ملایم درآمدهای نفتی به‌طور عمده به هزینه‌های عمرانی زیربنایی، سرمایه‌گذاری و تأمین نیاز مالی بنگاه‌های تولید داخلی اختصاص می‌یابد که به لحاظ نظری رشد تولید ملی را موجب می‌شود. درحالی‌که افزایش بیش از حد درآمدهای دولتی (از

1. Corden and Neary
2. Benjamin et. al.
3. Ismail
4. Devlin and Lewin

محل صادرات نفتی) معمولاً صرف افزایش هزینه‌های مصرفی، حقوق و دستمزدها، پرداخت‌های انتقالی و یارانه‌ها به شیوه‌ای غیر مؤثر می‌شود. این امر می‌تواند تعهدات دائمی و پایداری را در آینده بر جای گذارد و رشد اقتصادی را کاهش دهد (مهرگان و همکاران، ۱۳۹۳: ۴۱۵). به‌طورکلی این‌گونه رونق در بخش منابع طبیعی صادراتی از چند طریق، عملکرد اقتصادهای برخوردار از منابع طبیعی را متأثر می‌سازد که عمده‌ترین آن‌ها عبارت‌اند از: ۱) تحریک رفتارهای رانت جویانه و فساد اقتصادی؛ ۲) تضعیف حکمرانی و حاکمیت خوب؛ ۳) اثر جابجایی منابع تولید و ۴) اثر مخارج (خضری، ۱۳۸۸: ۷۱).

۲-۱-۲. رانت‌جویی

نقطه شروع جریان فکری در مورد رانت اقتصادی، به مقاله تالوک[1] (۱۹۶۷) و سپس مقاله کروگر[2] (۱۹۷۴) برمی‌گردد (ابریشمی و هادیان،۱۳۸۳). رانت، نوعی مازاد یا سود غیر تولیدی است که به دنبال ایجاد کمیابی‌های طبیعی یا ساختگی فراهم می‌شود، این سود غیر تولیدی بیش از مقداری است که برای به‌کارگیری یک عامل تولیدی لازم است (بیدرام،۱۳۹۰: ۶۲). دسترسی به منابع طبیعی توسط دولت یا شرکت یا شخص، رانتی را برای وی ایجاد می‌کند. تولیدکنندگان به دنبال ایجاد رابطه نزدیک با مقامات مسئول دولت برای کسب رانت هستند و با کسب رانت، آن را بین خود تقسیم کرده و توزیع درآمد را به نفع خود تغییر می‌دهند و باعث تشدید نابرابری توزیع درآمد می‌شوند. منافع و رانت یک اقتصاد تک‌محصولی، مانع مدرنیزاسیون و سرمایه‌گذاری در بخش تولید توسط گروه‌های سیاسی می‌شود. وجود رانت سبب می‌شود دولت‌ها برای تأمین مالی مخارج، نگرانی نداشته و برای به وجود آوردن نهادهای قوی با زیرساخت قانونی دقیق، حساس نباشند. لذا با سیستم بوروکراتیک ضعیف ایجادشده، هرگونه انگیزه نوآوری و خلاقیت از بین می‌رود. خلاقان اقتصادی ترجیح می‌دهند با سوء استفاده از این سیستم ضعیف، رانت بالایی را کسب کنند و از فعالیت تولیدی خارج شوند. تحلیل نظری بیورواتن و سلویک[3] (۲۰۰۵)، نشان می‌دهد که در ایران علاوه بر رانت ناشی از نفت، رانت قانون‌گذاری نیز منبع رانت‌جویی در این کشور است (رحمانی و گلستانی، ۱۳۸۸: ۸۸).

اکثر مدل‌های رشد از جمله مدل لوکاس[4]، ربلو[5] و نظریه رشد درون‌زا[6]، آموزش و سرمایه انسانی را از عوامل تولید می‌دانند. گسترش رانت اقتصادی می‌تواند با تأثیر بر آموزش، سرمایه انسانی، پس‌انداز، سرمایه‌گذاری و سرمایه فیزیکی، به‌طور غیرمستقیم بر رشد اقتصادی و تورم تأثیرگذار باشد. وفور منابع طبیعی با ایجاد رانت و بوروکراسی ضعیف، انگیزه تولید و آموزش را از خلاقان اقتصادی خواهد

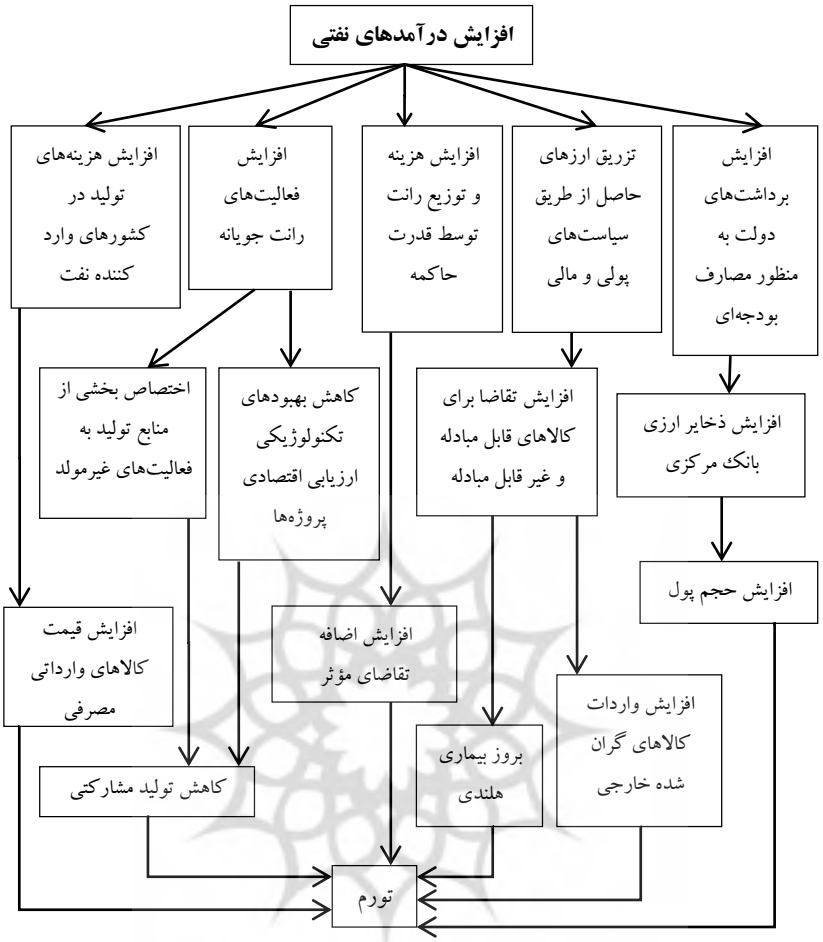
1. Tullock
2. Krueger
3. Bjorvatn and Selvik
4. Lucas
5. Reblo
6. Endogenous Growth Theory

گرفت. هنگامی که درآمدهای ناشی از سایر منابع به جز سرمایه انسانی بیشتر باشد، سرمایه انسانی برای سرمایه‌گذاری کاهش می‌یابد. ثروت منابع طبیعی، نیاز به پس‌انداز و سرمایه‌گذاری را کاهش می‌دهد، چون منابع طبیعی یک جریان مداومی از ثروت آتی را ایجاد می‌کنند که به نظر می‌رسد کمتر به انتقال سرمایه ساخته‌شده بشری به دوره‌های آتی مرتبط باشد (ابراهیمی و همکاران، ۱۳۸۷: ۱۴۳). به علاوه در زمان رونق منابع طبیعی، افزایش رانت‌ها در بخش اولیه سبب جابجایی عوامل تولید از بخش کارخانه‌ای (تولیدی) به بخش اولیه می‌شود. در نهایت، کاهش بخش تولیدی با سرعت بخشیدن به کاهش در سرمایه‌گذاری‌ها، بهره‌وری و سود سرمایه‌گذاری‌ها را بیشتر کاهش می‌دهد (ساکس و وارنر[1]، ۲۰۰۱).

از دیدگاه دیگر، درآمد نفت یک متغیر برون‌زا می‌باشد و نوسانات آن منجر به افزایش نااطمینانی در اقتصاد شده و در تصمیم‌گیری کارگزاران اقتصادی برای سرمایه‌گذاری، اشتغال و تولید تأثیر می‌گذارد که در نهایت سطح استاندارد زندگی و رفاه جامعه را تحت تأثیر قرار می‌دهد. عملکرد گذشته اقتصاد ایران نشان می‌دهد که دولت با افزایش درآمدهای نفتی، بخش قابل‌توجهی از آنها را برای امور جاری هزینه کرده است و در زمان کاهش درآمدهای نفتی دولت قادر به کاهش درآمدهای جاری نبوده و به‌ناچار از تملک دارایی‌های سرمایه‌ای کم کرده است. عملاً دولت برخلاف نظریه درآمد دائمی، این درآمدها را به جای پس‌انداز و سرمایه‌گذاری، مصرف کرده است (مرادی، ۱۳۸۹: ۱۲۵). تأثیر درآمدهای نفتی بر تورم نیز از دو کانال فشار تقاضا و فشار عرضه صورت می‌گیرد. در سمت تقاضا، با افزایش درآمدهای نفتی، دلارهای نفتی به ریال تبدیل‌شده و با افزایش حجم نقدینگی، تقاضای کالاها و خدمات را افزایش می‌دهد. در سمت عرضه، با گسترش رانت‌جویی طبق مطالب یادشده، انگیزه تولید داخلی کاهش می‌یابد. با ضعف تولید داخلی، هزینه واردات کالاها و خدمات از کشورهای صنعتی (که معمولاً واردکننده نفت می‌باشند)، افزایش‌یافته و منجر به تقویت تورم داخلی می‌شود. کمیجانی و همکاران (۱۳۹۱: ۲۰۷)، مکانیزم اثرگذاری درآمد نفت بر رشد، پول و نهایتاً تورم را طبق شکل (۱) خلاصه نموده‌اند.

پرتال جامع علوم انسانی

1. Sachs and Warner



شکل ۱: مکانیزم تأثیر درآمدهای نفتی بر تولید، پول و تورم

منبع: کمیجانی و همکاران (۱۳۹۱: ۲۰۷)

۲-۲. جایگاه نفت در اقتصاد ایران

ایران در ژانویه ۲۰۱۵، با ۷۸/۱۳۴ میلیون نفر، پس از نیجریه، پرجمعیت‌ترین کشور عضو اوپک بوده است (مرکز آمار ایران، ۱۳۹۳). در سال ۲۰۱۳، از نظر ذخایر نفت خام جهان، با در اختیار داشتن حدود ۱۵۷۸۰۰ میلیون بشکه، پس از ونزوئلا و عربستان، در رتبه سوم جهان قرار داشته و متوسط تولید نفت خام آن در سال ۲۰۱۳، برابر با ۳/۵۷۳۳ میلیون بشکه در روز بوده است. در سال ۲۰۱۴، ایران ۱۰٫۶۴ درصد از کل ذخایر نفت خام جهان را در اختیار داشته است (اوپک، بولتن سالیانه، ۲۰۱۴). طبق آمار بولتن سالیانه از نظر ساختار مالیه اقتصاد، صمدی و همکاران (۱۳۸۸: ۶) معتقد هستند که در ایران ۸۰ تا ۹۰ درصد درآمدهای صادراتی و ۴۰ تا ۵۰ درصد بودجه سالانه دولت را درآمدهای نفتی تشکیل داده و منبع اصلی کمک‌های مالی و یارانه‌ها، درآمدهای نفتی است و درآمد حاصل از صدور

نفت خام، به‌طور غیرمستقیم بر دیگر فعالیت‌های اقتصادی نیز تأثیرگذار است. بخش نفت اقتصاد ایران از سال ۱۳۸۳ تا ۱۳۹۰، به‌طور متوسط با ۲۷/۸ درصد، پس از بخش خدمات، بیشترین سهم را در ارزش افزوده ایجادشده در کشور به خود اختصاص داده است. در سال ۱۳۹۲ بخش نفت، ۱۷ درصد در ارزش افزوده ایجادشده در کشور سهم داشته است (بانک مرکزی، نماگرهای اقتصادی، ۱۳۹۳). در دهه ۱۳۸۰ شمسی، به‌طور متوسط ۸۰,۹۵ درصد از کل ارزش صادرات، به صادرات نفت و گاز اختصاص داشته است. اوپک[1] (۲۰۱۴)، ایران در سال ۲۰۱۳، از نظر ارزش صادرات محصولات پتروشیمی، در بین کشورهای عضو اوپک با ۶۱۹۲۳ میلیون دلار، در رده نهم قرار داشته است

۳. پیشینه تحقیق

الموطیری[2] (۱۹۹۳)، در مطالعه موردی اقتصاد کویت، به این نتیجه رسید که وابستگی سیاست‌های مالی به قیمت نفت، باعث تأثیرپذیری معنادار رشد اقتصادی این کشور از شوک‌های نفتی شده است. الوتایبی[3] (۲۰۰۶)، نیز با استفاده از یک مدل خودرگرسیون برداری ساختاری برای کشورهای عضو سازمان همکاری خلیج‌فارس، نشان داد که شوک‌های نفتی ساختاری در این کشورها، به‌طور مستقیم بر سطح عمومی قیمت‌ها تأثیر می‌گذارد. الی و همکاران[4] (۲۰۱۴)، به بررسی اثر تکانه‌های نفتی بر اقتصاد نیجریه از سال ۱۹۸۱ تا ۲۰۱۲ پرداختند و به این نتیجه رسیدند که تکانه‌های نفتی تأثیر معناداری بر روند رشد اقتصادی نیجریه نداشته است. اوما و ایکپه[5] (۲۰۱۵)، در تحقیق خود برای اقتصاد نیجریه به این نتیجه رسیدند که تکانه‌های قیمت نفت بر نرخ ارز تأثیر منفی داشته است.

برومنت و همکاران[6] (۲۰۱۰)، با استفاده از یک مدل خودرگرسیون برداری ساختاری، اثر شوک‌های قیمت نفت بر رشد اقتصادی کشورهای منطقه خاورمیانه و شمال آفریقا[7] را بررسی نموده و تحلیل عکس‌العمل آنی، نشان داد که اثر شوک‌ها بر تولید الجزایر، ایران، عراق، اردن، کویت، عمان، اردن، کویت، عمان، قطر، سوریه و امارات مثبت بوده است. فرزانگان و مارکوارد[8] (۲۰۰۹)، با استفاده از داده‌های دوره ۱۹۸۸ تا ۲۰۰۴ نتیجه گرفتند که هر نوع تکانه نفتی به صورت مثبت و معنادار بر تورم ایران اثر می‌گذارد. افتیتی و همکاران[9] (۲۰۱۴)، اثر تکانه‌های نفتی را بر رشد اقتصادی چهار کشور عضو اوپک (امارات، کویت، عربستان و ونزوئلا) طی سال‌های۲۰۰۰ تا ۲۰۱۰ بررسی نمودند. ایشان یافتند که در دهه موردمطالعه، افت و خیزهای نفتی به ویژه نوسانات بحران مالی ببرهای آسیا در

1. OPEC
2. Al-Mutairi
3. Alotaibi
4. Alley *et al.*
5. Uma and Ikpe
6. Berument *et al.*
7. MENA
8. Farzanegan and Markwardt
9. Ftiti *et al.*

۱۹۹۸ و بروز سیکل‌های تجاری مربوطه، تأثیر معناداری بر ارتباط بین نفت و رشد اقتصادی در کشورهای موردمطالعه داشته است. این مدل، ادامه تحقیق افتیتی (۲۰۱۰)، بود. مهرآرا و مجاب (۱۳۸۸)، مهرآرا و همکاران (۱۳۹۱)، حسینی نسب و رضا قلی‌زاده (۱۳۸۹)، به‌طور مستقیم، درآمدهای نفتی را عامل مهم تورم در ایران می‌دانند. دانشورکاخکی و همکاران (۱۳۸۸) درآمد ملی، نرخ بهره، نرخ ارز، درآمدهای نفتی و نرخ تورم را از عوامل مؤثر بر تقاضای نقدینگی در اقتصاد ایران دانسته‌اند. نتایج تحقیق کمیجانی و همکاران (۱۳۹۱) نشان داد که هر دو تکانه مثبت و منفی ناشی از درآمدهای نفتی در ایران، تورم‌زا می‌باشد. نیلی (۱۳۶۴) و همچنین کازرونی و اصغری (۱۳۸۱) نیز در تحقیق‌های خود به این نتیجه رسیده‌اند که تورم در ایران یک پدیده پولی است. در تحقیقی دیگر، طبیبیان و سوری (۱۳۷۵) تولید و نقدینگی را از متغیرهای مهم اثرگذار بر تورم ایران دانسته‌اند.

اقبالی و حلافی (۱۳۸۴) ارتباط بین بی‌ثباتی صادرات نفت و رشد اقتصادی در ایران را موردمطالعه قرار دادند. آنها نشان دادند که متغیر بی‌ثباتی صادرات نفت، بر نرخ رشد اقتصادی تأثیر منفی دارد. گسکری و اقبالی (۱۳۸۴) اثر تکانه درآمد نفتی بر سرمایه‌گذاری بخش خصوصی در اقتصاد ایران را طی سال‌های ۱۳۳۸ تا ۱۳۸۱ بررسی نمودند. ایشان یافتند که هرگاه درآمدهای ارزی حاصل از فروش نفت، با تکانه روبرو شوند، در همان جهت بر روی سرمایه‌گذاری بخش خصوصی تأثیر می‌گذارد. حسینی نسب و میرکاظمی‌مود (۱۳۸۸) به بررسی رابطه نامتقارن بین تکانه قیمت نفت و رشد اقتصادی و نرخ تورم در بین ۱۰ کشور صادرکننده نفت (ایران، عربستان، ونزوئلا، کویت، نیجریه، الجزایر، مکزیک، اندونزی، نروژ و کانادا) طی دوره ۱۹۷۰ تا ۲۰۰۵ پرداختند. با استفاده از مدل گشتاور تعمیم‌یافته یافتند که هر تکانه مثبت قیمت نفت، تولید کشورهای صادرکننده موردمطالعه را ۰٫۰۵۵ درصد کاهش داده و تورم را به میزان ۰٫۰۲۸۸ درصد افزایش می‌دهد. هر تکانه منفی نیز ۰/۰۳۴- درصد تولید را کاهش و ۰/۰۹۴۹ درصد تورم را افزایش می‌دهد. سرزعیم (۱۳۸۶) به این نتیجه رسید که یک درصد افزایش صادرات نفتی، ۰/۰۱۴۶ درصد تورم، ۰/۰۲۵۲ درصد نقدینگی و ۰/۰۱۶۸ درصد رشد اقتصادی را در ایران افزایش می‌دهد.

ابراهیمی و شکری (۱۳۹۱) به بررسی اثرات نامتقارن تکانه قیمتی نفت بر شاخص قیمت سهام پرداخته‌اند. ایشان یافتند که تکانه مثبت قیمت نفت، شاخص قیمت سهام را افزایش و تکانه منفی قیمت نفت، این شاخص را کاهش می‌دهد. عصاری آرانی و همکاران (۱۳۸۹) تأثیر تکانه‌های قیمت نفت بر حساب جاری کشورهای عضو اوپک، در دوره زمانی ۲۰۰۶-۱۹۷۰ را با استفاده از داده‌های پانل، موردبررسی قرار دادند. نتایج تخمین بر وجود رابطه مستقیم بین تکانه‌های قیمت نفت و حساب جاری تراز پرداخت‌ها دلالت داشت. تکانه مثبت نفتی سبب افزایش تراز حساب جاری می‌شود و تکانه منفی نفتی کاهش تراز حساب جاری را به دنبال دارد.

مهرآرا و نیکی اسکویی (۱۳۸۵) با استفاده از مدل خود توضیح برداری ساختاری، به بررسی اثرات پویای تکانه‌های نفتی بر روی متغیرهای اقتصادی پرداختند. نتایج نشان داد که درجه برون‌زایی قیمت

نفت در عربستان سعودی و کویت نسبت به ایران و اندونزی، پایین‌تر است. آسیب‌پذیری اقتصاد نسبت به درآمدهای نفتی، به ترتیب در عربستان سعودی و ایران بیشتر از دو کشور دیگر می‌باشد. طیب نیا و قاسمی (۱۳۸۵)، نقش تکانه‌های قیمتی نفت بر پیدایش چرخه‌های تجاری در اقتصاد ایران را طی دوره ۱۳۸۲-۱۳۵۰ مورد بررسی قرار دادند. نتایج نشان داد که اقتصاد ایران هفت دوره تجاری را پشت سر گذاشته است، که نفت از میان عوامل متعدد تأثیرگذار در ایجاد چرخه، نقش مؤثرتری داشته است. تکانه‌های قیمت نفت قادر به توضیح ۲۵ درصد از نوسانات تولید هستند، درحالی‌که سهم بی‌ثباتی سایر متغیرهای موجود در مدل، بر متغیر تولید معنادار نمی‌باشد. علمی و جهادی (۱۳۹۰) اثر تکانه‌های قیمت نفت بر رشد اقتصادی کشورهای منتخب عضو اوپک را در دوره ۱۹۷۰ تا ۲۰۰۸ از روش صافی هودریک-پرسکات و الگوی خودرگسیون برداری برآورد نمودند. نتایج نشان داد که امارات و ایران بیشترین وابستگی نفتی و اندونزی و اکوادور، کمترین وابستگی را دارند.

صادقی و همکاران (۱۳۹۲) با بررسی اثر بی‌ثباتی قیمت نفت بر رشد اقتصادی ایران، طی دوره ۱۳۴۷ تا ۱۳۸۹، با استفاده از مدل واریانس ناهمسانی شرطی خود رگرسیون نمایی[1] و مدل‌های غیرخطی چرخشی مارکوف، یافتند که بی‌ثباتی قیمت نفت در دو رژیم متفاوت، تأثیر منفی و معنادار بر رشد داشته است.

جعفری صمیمی و همکاران (۱۳۹۳) با بررسی تکانه‌های پولی و غیرپولی اقتصاد ایران از ۱۳۵۲ تا ۱۳۹۰ با الگوی تعادل عمومی پویای تصادفی کینزی جدید، به این نتیجه رسیدند که تأثیر تکانه‌های درآمد نفت بر تولید غیرنفتی و تورم مثبت می‌باشد. مهرگان و سلمانی (۱۳۹۳) نوسانات قیمتی در بازارهای جهانی نفت را با استفاده از مدل واریانس ناهمسانی شرطی خود رگرسیون نمایی و مدل‌های چرخشی مارکف، طی دوره زمانی فصل اول ۱۹۸۶ تا فصل اول ۲۰۱۱ برای دو کشور ایران و ژاپن، مدل‌سازی نمودند. در این تحقیق، نوسانات قیمتی نفت یکی از علل رشد اقتصادی پایین در ایران به‌حساب آمد.

۴. روش تحقیق (مدل‌سازی)

۴-۱. الگوی کو و پرون

کو و پرون[2] (۲۰۰۷)، روشی برای تعیین نقاط شکست ساختاری و تخمین پارامترها در رژیم‌های مختلف ارائه دادند. روش کو و پرون، بر مبنای مدل خودرگرسیون برداری[3] ، با متغیر وابسته و چند متغیر توضیحی به عنوان رگرسور می‌باشد. مزیت مدل در مقایسه با سایر روش‌ها، آن است که تغییرات ساختاری در این مدل می‌تواند هم در ضرایب رگرسیون و هم در ماتریس کوواریانس اجزاء

1. EGARCH
2. Qu and Perron
3. VAR

اخلال وجود داشته باشد. تعداد و زمان شکست‌های ساختاری نیز مشخص نیست. شکل کلی مدل موردبررسی که دارای n معادله و t مشاهده است، به‌صورت رابطه (۱) می‌باشد:

$$y_t = (I \otimes \acute{z}_t)S\beta_j + u_t \quad (۱)$$

که در آن، بردار y_t متغیرهای درون‌زای سیستم می‌باشد. به‌طوری‌که:

$$y_t = (y_{1t}, \dots, y_{nt}) \quad (۲)$$

I ماتریس یکه به ابعاد nq است. q تعداد رگرسورها و z_t ماتریس رگرسورها می‌باشد.

$$z_t = (z_{1t}, \dots, z_{qt}\acute{)} \quad (۳)$$

ماتریسS ، ماتریس تبدیل در مدل با ابعاد $nq \times p$، می‌باشد. p تعداد پارامترها می‌باشد. منظور از ماتریس تبدیل، این است که تمام عناصر ماتریس، شامل اعداد صفر و یک می‌باشد. این ماتریس با توجه به روش تخمین (خودرگرسیون برداری، معادلات رگرسیونی به ظاهر نامرتبط، داده‌های تابلویی)، اعداد صفر یا ۱ را در خود جای می‌دهد (کو و پرون، ۲۰۰۷، ص۴۶۵). تعداد شکست‌های ساختاری سیستم با m نمایش داده می‌شود. زمان شکست‌ها دارای بردار $T = (T_1, \dots, T_m)$ می‌باشد. u_t در رابطه (۱)، دارای میانگین صفر و ماتریس کواریانس $\sum_j$ برای $T_{j-1} \le t \le T_j$ می‌باشد. در حالت خودرگرسیون برداری، رابطه (۱) را به صورت رابطه (۴) می‌توان نوشت:

$$y_t = \acute{x}_t\beta_j + \varepsilon_t \quad (۴)$$

که در آن رابطه (۵) برقرار است. r تعداد متغیرهای درون‌زا می‌باشد.

$$\acute{x}_t = \left[I_r \times (1, y_{1,t-k}, \dots, y_{r,t-k})\right] \quad (۵)$$

جهت تخمین نقاط شکست ساختاری، باید رابطه (۶) را تخمین زد.

$$\{\hat{T}_1, \dots, \hat{T}_m, \beta, \sum\} = \arg max_{(T_1,\dots,T_m,\beta,\sum)} rlr_\Omega \quad (۶)$$

که در آن، rlr_Ω، نسبت راست‌نمایی لگاریتمی محدود[1]، بوده و به‌صورت رابطه مقید (۷) می‌باشد.

$$rlr_\Omega = \log(LR_\Omega) + \acute{\lambda}g(\beta, vec(\sum)) \quad (۷)$$

1. The Restricted Log-Likelihood Ration

رابطه(۶) بهینه‌یابی، نسبت شبه راست‌نمایی گاوسی رابطه(۴)، با توجه به قید $g(\beta, vec(\sum)) = 0$ می‌باشد. نسبت LR_Ω به شکل رابطه (۸) می‌باشد.

$$LR_\Omega = \frac{\prod_{j=1}^{m+1}\prod_{t=T_{j-1}+1}^{T_j} f(y_t|x_t;\beta_j,\sum_j)}{\prod_{j=1}^{m+1}\prod_{t=T_{j-1}+1}^{T_j^0} f(y_t|x_t;\beta_j^0,\sum_j^0)} \qquad (۸)$$

که در رابطه (۹) داریم:

$$f(y_t\left|x_t;\beta_j,\sum_j\right.) = (2\pi)^{-\frac{n}{2}}\left|\sum_j\right|^{-\frac{1}{2}}.exp\{\frac{-1}{2}[y_t - \acute{x}_t\beta_j\acute{]}\sum_j^{-1}[y_t - \acute{x}_t\beta_j]\} \qquad (۹)$$

پس از ایجاد تابع اصلی، آزمون فرضیه صفر «نبود شکست ساختاری» در برابر فرضیه غیر صفر «تعداد نامشخصی از شکست‌ها»، به‌صورت زیر انجام می‌شود؛ آزمون توسط کو و پرون (۲۰۰۷) به آزمون «حداکثرسازی دوبل»[1] نامگذاری شده است. آماره آزمون برای مقادیر غیریکنواخت $i = 1, \dots, M$ و $a_i = 1$ ، با $WD\max LR_T(M)$ نشان داده می‌شود و به شکل رابطه (۱۰) محاسبه می‌شود.

$$WD\max LR_T(M) = \max_{1\le k\le M}[a_k supLR_T(k, p_b, n_{bd}, n_{bo}, \varepsilon)] \qquad (۱۰)$$

بای و پرون (۱۹۹۸)، اولین بار مقادیر بحرانی آماره یادشده را معرفی نمودند. استراتژی تعیین تعداد شکست‌ها این است که آیا حداقل یک شکست وجود داشته است یا خیر؟ فرآیند الگوریتمی مدل به این صورت است که در صورت عدم‌تأیید فرضیه صفر آزمون حداکثر سازی دوبل، باید در مورد تعداد شکست‌ها بر مبنای «آزمون ترتیبی»[2] $SEQ_T(l+1|l)$ تصمیم گرفت، که در آن، فرضیه صفر وجود l شکست، در برابر فرضیه غیر صفر (l+1) شکست، آزمون می‌شود و آماره آن به صورت رابطه (۱۱) می‌باشد.

$$SEQ_T(l+1\left|l\right.) = \max_{1\le j\le l+1} sup_{\varphi\epsilon\eta_{j,\varepsilon}} lr_T(\hat{T}_1, \dots, \hat{T}_{j-1}, \varphi, \hat{T}_j, \dots, \hat{T}_l) - lr_T(\hat{T}_1, \dots, \hat{T}_l) \qquad (۱۱)$$

$$\eta_{j,\varepsilon} = \{\varphi; \hat{T}_{j-1} + (\hat{T}_j - \hat{T}_{j-1})\varepsilon \le \varphi \le \hat{T}_j - (\hat{T}_j - \hat{T}_{j-1})\varepsilon\} \qquad (۱۲)$$

1. Double Maximum Test
2. Sequential Test

$lr_T(.)$، نسبت راست‌نمایی بوده و $(\hat{T}_j, \dots, \hat{T}_1)$ بخش‌بندی شکست‌ها (در صورت l شکست) می‌باشد. فرآیند الگوریتمی $SEQ_T(l+1|l)$ تا زمان تعیین تعداد بهینه شکست‌ها و عدم‌تأیید فرضیه صفر ادامه می‌یابد. تا این مرحله توسط الگوی کو و پرون (۲۰۰۷)، تکانه‌ها $(\hat{T}_j)$، شناسایی و رژیم‌های ساختاری تعیین می‌شوند.

۲-۴. ضرایب بلندمدت و دوره تأثیر

در گام بعدی، مدل خودرگرسیون برداری ذیل برای هر رژیم ساختاری تعیین‌شده در مرحله قبل، تخمین زده خواهد شد.

$$\Delta logGDP_t = \alpha_1 + \sum_{i=1}^{k} \beta_{1i} \Delta logGDP_{t-i} + \sum_{i=1}^{k} \delta_{1i} \Delta logCPI_{t-i} + \sum_{i=1}^{k} \theta_{1i} \Delta logM_{t-i} + \sum_{i=0}^{k} \gamma_{1i} \Delta logOIL_{t-i} + u_{1i} \quad (۱۳)$$

$$\Delta logCPI_t = \alpha_2 + \sum_{i=1}^{k} \beta_{2i} \Delta logGDP_{t-i} + \sum_{i=1}^{k} \delta_{2i} \Delta logCPI_{t-i} + \sum_{i=1}^{k} \theta_{2i} \Delta logM_{t-i} + \sum_{i=0}^{k} \gamma_{2i} \Delta logOIL_{t-i} + u_{2i} \quad (۱۴)$$

$$\Delta logM_t = \alpha_3 + \sum_{i=1}^{k} \beta_{3i} \Delta logGDP_{t-i} + \sum_{i=1}^{k} \delta_{3i} \Delta logCPI_{t-i} + \sum_{i=1}^{k} \theta_{3i} \Delta logM_{t-i} + \sum_{i=0}^{k} \gamma_{3i} \Delta logOIL_{t-i} + u_{3i} \quad (۱۵)$$

در معادلات فوق، $logGDP_t$ لگاریتم تولید ناخالص داخلی، $logCPI_t$ لگاریتم شاخص قیمت مصرف‌کننده، $logM_t$ لگاریتم نقدینگی، $logOIL$ لگاریتم درآمد نفت و نهایتاً u جزء اخلال می‌باشد. طبق (کمیجانی و همکاران، ۱۳۹۱، ص۲۰۷) و مراجعه به پیشینه تحقیق، در کشورهای صادرکننده نفت، بین متغیرهای تولید، تورم، پول و درآمد نفت ارتباط خواهد بود. درآمدهای نفتی، خارج از اقتصاد داخلی تعیین می‌شوند و پس از واریز در حساب‌های بین‌المللی و تسویه‌های بین‌بانکی، وارد کشور شده و سپس جهت تأثیر بر اقتصاد داخلی به ریال تبدیل خواهند شد. این فرایند تأخیری، معمولاً با وقفه در مدل وارد می‌شود. در روابط (۱۳) تا (۱۵)، در صورتی که سری زمانی متغیرهای یادشده مانا باشند، از متغیر سطح (بدون Δ) و در غیر این صورت از متغیر تفاضلی (با Δ) استفاده خواهد شد. برای تخمین ضرایب بلندمدت، معادلات خودرگرسیون برداری فوق به شکل ماتریسی رابطه (۱۶) بیان می‌شوند:

$$(I_3 - \sum_{i=1}^{k} \emptyset_i L^i) Y_t = \alpha + (\sum_{i=1}^{k} \Gamma_i L^i) X_t + U_t \quad (۱۶)$$

که در آن:

$$Y_t = \begin{pmatrix} \Delta\log GDP_t \\ \Delta\log CPI_t \\ \Delta\log M_t \end{pmatrix},\ X_t = \Delta logOIL_t\ ,\emptyset_i = \begin{pmatrix} \beta_{1i} & \delta_{1i} & \theta_{1i} \\ \beta_{2i} & \delta_{2i} & \theta_{2i} \\ \beta_{3i} & \delta_{3i} & \theta_{3i} \end{pmatrix},\Gamma_i = \begin{pmatrix} \gamma_{1i} \\ \gamma_{2i} \\ \gamma_{3i} \end{pmatrix} \quad (۱۷)$$

داریم:

$$A(L)Y_t = \alpha + B(L)X_t + U_t$$

که در آن:

$$A(L) = (I_3 - \sum_{i=1}^{k} \emptyset_i L^i)\ ,\ B(L) = (\sum_{i=1}^{k} \Gamma_i L^i)$$

بنابراین:

$$Y_t = A(L)^{-1}\alpha + A(L)^{-1}B(L)X_t + A(L)^{-1}U_t$$

$A(L)^{-1}B(L)$ به عنوان ضریب بلندمدت مدل تعریف می‌شود:

$$A(L)^{-1}B(L) = (I_3 - \sum_{i=1}^{k} \emptyset_i L^i)^{-1}.(\sum_{i=1}^{k} \Gamma_i L^i) \quad (۱۸)$$

پس $A(L)^{-1}B(L)$، ضریب بلندمدت[1] (LM) بوده و برای متغیرهای وابسته سه‌گانه روابط (۱۹) تا (۲۱) را داریم.

$$LM_{gdp_{growth}} = \frac{\sum_{i=0}^{k} \gamma_{1i}}{1-\sum_{i=1}^{k} \beta_{1i} - \sum_{i=1}^{k} \delta_{1i} - \sum_{i=1}^{k} \theta_{1i}} \quad (۱۹)$$

$$LM_{cpi_{growth}} = \frac{\sum_{i=0}^{k} \gamma_{2i}}{1-\sum_{i=1}^{k} \beta_{2i} - \sum_{i=1}^{k} \delta_{2i} - \sum_{i=1}^{k} \theta_{2i}} \quad (۲۰)$$

$$LM_{m_{growth}} = \frac{\sum_{i=0}^{k} \gamma_{3i}}{1-\sum_{i=1}^{k} \beta_{3i} - \sum_{i=1}^{k} \delta_{3i} - \sum_{i=1}^{k} \theta_{3i}} \quad (۲۱)$$

ضریب پویای تأثیر درآمدهای نفتی بر شاخص‌های سه‌گانه رشد اقتصادی، تورم و رشد نقدینگی نیز با ایجاد ارتباط پویا بین ضرایب دوران مختلف، تخمین زده خواهند شد. طبق گومز-لاسکاس و همکاران[2] (۲۰۱۱)، جهت ایجاد ضریب پویا[3] و تخمین طول دوره تأثیرگذاری یک تغییر در، درآمد نفتی بر متغیر کلان موردمطالعه، از روابط پیوسته ذیل استفاده شد:

$$dm_{1\varphi} = \gamma_{0\varphi} \quad (۲۲)$$

$$dm_{2\varphi} = \gamma_{1\varphi} + (\beta_\varphi \gamma_{0\varphi}) \quad (۲۳)$$

$$dm_{\omega\varphi} = \beta_\varphi^{\omega-2}\gamma_{1\varphi} + \beta_\varphi^{\omega-1}\gamma_{0\varphi} : \omega = 3, \dots, h \quad (۲۴)$$

1. Longrun Multiplier
2. Gomez-Loscos et. al.
3. Dynamic Multiplier

که در آنها، dm ضریب پویا یا همان دوره تأثیر، اندیس φ بیانگر نوع متغیر، اندیس ω زمان و h افق بلندمدت می‌باشد. مانند گومز–لاسکاس و همکاران (۲۰۱۱)، افق بلندمدت، برابر با ۲۵ فصل، در نظر گرفته‌شده است. منظور از دوره تأثیر، میزان تأثیر معنادار یک تغییر در درآمد نفتی در بلندمدت بر یک متغیر در مجموعه روابط (۲۲) تا (۲۴) می‌باشد. به‌بیان‌دیگر، رابطه پویای (۲۴)، در طی زمان، به سمت صفر میل می‌کند. تا اینکه در یک فصل، تأثیر آن دیگر معنادار نخواهد بود. از آغاز زمان تأثیر تا زمان صفر شدن $dm_{\omega\varphi}$، به عنوان طول دوره تأثیر یا همان ضریب بلندمدت تعریف می‌شود.

۵. یافته‌ها

در این تحقیق، تأثیر تغییر درآمدهای نفتی در رژیم‌های مختلف ساختاری بر متغیرهای رشد اقتصادی، تورم و رشد نقدینگی اقتصاد ایران در دوره زمانی فروردین ۱۳۶۷ تا پاییز ۱۳۹۲ بررسی‌شده است. روش جمع‌آوری اطلاعات، کتابخانه‌ای بوده و از انتشارات بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران (۱۳۹۳)، استخراج‌شده است. الگوی الگوریتمی کو و پرون (۲۰۰۷)، توسط نرم‌افزار گاوس۱۰، و تخمین ضرایب بلندمدت و دوره تأثیر، توسط نرم‌افزار متلب ۲۰۱۴ با روش خود راه‌انداز (بوت استرپ)، اجراشده است. در گام اول، مانایی متغیرهای تحقیق در شکل لگاریتمی آن‌ها توسط روش کاریونی سیلوستر و همکاران[1] (۲۰۰۹)، آزمون شد.

جدول۱: آزمون ریشه واحد کاریونی سیلوستر و همکاران (۲۰۰۹)

آماره / متغیر نمایی	تفاضل مرتبه اول سطح عمومی قیمت‌ها	سطح عمومی قیمت‌ها	تفاضل مرتبه اول تولید	تولید
آماره دیکر فولر(۱۹۷۹) اصلاح شده (MADF)	-۳/۷۶	-۱/۹	-۶/۶۹	-۱/۵۶
آماره M-Class نگ و پرون (۲۰۰۱) اصلاح‌شده (MMZT)	-۴/۹۴	-۱/۸	-۴/۶۲	-۸/۱۲
نقطه بحرانی ($\alpha = \%5$)	-۳/۶۹	-۳/۶۹	-۳/۷۶	-۳/۶۹
آماره / متغیر نمایی	**تفاضل مرتبه اول درآمد نفت**	**درآمد نفت**	**تفاضل مرتبه اول پول**	**پول**
آماره دیکر فولر(۱۹۷۹) اصلاح‌شده (MADF)	-۹/۶۴	-۱/۹	-۴/۲۵	-۱/۶۷
آماره M-Class نگ و پرون (۲۰۰۱) اصلاح‌شده (MMZT)	-۴/۹۹	-۳/۳۳	-۲/۷۵	-۱/۶۴
نقطه بحرانی ($\alpha = \%5$)	-۳/۳	-۳/۲۶	-۳/۷۶	-۳/۷۷

منبع: محاسبات محققین

1. Carrion-i-Silvestre *et al.*

طبق جدول (۱)، آماره آزمون نشان‌دهنده عدم رد فرضیه صفر (وجود ریشه واحد) برای متغیرهای نمایی، در سطح و رد فرضیه صفر برای تفاضل مرتبه اول متغیرهای نمایی تحقیق می‌باشد. بنابراین از تفاضل مرتبه اول متغیرها، در مدل استفاده خواهد شد. جهت شناسایی زمان تکانه‌های نفتی در مدل، الگوی الگوریتمی کو و پرون (۲۰۰۷)، به کار گرفته شد. آماره نقطه بحرانی آکاییک مدل، توسط کورازومی و تواندورج[1] (۲۰۱۰)، محاسبه و تعداد یک وقفه به عنوان وقفه بهینه انتخاب گردید. پیش از آن، از آماره‌های مرسوم تعیین وقفه‌های بهینه آکائیک و شوارز- بیزین استفاده می‌شد. هنگام تخمین فرایند الگوریتمی، فروض زیر برقرار بودند: الف- ضریب تعدیل[2] ۰/۲ در نظر گرفته شد؛ ب- تعداد مشاهدات ۱۰۱ می‌باشند، ج- ماتریس کواریانس اجزاء اخلال، مجاز به تغییر می‌باشد؛ د- فرض نرمال بودن برای ماتریس کواریانس در نظر گرفته‌شده است؛ هـ- تعداد ضرایب ۱۸ پارامتر می‌باشد؛ و- اجزاء اخلال همبستگی سریالی ندارند و ز- توزیع رگرسورها مجاز به تغییر می‌باشد. پس از تعیین تعداد وقفه‌های بهینه، طبق رابطه (۲۰) فرضیه وجود شکست در مدل آزمون شد.

جدول۲: برآورد الگوی کو و پرون (۲۰۰۷)

رژیم‌های ساختاری	آزمون ترتیبی $Seq(l+1\|l)$			آماره حداکثر دوبل
	(4|3)	(3|2)	(2|1)	
[۱۳۶۷:۰۱-۱۳۷۴:۰۱],[۱۳۷۴:۰۲-۱۳۷۹:۰۱], [۱۳۷۹:۰۲-۱۳۸۴:۰۱],[۱۳۸۴:۰۲-۱۳۹۲:۰۳].	صفر	*۳۱/۷۰۲	*۱۲/۴۴۱	*۴۲/۳۲۷

*معنادار در سطح اطمینان ۹۹ درصد

طبق جدول (۲)، مقدار آماره برابر با ۴۲/۳۲۷ به دست آمد که در سطح ۹۹ درصد، معنادار بوده و بیانگر عدم‌تأیید فرضیه صفر (نبود شکست) می‌باشد. در گام دوم، آزمون ترتیبی l وقفه در برابر $l+1$ وقفه یا همان آزمون ترتیبی، توسط رابطه (۲۰) انجام شد. طبق جدول (۲) ابتدا فرضیه صفر «یک شکست» $(l=1)$، در برابر فرضیه جایگزین «وجود دو شکست» $(l=2)$ یا $(2|1)$ آزمون شد. با توجه به معنادار بودن مقدار آماره، فرضیه صفر یادشده، تأیید نشد. بنابراین فرضیه صفر «وجود دو شکست» در برابر فرضیه رقیب «وجود سه شکست» یا $(3|2)$ آزمون شد. مقدار آماره در این حالت نیز معنادار می‌باشد. پس فرضیه صفر تأیید نشد. در گام بعد، فرضیه صفر «وجود سه شکست» در برابر فرضیه رقیب «چهار شکست» یا $(4|3)$ آزمون شد. مقدار آماره آزمون، بیانگر تأیید فرضیه صفر می‌باشد. پس در مدل سه تکانه و چهار رژیم ساختاری وجود دارد. نقاط تخمین زده شده تکانه توسط رابطه (۱۵)، به ترتیب عبارت هستند از فصل‌های بهار ۱۳۷۴، بهار ۱۳۷۹ و بهار۱۳۸۴.

جدول (۳)، آمار توصیفی متغیرهای تحقیق پس از تکانه‌های مختلف مدل را نشان می‌دهد. بیشترین مقدار رشد فصلی نقدینگی، تورم فصلی و رشد اقتصادی مربوط به رژیم ساختاری اول و

1. Kurozumi and Tuvaandorj
2. Trimming

بیشترین مقدار رشد فصلی درآمدهای نفتی مربوط به رژیم ساختاری چهارم می‌باشد. کمترین رشد نقدینگی و تورم فصلی مربوط به رژیم ساختاری سوم، کمترین رشد اقتصادی و درآمد نفتی فصلی نیز در رژیم دوم، رخ داده است.

جدول۳: آمار توصیفی متغیرها در رژیم‌های مختلف ساختاری

رژیم	ویژگی	رشد نقدینگی	تورم	رشد اقتصادی	رشد درآمد نفتی
۱۳۷۴:۰۱-۱۳۶۷:۰۱	میانگین	۰/۰۵۶	۰/۰۵۴	۰/۰۱۵	۰/۰۲۹
	حداکثر (زمان)	۰/۱۲۹ (۱۳۷۳:۰۴)	۰/۱۷۷ (۱۳۷۴:۰۱)	۰/۳۳ (۱۳۷۳:۰۳)	۱/۰۴ (۱۳۶۹:۰۴)
	حداقل (زمان)	−۰/۰۰۸ (۱۳۷۳:۰۱)	−۰/۰۵۷ (۱۳۶۸:۰۳)	−۰/۲۲ (۱۳۷۲:۰۴)	−۰/۸۵۸ (۱۳۶۹:۰۱)
	انحراف معیار	۰/۰۳	۰/۰۴۴	۰/۱۸۷	۰/۴۲۸
۱۳۷۹:۰۱-۱۳۷۴:۰۲	میانگین	۰/۰۵۴	۰/۰۴۴	−۰/۰۰۵۷	۰/۰۱۳
	حداکثر (زمان)	۰/۱۷۲ (۱۳۷۶:۰۴)	۰/۰۸۳ (۱۳۷۱:۰۱)	۰/۳ (۱۳۷۵:۰۲)	۰/۵۶ (۱۳۷۸:۰۲)
	حداقل (زمان)	−۰/۰۱۲۴ (۱۳۷۶:۰۱)	۰/۰۰۶ (۱۳۷۵:۰۲)	−۰/۱۵۶ (۱۳۷۹:۰۴)	−۰/۳۵۱ (۱۳۷۸:۰۴)
	انحراف معیار	۰/۰۴۴	۰/۰۲۳	۰/۱۶۱	۰/۲۳۳
۱۳۸۴:۰۱-۱۳۷۹:۰۲	میانگین	۰/۰۶۳۱	۰/۰۳۴	۰/۰۰۴	۰/۰۲۵
	حداکثر (زمان)	۰/۰۹۹ (۱۳۸۰:۰۴)	۰/۰۵۴ (۱۳۸۲:۰۴)	۰/۲۸۷ (۱۳۸۰:۰۲)	۰/۶۰۹ (۱۳۸۴:۰۴)
	حداقل (زمان)	۰/۰۲۲ (۱۳۸۲:۰۱)	۰/۰۱۴ (۱۳۸۰:۰۲)	−۰/۱۹۴ (۱۳۸۳:۰۳)	−۰/۴۲۴ (۱۳۸۳:۰۳)
	انحراف معیار	۰/۰۲۲۱	۰/۲۳۷	۰/۱۵۸	۰/۲۳۷
۱۳۹۲:۰۳-۱۳۸۴:۰۲	میانگین	۰/۰۵۹	۰/۰۴۶	۰/۰۰۹۵	۰/۰۳۴
	حداکثر (زمان)	۰/۱۲۱ (۱۳۸۶:۰۴)	۰/۱۰۹ (۱۳۹۱:۰۳)	۰/۳۸ (۱۳۹۲:۰۴)	۱/۴۵۸ (۱۳۸۹:۰۱)
	حداقل (زمان)	−۰/۰۱۸۰ (۱۳۸۷:۰۱)	۰/۰۰۰۶ (۱۳۸۶:۰۱)	−۰/۱۸۱ (۱۳۹۱:۰۳)	−۰/۷۲۹ (۱۳۸۶:۰۴)
	انحراف معیار	۰/۰۲۹	۰/۰۲۵	۰/۱۵	۰/۱۱

منبع: محاسبات محققین

اول خود را نشان داد و حداقل آن در رژیم دوم بود. بیشترین تأثیر درآمد نفت بر نقدینگی در رژیم ساختاری دوم و کمترین آن در رژیم ساختاری چهارم بود. دوره تأثیر درآمد نفت بر رشد اقتصادی در رژیم چهارم بیشترین مقدار را داشت. در این دوره، هرگونه تغییر در درآمدهای نفتی تا ۱۵ فصل بر رشد اقتصادی تأثیرگذار بوده است. در مورد تورم نیز، رژیم چهارم همین ویژگی را دارا می‌باشد و تا ۱۸ فصل بر نرخ تورم مؤثر می‌باشد. تأثیر درآمد نفتی بر نقدینگی در رژیم اول ۲۴ فصل بود که حداکثر مقدار در بین دوره‌ها می‌باشد.

جدول۴: تأثیر بلندمدت رشد درآمدهای نفتی بر رشد متغیرهای تولید، تورم و نقدینگی

رژیم ساختاری	رشد تولید -(فاصله اطمینان)- {دوره تأثیر}	تورم-(فاصله اطمینان) - {دوره تأثیر}	رشد نقدینگی-(فاصله اطمینان)- {دوره تأثیر}
۱۳۶۷:۰۱ تا ۱۳۷۴:۰۱	۰,۰۱۴ (-۰,۲۷*۰,۳۱) {۳}	۰,۱۱ (۰,۰۳*۰,۲۷) {۱۳}	-۰,۰۱۵ (-۰,۰۴*-۰,۰۱) {۲۴}
۱۳۷۴:۰۲ تا ۱۳۷۹:۰۱	۰,۰۳ (-۰,۲۴*۰,۲۹) {۵}	-۰,۰۲ (-۰,۰۵*۰,۰۱) {۸}	۰,۰۳ (-۰,۰۳*۰,۱) {۱۷}
۱۳۷۹:۰۲ تا ۱۳۸۴:۰۱	۰,۲۹ (۰,۰۱*۰,۶۷) {۶}	۰,۰۱ (۰,۰۰۳*۰,۰۱۸) {۵}	-۰,۰۲ (-۰,۰۴*-۰,۰۱) {۲۳}
۱۳۸۴:۰۲ تا ۱۳۹۲:۰۳	۰,۱۹ (۰,۱*۰,۳۱) {۱۵}	۰,۰۱ (-۰,۰۶*۰,۰۹) {۱۸}	-۰,۰۳ (-۰,۰۵*-۰,۰۰۱) {۵}

۶. تحلیل

در این تحقیق، اثر رشد درآمدهای نفتی بر متغیرهای کلان اقتصادی پس از تکانه‌های مختلف ساختاری تخمین زده شد. با کاربرد یک الگوی الگوریتمی، سه‌نقطه تکانه نفتی و چهار رژیم ساختاری به دست آمد. در این بخش، ویژگی‌های ساختاری رژیم‌های چهارگانه ایجادشده توسط مدل، مورد تفسیر قرار می‌گیرد.

۱-۶. دوره ساختاری۱۳۶۷تا۱۳۷۴

در رژیم ساختاری اول که از بهار ۱۳۶۷ تا بهار ۱۳۷۴ بود، اقتصاد ایران به‌طور عمده، درگیر مسائل پس از جنگ تحمیلی هشت‌ساله با عراق بود.این دوره، به «دوره استراتژی جایگزینی واردات دوم» نیز مشهور است (جهانگرد، ۱۳۸۹). در این دوره، اولین برنامه مدون توسعه اقتصادی، اجتماعی و فرهنگی پس از انقلاب، در ۶۸/۱۱/۱۱ به مدت ۵ سال تصویب و بعداً تا سال ۷۴ تمدید شد. در این دوره، تأثیر درآمد نفتی بر رشد اقتصادی، در حداقل مقدار خود قرار داشت. رشد اقتصادی موردنظر برنامه اول توسعه، ۸,۱ درصد بود که ۷,۳ درصد از آن محقق گردید. به دلیل هزینه‌های بالای جنگ، مقدار قابل‌توجهی از درآمد نفتی صرف بازسازی و تأمین معاش عموم مردم می‌شد. در این دوره، شاخص قیمت خرده‌فروشی، از ۱۴/۲ به ۶۹/۲ افزایش یافت. دوره تأثیر رشد درآمد نفتی بر رشد اقتصادی، حداقل و دوره تأثیر بر تورم بالا (۱۳ فصل) بود. تلاش مسئولان اقتصادی و سیاسی وقت جهت انتقال اقتصاد ایران از یک اقتصاد دولتی به یک اقتصاد باز و اجرای سیاست‌های تعدیل، باعث تورم قابل‌توجه در این دوره شد.

۲-۶. دوره ساختاری ۱۳۷۴ تا ۱۳۷۹

رژیم دوم، پس از تکانه بهار ۱۳۷۴ آغاز شد و دوره ساختاری تابستان ۱۳۷۴ تا بهار ۱۳۷۹ را تشکیل داد. این دوران، اواخر دوران موسوم به «سازندگی» را نیز در خود داشت. این دوره، مصادف با برنامه دوم توسعه کشور بود. در این دوران، سیاست‌های تعدیل، با سرعت بیشتری پیگیری شدند. آزادسازی نرخ ارز و وابستگی صنایع نوپا به واردات مواد اولیه خام، باعث تشدید تورم در این دوره شد.

جدول۶: نرخ رشد شاخص کل تولید کارگاه‌های بزرگ صنعتی

دوره ساختاری اول								
سال	۶۷	۶۸	۶۹	۷۰	۷۱	۷۲	۷۳	متوسط
نرخ رشد(درصد)	-۷/۹۲	۵/۸۷	۲۹/۳	۲۱/۴	۲/۷۱	-۲/۷۲	۶/۶۷	۷/۹
دوره ساختاری دوم								
سال	۷۴	۷۵	۷۶	۷۷	۷۸	متوسط		
نرخ رشد(درصد)	۶/۹۵	۱۴/۰۸	۱۰/۵۷	۱/۲	۱۲/۴۵	۹/۰۵		

منبع: بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران

طبق جدول (۶)، در این دوران، متوسط سالانه نرخ رشد شاخص کل تولید کارگاه‌های بزرگ صنعتی از ۷/۹ درصد در رژیم ساختاری اول، به ۹/۰۵درصد در رژیم ساختاری دوم افزایش یافت. به جهت کاهش فشار هزینه‌های جنگ تحمیلی، تأثیر درآمدهای نفتی بر رشد اقتصادی سه برابر دوره گذشته بود. رشد اقتصادی موردنظر برنامه دوم توسعه ۵/۱ درصد بود که تنها ۳/۸ درصد از آن محقق گردید. در همین راستا، رشد درآمدهای نفتی تأثیر کمتری بر تورم داشت. دریافت چند وام خارجی سنگین، یکی از دلایل کاهش اثر درآمدهای نفتی بر تورم در این دوره بود. البته متوسط نرخ تورم سالیانه در این دوره ۲۵،۶۲ درصد بود که تفاوت زیادی نیز باهدف برنامه دوم توسعه (۱۲/۴ درصد) داشت.

۳-۶. دوره ساختاری ۱۳۷۹ تا ۱۳۸۴

نوسان‌های شدید قیمت نفت در اوایل دهه ۲۰۰۰ میلادی، خصوصاً پس از واقعه ۱۱ سپتامبر، از ویژگی‌های اصلی این دوران بود. در دوره سوم، اثر درآمدهای نفتی بر رشد اقتصادی، ده برابر دوره قبل بود و اثر آن بر تورم حدوداً نصف دوره قبل بود. این دوره مصادف با برنامه سوم توسعه اقتصادی کشور بود. مدیران اقتصادی با استفاده از تجربیات دوران قبل، اجرای قابل‌قبول برنامه سوم توسعه، برنامه‌ریزی مناسب ذخایر ارزی و اجرای سیاست‌های انبساطی مالی، توانستند به نحو مطلوب‌تری نسبت به دوران قبل، از درآمدهای نفتی در جهت هدایت به بخش سرمایه‌گذاری و تولید، بهره ببرند.

در سال ۱۳۸۰، ارزش افزوده بخش صنعت رشد ۱۰/۴ و بخش معدن رشد ۹/۶ درصد را تجربه کرد که برای بخش صنعت حدود یک درصد و برای بخش معدن ۲ درصد بیشتر از رشد مصوب برنامه سوم توسعه بود. در ۱۳۸۱ حمایت‌های مصوب مجلس از بخش‌های صنعت و معدن و تسریع خصوصی‌سازی، رشد اقتصادی ایران را تسهیل نمود. رشد اقتصادی پیش‌بینی‌شده در برنامه سوم توسعه ۶ درصد بود که ۵/۴ درصد آن محقق گردید. از عوامل تسهیل رشد در این دوران اقدامات قابل‌توجه در صنعت حمل‌ونقل در سال ۱۳۸۳ بود. مجموعه عوامل فوق، نا اطمینانی اکثر متغیرهای کلان اقتصادی را کاهش داد. در این دوره، اختیار بانک‌ها در تخصیص منابع افزایش یافت. نرخ ذخیره قانونی بانک‌ها کاهش قابل‌توجهی داشت، البته بانک مرکزی با توزیع گسترده اوراق قرضه، توانست تا

حدودی اثرات عملیات یادشده بر تورم را کاهش دهد. همچنین اصلاح وضعیت تراز پرداخت‌ها و اجرای سیاست‌های مالی منسجم، منجر به افزایش ناچیز نااطمینانی تورمی در این دوره شد.

۴-۶. دوره ساختاری ۱۳۸۴ تا ۱۳۹۲

در سال ۱۳۸۴، نقدینگی در ایران رشد ۳۴/۳ درصدی را تجربه نمود، ولی به جهت افزایش واردات، کاهش نرخ مؤثر تعرفه‌ها، رکود بخش مسکن، کنترل انتظارات تورمی و کاهش تقاضای مؤثر، اثر رشد قابل‌توجه نقدینگی بر اقتصاد به ویژه تورم، تا حدودی خنثی شد. برنامه چهارم توسعه اقتصادی کشور در این دوره قرار داشت. افزایش واردات نفت خام چین بین سال‌های ۲۰۰۲ میلادی تا ۲۰۰۵ میلادی به ۴ درصد تولید ناخالص داخلی و افزایش یک‌درصدی برای کشورهای OECD، نوسان نفتی شدیدی بر اقتصاد ایران و کشورهای مشابه وارد نمود. در ۱۳۸۵ تحریم‌های ناعادلانه گسترده‌ای علیه اقتصاد ایران وضع شد. علاوه بر آن، عدم توجه کافی به رویکرد بلندمدت و بین نسلی صندوق ذخیره ارزی و عدم استقلال کافی بانک مرکزی، باعث افزایش تورم شد. از ۱۳۸۳ تا ۱۳۸۵، صادرات نفت و گاز ایران به‌طور قابل‌توجهی افزایش یافت. در این سه سال، درآمد صادراتی نفت و گاز ایران به ترتیب ۳۶۳۱۵، ۵۳۸۲۰ و ۶۲۴۵۸ میلیون دلار بود. در ۱۳۸۶، موضوع هسته‌ای ایران شدت گرفت، ناآرامی‌های سیاسی و اجتماعی در خاورمیانه و نیجریه اوج گرفت. ذخایر نفت و گاز ایالات‌متحده، تغییر قابل‌توجهی داشت. این عوامل باعث افزایش ۱۱,۳ درصدی قیمت نفت اوپک شد که آن را به متوسط هر بشکه ۶۹/۰۵ دلار رساند. در ۱۳۸۷، بخش مسکن ایالات‌متحده با رکود بی‌سابقه‌ای روبرو شد و اثرات آن به اکثر بازارهای عمده مالی جهان سرایت کرد. البته عدم ارتباط کامل بازارهای مالی ایران با آن بازارها، اثر بحران مالی را کاهش داد.

در همین سال، قیمت بسیاری از کالاهای تجاری ایران کاهش یافت. فولاد و آهن، غلات، دانه‌های روغنی، پتروشیمی از این نوع بودند. همه موارد یادشده، از دلایل اصلی بالا بودن نااطمینانی نفتی در این دوران بودند. در همین سال، رشد اقتصادی جهان ۳/۲ درصد کاهش داشت و جهان نرخ تورم متوسط ۳,۴ درصدی را تجربه کرد و تجارت کالاها و خدمات با کاهش رشد ۴ درصدی روبرو شدند. در ۱۳۸۸، گروه جی-۲۰، ۱/۱ تریلیون دلار به اقتصاد خود تزریق نمودند و این‌کار باعث افزایش قیمت نفت شد. برای نمونه قیمت نفت خام تگزاس غرب در اواخر ۲۰۰۹، به ۸۵ دلار رسید. این افزایش تا فصل اول ۲۰۱۰ ادامه داشت. از سوی دیگر، قیمت نفت خام ایران به‌طور متوسط، کاهش ۱۴/۲ درصدی را تجربه کرد و به ۶۸/۹۶ دلار رسید. در همین سال، طرح مسکن مهر که مورد تأکید دولت نهم بود در کشور اجرا شد و تأثیر قابل‌توجهی بر بخش پولی اقتصاد ایران داشت. در ۱۳۸۹، قیمت سبد نفت اوپک از ۶۰/۹ دلار به ۷۷/۵ دلار (رشد ۲۷/۳ درصدی) رسید. این قیمت در دسامبر ۲۰۱۰، به ۹۰ دلار نزدیک شد. به هر حال در جولای همان سال، به ۷۳ دلار بازگشت. در ۱۹ دسامبر ۲۰۱۰، قانون هدفمندی یارانه‌ها به‌طور رسمی در ایران کلید خورد. نااطمینانی در تشکیل سرمایه ثابت ناخالص، تحریم‌های مالی و بانکی علیه ایران، شوک سونامی ژاپن، ناآرامی‌های سیاسی

و اجتماعی در برخی کشورهای تولیدکننده نفت، عدم توازن در انتقال محرک‌های بودجه‌ای به تقاضای بخش خصوصی، رکود بخش کشاورزی به دلیل کاهش شدید بارندگی (متوسط بارندگی نسبت به سال قبل ۱۶ درصد کاهش یافت) و افزایش ۵۲,۷ درصدی حمایت‌های بانک کشاورزی از این بخش (نسبت به سال قبل) یک رکود تورمی شدید بر اقتصاد ایران حاکم نمود. در سال ۱۳۹۱، اقتصاد ایران تورم ۳۰,۵ درصدی را شاهد بود. عوامل یادشده نااطمینانی سرمایه‌گذاری بخش خصوصی را افزایش داد که به بخش‌های دیگر اقتصاد نیز سرایت نمود. همچنین از سال ۱۳۹۰ نرخ ارز رشد قابل‌توجهی داشت. در همین سال، تقاضای افزایش دستمزد نیروی کار نیز در کشور ایجاد شد و شاخص قیمت تولیدکننده بین سال‌های ۱۳۸۹ تا ۱۳۹۱ به ترتیب رشد ۱۶/۶، ۳۴/۲ و ۲۹/۶ درصدی را داشت. البته در برنامه چهارم توسعه، رشد اقتصادی ۷,۲ درصدی پیش‌بینی‌شده بود که ۶/۳ آن محقق گردید.

۷.نتیجه‌گیری

نتایج تحقیق نشان داد که تأثیر درآمدهای نفتی، بر متغیرهای تورم، پول و تولید در رژیم‌های مختلف ساختاری شناسایی‌شده اقتصاد ایران یکسان نمی‌باشد. آنچه مشخص شد این‌که تکانه‌های ساختاری در پایان سال رخ‌داده است. دلیل اصلی آن رشد نامتناسب تزریق پول به اقتصاد در پایان سال مالی سازمان‌های دولتی و خصوصی است که تأثیر زیادی بر تورم و حجم نقدینگی کشور می‌گذارد. بیشترین تأثیر رشد درآمدهای نفتی در بین متغیرهای تحقیق، نقدینگی بوده است که ناشی از حرکت دلارهای نفتی به بانک مرکزی و تبدیل به ریال برای تأمین تقاضای داخلی می‌باشد. اختلاف قابل‌توجه نرخ تورم و نقدینگی پیش‌بینی‌شده با مقدار واقعی در برنامه‌های توسعه اقتصادی کشور که معمولاً در راستای نوسانات درآمد نفت، پدیدار شده‌اند، حاکی از همین موضوع است. برای نمونه در برنامه‌های اول و چهارم توسعه، نرخ تورم به ترتیب ۸/۹ و ۹/۹ درصد پیش‌بینی‌شده بود، اما اقتصاد با تورم ۲۱/۶ و ۱۵/۳۸ درصدی مواجه شد. مدیریت صحیح منابع ارزی، در صندوق توسعه ملی در این تحقیق پیشنهاد مؤکد می‌باشد. در غیر این صورت همانند سیاست‌های ذخیره‌ای نفتی قبلی ایران ازجمله حساب ذخیره ارزی و ریالی، ناکام خواهد ماند. چنانچه دهمرده و کسایی (۱۳۹۰)، از مهم‌ترین عوامل مؤثر بر تورم در اقتصاد ایران را تنگناهای ساختاری، تورم وارداتی، فعالیت‌های مالی و کسر بودجه دولت، استفاده نادرست از حساب ذخیره ارزی، عدم ثبات اقتصادی و افزایش ریسک فعالیت‌های مولد دانسته‌اند. از سوی دیگر، الزام قانونی بانک مرکزی برای تبدیل دلارهای نفتی به ریال باید به یک اقدام داوطلبانه از سوی بانک مرکزی تبدیل شود تا بانک مرکزی بتواند بر پایه اهداف سیاست پولی به هر میزان که لازم می‌داند دلار خریداری کند؛ و نه بر حسب الزامات قانونی بودجه. جهت کاهش اثرات نامطلوب دلارهای نفتی بر اقتصاد (بیماری هلندی) لازم است دلارهای نفتی به اقتصاد داخلی وارد نشود تا نرخ ارز کاهش نیابد (ارزش پول ملی تقویت، بیش از حد تقویت

نشود). لذا باید در مأموریت‌های صندوق توسعه ملی و حساب ذخیره ارزی بازنگری شود. همچنین سیاست‌های تجاری کارآمد متناسب با رونق و رکود نفتی، بی‌ثباتی اقتصادی را کاهش خواهد داد. پیشنهاد می‌شود همزمان با تقویت سمت تولید اقتصاد، هر سال سهم صندوق توسعه ملی از درآمدهای نفتی ۸ درصد افزایش یابد، این اقدام باعث می‌شود که پس از گذشت یک دهه، عمده درآمدهای نفتی در صندوق توسعه ملی قرار گیرد و ارتباط بودجه دولت با درآمدهای نفتی ناچیز گردد. پیشنهاد آخر این‌که جهت کاهش تأثیر درآمدهای نفتی بر بخش پولی، پرداخت نقدی یارانه‌ها به تدریج از سبد درآمدی خانوارهای ایرانی حذف‌شده و حمایت از تولید داخلی و پشتیبانی عملی بخش سرمایه‌گذاری اقتصاد، جایگزین آن گردد.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

منابع

ابراهیمی، محسن؛ سالاریان، محمد و حاجی میرزایی، محمدعلی (۱۳۸۷)؛ بررسی مکانیسم‌های اثرگذاری درآمدهای نفتی بر رشد اقتصادی کشورهای صادرکننده نفت از دیدگاه بلای منابع طبیعی. *فصلنامه مطالعات اقتصاد انرژی*، سال پنجم، شماره ۱۶، ۱۵۶-۱۳۱.

ابراهیمی، محسن و شکری، نوشین (۱۳۹۱)؛ بررسی اثرات نامتقارن تکانه‌ی قیمتی نفت بر شاخص قیمت سهام: تشکیل و مقایسه فواصل اطمینان خود راه‌انداز در توابع واکنش آنی. فصلنامه مطالعات اقتصادی کاربردی در ایران، سال اول، شماره ۲، ۱۴۴- ۱۱۵.

ابریشمی، حمید و هادیان، محمد (۱۳۸۳)؛ رانت‌جویی و رشد اقتصادی (شواهد تجربی از ایران). مجله تحقیقات اقتصادی، شماره۶۷، ۲۸-۱.

اقبالی، علیرضا و حلافی، حمیدرضا (۱۳۸۴)؛ تحلیل اثر شوک نفتی بر اقتصاد ایران: آیا باید منتظر ابتلا به بیماری هلندی بود؟. فصلنامه اقتصاد سیاسی، سال دوم، شماره ۷، ۸۹-۷۱.

بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران (۱۳۹۳)؛ نماگرهای اقتصادی. شماره۷۶، سه‌ماهه اول.

بختیاری، صادق و حقی، زهرا (۱۳۸۰)؛ بررسی آثار افزایش درآمدهای نفتی بر بخش کشاورزی، مورد بیماری هلندی در اقتصاد ایران، اقتصاد کشاورزی و توسعه. شماره ۳۵، ۱۳۸-۱۰۹.

بهرامی، جاوید و نصیری، سمیرا (۱۳۹۰)؛ شوک نفتی و بیماری هلندی؛ بررسی موردی ایران. فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران. سال شانزدهم، شماره ۴۸، ۵۴-۲۵.

بهمن‌یار، ساناز و فطرس، محمدحسن (۱۳۹۱)؛ اثر تکانه‌های قیمتی نفت بر رشد اقتصادی در ایران و ژاپن با استفاده از مدل ARDL. دو فصلنامه علمی- تخصصی اقتصاد توسعه و برنامه‌ریزی، سال اول، شماره ۲، ۶۰-۴۵.

بیدرام، رسول (۱۳۹۰)؛ بررسی زمینه‌های رانت‌جویی در ساختار بودجه‌ای شهرداری‌ها و ارتباط آن با کارایی؛ نمونه موردی شهرداری‌های کلان‌شهرها، مدیریت شهری. دوره۹، شماره ویژه‌نامه: ۸۲-۶۱.

پاسبان، فاطمه (۱۳۸۳)؛ تأثیر نوسانات قیمت نفت بر تولید بخش کشاورزی ایران. پژوهشنامه اقتصادی، شماره۱۲، ۱۳۶-۱۱۷.

جلائی، سید عبدالمجید؛ قاسمی نژاد، امین و کریمیان، علی‌اکبر (۱۳۹۲)؛ بررسی تأثیر تکانه‌های نفتی بر رشد اقتصادی ایران با استفاده از الگوریتم‌های جستجوی گرانشی و بهینه‌سازی انبوه ذرات، فصلنامه مطالعات اقتصادی کاربردی ایران. سال دوم، شماره۷، ۱۲۷-۱۱۱.

خضری، محمد (۱۳۸۸)؛ بیماری هلندی و ضرورت استفاده درست از درآمدهای نفتی. فصلنامه مطالعات راهبردی، سال دوازدهم، شماره۴، ۸۲-۶۷.

دانشورکاخکی، محمود؛ دهقانیان، سیاوش و فیروز زارع، علی (۱۳۸۸)؛ بررسی تقاضای نقدینگی در اقتصاد ایران. پژوهشنامه اقتصادی، شماره ۳۲، ۱۶۶- ۱۴۷.

دهمرده، نظر و کسایی، زهرا (۱۳۹۰)؛ ریشه‌های تورم در اقتصاد ایران (۱۳۳۸-۱۳۸۶). جستارهای اقتصادی، سال هشتم، شماره ۱۵، ۱۸۸-۱۶۵.

رحمانی، تیمور و گلستانی، ماندانا (۱۳۸۸)؛ تحلیلی از نفرین منابع نفتی و رانت‌جویی بر توزیع درآمد در کشورهای منتخب نفت‌خیز. مجله تحقیقات اقتصادی، شماره ۸۹، ۸۶-۵۷.

سرزعیم، علی (۱۳۸۶)؛ بررسی اثرات تکانه‌های قیمت نفت بر متغیرهای اقتصاد کلان ایران. مطالعات اقتصاد انرژی، دوره۴، شماره ۵۱، ۲۷-۱۲.

صادقی، سید کمال؛ متفکر آزاد، محمدعلی؛ پورعبادالهان کویج، محسن و شهباززاده خیاوی، اتابک (۱۳۹۲)؛ اثر بی‌ثباتی قیمت نفت بر رشد تولید ناخالص داخلی در ایران؛ تجزیه و تحلیل مدل چرخشی مارکوف. فصلنامه مطالعات اقتصادی کاربردی در ایران، سال دوم، شماره ۵، ۵۲-۲۹.

صمدی، سعید؛ یحیی‌آبادی، ابوالفضل و معلمی، نوشین (۱۳۸۸)؛ تحلیل تأثیر شوک‌های قیمتی نفت بر متغیرهای اقتصاد کلان در ایران. فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی، سال هفدهم، شماره ۵۲، ۵-۲۶.

طبیبیان، محمد و سوری، داود (۱۳۷۵)؛ ریشه‌های تورم در اقتصاد ایران، پژوهشنامه بازرگانی. شماره ۱، ۴۳-۳۷.

عصاری آرانی، عباس؛ جعفری‌صمیمی، احمد و رسولی، میر میثم (۱۳۸۹)؛ بررسی تأثیر تکانه‌های قیمت نفت بر حساب جاری کشورهای عضو اوپک. فصلنامه اقتصاد مقداری (فصلنامه بررسی‌های اقتصادی)، سال هفتم، شماره۳، ۲۶-۱.

علمی، زهرا (میلا) و جهادی، محبوبه (۱۳۹۰)؛ تکانه‌های قیمت نفت و رشد اقتصادی (شواهدی از کشورهای عضو اوپک). فصلنامه پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی، سال اول، شماره ۲، ۴۰-۱۱.

کازرونی، علی‌رضا و اصغری، برات (۱۳۸۱)؛ آزمون مدل کلاسیک تورم در ایران: روش همگرایی. پژوهشنامه بازرگانی، سال ششم، شماره ۲۳، ۱۳۹-۹۷.

کریم‌زاده، مصطفی؛ نصراللهی، خدیجه؛ صمدی، سعید؛ دلالی اصفهانی، رحیم و فخار، مجید (۱۳۸۸)؛ بررسی بیماری هلندی در اقتصاد ایران: تأثیرگذاری رابطه مبادله بر ساختار سرمایه‌گذاری. فصلنامه اقتصاد مقداری (بررسی‌های اقتصادی سابق)، دوره ۶، شماره ۴، ۱۷۲-۱۴۷.

کمیجانی، اکبر؛ سبحانیان، سید محمدهادی و بیات، سعید (۱۳۹۱)؛ اثرات نامتقارن رشد درآمدهای نفتی بر تورم در ایران با استفاده از روش VECM، فصلنامه پژوهشنامه اقتصادی (رویکرد اسلامی- ایرانی). سال دوازدهم، شماره ۴۵، ۲۲۶-۲۰۱.

گسکری، ریحانه و اقبالی، علیرضا (۱۳۸۴)؛ اثر شوک نفتی بر سرمایه‌گذاری بخش خصوصی در ایران. فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی، سال سیزدهم، شماره ۳۶، ۷۵-۶۲.

مرادی، محمدعلی (۱۳۸۹)؛ تأثیر نفت بر نماگرهای اقتصاد کلان ایران با تأکید بر مکانیزم‌های انتقال و آثار. فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی، سال دهم، شماره دوم: ۱۴۰-۱۱۵.

مرکز آمار ایران (۱۳۹۳)؛ آمارهای موضوعی، جمعیت.

مهرآرا، محسن و مجاب، رامین (۱۳۸۸)؛ ارتباط میان تورم، نااطمینانی تورم، تولید و نااطمینانی تولید در اقتصاد ایران. فصلنامه پول و اقتصاد، سال اول، شماره ۲،۳۰-۱.

مهرآرا، محسن؛ طیب‌نیا، علی و دهنوی، جلال (۱۳۹۱)؛ بررسی عوامل تأثیرگذار بر تورم در اقتصاد ایران با استفاده از الگوی سری زمانی غیرخطی نوع STR. تحقیقات اقتصادی، دوره۴۷، شماره ۴، ۲۴۲-۲۲۱.

مهرآرا، محسن و نیکی اسکویی، کامران (۱۳۸۵)؛ تکانه‌های نفتی و اثرات پویای آن بر متغیرهای کلان اقتصادی. فصلنامه پژوهشنامه بازرگانی، دوره۱۰، شماره ۳۲، ۴۰-۱.

مهرگان، نادر و سلمانی، یونس(۱۳۹۳)؛ نوسانات اقتصادی نفت و رشد پایدار اقتصادی: مطالعه موردی ایران و ژاپن. فصلنامه مطالعات اقتصادی کاربردی ایران، سال سوم، شماره ۱۰، ۱۲۵-۱۰۷.

مهرگان، نادر؛ دانش‌خواه، علیرضا؛ چترآبگون، امید؛ احمدی، روح ا... و تیشه‌کنی، فریبرز (۱۳۹۳)؛ بررسی پدیده بیماری هلندی و اثر شوک‌های نفتی در متغیرهای کلان اقتصادی ایران با استفاده از توابع مفصل دمی. مجله تحقیقات اقتصادی، دوره۴۹، شماره۲، ۴۱۱-۴۲۸.

نظری، محسن و مبارک، اصغر (۱۳۸۹)؛ وفور منابع طبیعی، بیماری هلندی و رشد اقتصادی در کشورهای نفتی. فصلنامه مطالعات اقتصاد انرژی، سال۷، شماره۲۷، ۶۸-۴۷.

نیلی، مسعود (۱۳۶۴)؛ بررسی آثار افزایش حجم پول بر نظام اقتصادی کشور در دو دهه اخیر. برنامه و توسعه، شماره ۳، دوره اول، ۱۱۹-۸۹.

Al-Mutairi, N. (1993); Determinants of the sources of output fluctuations in Kuwait. Finance and Industry, No.11, 20-78.

Alley, I.; Asekomeh,A.; Mobolaji, H. and Adeniran, Y.A.(2014). Oil Price Shocks and Nigerian Economic Growth. European Scientific Journal, July, 10(199), 375-391.

Alotaibi, B. (2006); Oil Price Fluctuations and the Gulf Cooperation Council (GCC) Countries, 1960-2004, Ph.D dissertation, Southern Illinois University Carbondale.

Benjamin, N. C.; Shantayanan D. and Robert J. W. (1989); The Dutch Disease in a Developing Country: Oil Reserves inCameroon, Journal of Development Economics, 30, 71-99.

Berument, H., Ceylan, N.B. and Dogan, N. (2010); The Impact of Oil Price Shocks on the Economic Growth of the Selected MENA Countries. The Energy Journal, 31(1), 149-176.

Bjorvatn, K. and Selvik, K. (2005); Destructive Competition: Oil and Rent Seeking in Iran, Norwegian School of Economics and Business Administration, University of Oslo, E-File: http://www.nhh.no/Files/Filer/institutter/sam/Discussion%20 papers /2005/08. pdf

Carrion-i-Silvestre, J. L.; Kim, D. and Perron, P. (2009); GLS-Based Unit Root Tests with Multiple Structural Breaks both under the Null and the Alternative Hypotheses, Econometric Theory,Vol. 25, 1754-1792.

Corden, W.M. and Neary. J.P. (1982); Booming Sector and De- Industrialization in a Small Open Economy. The Economic Journal, Vol.92, 825-848.

Devlin, J., and Lewin, M. (2004); Managing Oil Booms and Busts in Developing Countries, Draft Chapter for: Managing Volatility and Crises, A Practitioner's Guide.

Farzanegan, M. R. and Markwardt, G. (2009); The Effects of Oil Price Shocks on the Iranian Economy, Energy Economics, Vol.31, 134-151.

Ftiti, Z., Guesmi, K. and Teulon, F.(2014); Oil Shocks and Economic Growth in OPEC Countries, Working Paper Series No: 2014-064,Ipag Business School, URL: http://www.ipag.fr/fr/accueil/la-recherche/ publications-WP. html

Ftiti, Z. (2010); The Macroeconomic Performance of the Inflation Targeting Policy: An Approach Based on the Evolutionary co-Spectral Analysis (Extension for the Case of a Multivariate Process). Economic Modelling, Vol. 27, 468-476.

Gomez-Loscos, A., Montanes, A. and Dolores Gaeda, M. (2011); The Impact of Oil Shocks on the Spanish Economy. Energy Economics, Vol. 33, 1070-1081.

Ismail, E. H. (2005); Saudi Arabian Economy and the Dutch Disease: A percent Look at a Small Open Economy. A Thesis for the Degree of Master of Arts, California State University.

Krueger, A. (1974); The political Economy of the rent-seeking society, American Economic Review, Vol.64. No.3, 291-303

Kurozumi, E. and Tuvaandorj, P. (2011); Model Selection Criteria in Multivariate Models with Multiple Structural Changes, Journal of Econometrics, Vol. 164, 218-238.

OPEC Annual Bulletin (2014); URL: http://www.opec.org/opec_web/static_files _project/ media/downloads/publications/ ASB2014.pdf

Qu, Z. and Perron, P. (2007); Estimating and Testing Structural Changes in Multivariate Regressions, Econometrica,Vol.75, 459-502.

Sachs, J. and Warner, A. (2001); Natural Resources and Economic Development, The Curse of Natural Resource, European Economic Review,45, 827-838.

Tullock, G. (1967); the welfare costs of tarrifs, Monopolies and Thefts, Western Economic Journal, Vol.5, No. 3, 224-232.

Uma, K.E. and Ikpe, M. (2015); Interaction Between Oil Price Shocks and Nigeria's non-oil Macroeconomy, International Journal of Economics, Commerce and Management, Vol.3, No.1, 1-13.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی