مطالعات و سیاست‌های اقتصادی، ۱۰۹، ج۱۴، ش۱، (۱۳۹۷)، ۳- ۲۲

اثر شوک‌های نفتی بر ادوار تجاری در اقتصاد ایران با استفاده از رهیافت مارکوف- سوئیچینگ (۲۰۱۴:۴-۱۹۸۸:۲)

ناهید بهاروند[1]
دانش‌آموخته کارشناسی ارشد برنامه‌ریزی سیستم‌های اقتصادی دانشگاه ولی‌عصر(عج)
وحید فرزام[2]
استادیار دانشکده علوم اداری و اقتصاد دانشگاه ولی‌عصر(عج)
یونس نادمی[3]
استادیار دانشکده علوم انسانی دانشگاه آیت‌الله بروجردی

تاریخ دریافت: ۹۶/۰۸/۲۱
تاریخ تأیید: ۹۷/۱۰/۱۹

چکیده

شوک‌های قیمت نفت یکی از منابع اصلی نوسانات اقتصادی کشورهای تولید کننده نفت است. بنابراین نقش شوک‌های نفتی به‌عنوان عامل تأثیرگذار در رشد اقتصادی ایران در نقش یک کشور تولید کننده نفت از اهمیت ویژه‌ای برخوردار است. این مطالعه با هدف بررسی تأثیر شوک‌های قیمتی نفت بر ادوار تجاری اقتصاد با استفاده از رویکرد مارکوف ـ سوئیچینگ برای اثر شوک‌های قیمت نفت بر ادوار تجاری اقتصاد ایران با به‌کارگیری داده‌های فصلی طی دوره‌ی زمانی (۴)۲۰۱۴-(۲)۱۹۸۸صورت گرفته است. یافته‌های حاصل از روش مارکوف ـ سوئیچینگ حاکی از آن است که شوک‌های قیمت نفت اثر مثبت در زمان رونق اقتصادی و اثر منفی در زمان رکود اقتصادی بر ادوار تجاری اقتصاد ایران داشته است و پایداری دو رژیم تقریباً مساوی و نزدیک به‌هم است. نتایج همچنین نشان می‌دهند که اقتصاد ایران در بازه زمانی مورد نظر ۵۲ فصل رکودی و پنجاه فصل رونق را پشت سر گذاشته که به طور متوسط می‌توان گفت که طول دوره رکود و رونق برابر بوده است.

واژگان کلیدی: ادوار تجاری، شوک‌های قیمتی نفت، رویکرد مارکوف ـ سوئیچینگ.
طبقه‌بندی موضوعی: EL, E32,C5, M2

مقدمه

کشورهای صادرکننده نفت طی سالیان متمادی استخراج و فروش نفت، به شدت به درآمدهای حاصل از این منبع طبیعی و نوسانات آن وابسته شده‌اند. سهم بالای درآمدهای نفتی در بودجه این کشورها در عمل روند عمومی متغیرهای کلان اقتصادی را به طور مستقیم به نوسانات قیمت نفت و به تبع آن درآمدهای نفتی وابسته ساخته است (کمیجانی و همکاران، ۱۳۹۰: ۲۰۲).

«نویسندهٔ مسئول»
1. Email: nahidbaharvand@yahoo.com
2. Email: farzam1953@yahoo.com
3. Email: younesnademi@abru.ac.ir

تغییرات و نوسانات قیمت نفت از راه‌های گوناگون متغیرهای کلان اقتصادی را زیر تأثیر قرار می‌دهد. البته شوک‌های قیمت نفت از کانال‌های گوناگونی بر اقتصاد کشورهای واردکننده و صادرکننده‌ی نفت اثر می‌گذارد (ابراهیمی، ۱۳۹۰: ۸۴).

حال در چنین وضعیتی که اقتصاد ایران وابستگی بسیاری به درآمدهای نفتی دارد، تغییرات قیمت نفت که از تحولات برون‌زا سرچشمه می‌گیرد و از کنترل سیاست‌گذاران اقتصادی خارج است، درآمدهای نفتی کشور را با نوسانات زیادی مواجه می‌کند. این درآمدهای ناپایدار به عامل اصلی انتقال مستقیم بی‌ثباتی‌ها و نااطمینانی به تولید ناخالص داخلی کشور تبدیل شده‌اند؛ به‌طوری‌که هرگونه تغییر قیمت نفت موجب تغییر تولید ناخالص داخلی و در نتیجه ادوار تجاری شده است (شریفی رنانی و همکاران، ۱۳۹۲: ۷۷).

ادوار تجاری در هرکشوری روند نوسانات تولیدات ملی را تبیین می‌کند؛ به‌نحوی‌که این نوسانات در عملکرد هر کشوری نقش مهمی را ایفا می‌نماید. بررسی ادوار تجاری، از این جهت دارای اهمیت است که برنامه‌ریزی‌های اقتصادی بدون درک چگونگی نوسانات تولید ناخالص ملی و علت و ریشه این نوسانات چندان مؤثر به نظر نمی‌رسد (طیب‌نیا و قاسمی، ۱۳۸۵: ۵). براساس نظر لوکاس[1] شناخت و درک ادوار تجاری، اولین گام در طراحی مناسب سیاست‌های تثبیت است (جلایی اسفندآبادی و انصاری‌نسب، ۱۳۹۵: ۸۶). بنابراین شناسایی ادوار تجاری و علل پیدایش این ادوار تجاری سبب می‌شود تا با برنامه‌ریزی صحیح و منطقی کلان اقتصادی بتوان از بروز بحران‌های اقتصادی جلوگیری کرد و در مقابل به رونق اقتصادی دست یافت.

به‌طورکلی با توجه به اهمیت و جایگاه درآمدهای نفتی در تعیین بودجه دولت، بررسی شوک‌های قیمت نفت در ارتباط با ادوار تجاری اهمیت ویژه‌ای در اقتصاد ایران دارد. چارچوب مقاله بدین شرح است که پس از مقدمه، در بخش دوم ادبیات موضوع ارائه می‌گردد، همچنین در بخش سوم و چهارم نیز به ترتیب به روش انجام پژوهش و نتایج تجربی و در بخش پنجم به نتیجه‌گیری پرداخته می‌شود.

۱- ادبیات موضوع و پیشینه تحقیق

یکی از مسائلی که طی چند دهه‌ی اخیر کانون توجه اقتصاددانان در کشورهای توسعه‌یافته و در حال توسعه بوده، بررسی آثار شوک‌های نفتی در ساختار کلان اقتصاد و به ویژه تولید

1. Lucass

ناخالص داخلی و ادوار تجاری بوده است. در واقع با وقوع شوک‌های مثبت نفتی در دهه‌ی ۱۹۷۰ و متعاقب آن بروز رکود در اقتصاد جهانی توجه بسیاری از محققان به بررسی آثار شوک‌های نفتی در ساختار اقتصاد کلان معطوف شد (مهرگان و همکاران، ۱۳۹۳: ۴۱۳).

حال هرگونه تغییر در قیمت نفت می‌تواند حجم تولید کشورها را زیرتأثیرقرار دهد. به‌طورکلی، شوک‌های قیمت نفت از دو طریق می‌توانند فعالیت‌های اقتصادی یک کشور را تحت تأثیر قرار دهند: یکی از طریق تأثیر بر طرف عرضه اقتصاد است که این تأثیرات اصولا با وقفه نمایان می‌گردند و با تأثیرگذاری بر ظرفیت تولیدی کشور نقش خود را آشکار می‌سازند؛ دیگری از طریق تأثیر بر تقاضای کل است که می‌تواند در کوتاه‌مدت آثار خود را بر فعالیت‌های اقتصادی کشور برجای گذارد. نوسانات قیمت نفت از دلایل ایجاد بحران در جهان است. اقتصاد جهانی در سال‌های مختلف نوسانات مثبت و منفی زیادی را در قیمت نفت خام تجربه کرده است. این نوسانات و تغییرات قیمت نفت بر متغیرهای کلان اقتصادی در کشورهای جهان تأثیر گذاشته و اقتصاد این کشورها را با چالش روبرو کرده است. در کشورهای متکی بر درآمدهای نفتی، نوسانات قیمت درآمدهای ارزی حاصل از نفت را ناپایدار کرده، در اقتصاد بیمار این کشورها اثرات منفی برجای می‌گذارد. بر اساس بیماری هلندی، چنانچه اقتصاد با افزایش ناگهانی در قیمت کالاهای صادراتی همانند نفت خام روبرو شود، این افزایش درآمد و به دنبال آن افزایش تقاضای داخلی منجر می‌شود. در اثر شوک مثبت ارزی تقاضای نیروی‌کار بالا می‌رود و افزایش دستمزدها را به دنبال خواهد داشت. افزایش دستمزد سبب بالا رفتن قیمت کالاها در بخش تجارت ناپذیرخواهد شد که این افزونی، کاهش سود بخش‌های صادراتی را در پی خواهد داشت. در نهایت تأثیر ناشی از تکانه‌های ناگهانی قیمت نفت، به کاهش ارزش پول و افزایش نرخ واقعی ارز منتهی می‌شود. این امر سبب کاهش توان رقابت‌پذیری کشور در عرصه بین‌المللی می‌شود و در نهایت سبب کاهش تولیدات در بخش‌های اقتصادی تجارت پذیر و کاهش ارزش افزوده این بخش‌ها خواهد شد (زینیوند و همکاران، ۱۳۹۴ :۳۰-۲۹).

شوک‌های قیمت نفت را می‌توان به دو نوع شوک مثبت و منفی تقسیم‌بندی نمود. شوک مثبت قیمت نفت از طریق افزایش درآمدهای نفتی در کشورهای صادرکننده نفت موجب افزایش درآمدهای دولت می‌شود. این افزایش درآمدها خود را به صورت افزایش در بودجه دولت نشان می‌دهد و در نتیجه منجر به گرفتن سیاست انبساط مالی در اقتصاد می‌شوند که این سیاست از طریق افزایش تقاضای کالاها و خدمات تجارت‌پذیر و تجارت‌ناپذیر موجب می‌شود

بخشی از درآمدهای ارزی حاصل از فروش درآمدهای نفتی، صرف واردات کالاهای تجارت‌پذیر شود تا بتواند به اضافه تقاضای ایجاد شده در تقاضای کل اقتصاد در بخش کالاهای تجارت‌پذیر پاسخ دهد. در نتیجه، اگرچه این مسئله در کوتاه‌مدت به عنوان محرکی در افزایش تولید کالاها در داخل نیز می‌تواند منجر شود اما در بلندمدت از طریق کاهش قدرت رقابتی تولیدکنندگان داخل در مقایسه با رقبای خارجی می‌تواند به تضعیف تولید داخل منتهی گردد و در مقابل به دلیل نبود امکان واردات کالاهای تجارت‌ناپذیر باعث افزایش سطح عمومی قیمت‌ها در این بخش شود. بنابراین قیمت نسبی کالاهای تجارت‌ناپذیر در مقایسه با کالاهای تجارت‌پذیر افزایش یابد و منجر به سوق دادن سرمایه‌گذاری‌ها به بخش خدمات، زمین و مسکن شود و سپس این بخش‌ها را رونق دهد. همچنین افزایش درآمدهای نفتی می‌تواند باعث افزایش مخارج عمرانی یا سرمایه‌گذاری دولت گردد و از این طریق تأثیر مثبت بر تولید داشته باشد. از سوی دیگر شوک منفی قیمت نفت از طریق کاهش درآمدهای نفتی دولت، احتمال کسری بودجه‌ی دولت صادرکننده نفت را افزایش می‌دهد و نحوه تأمین مالی این کسری بودجه در این کشورها که عمدتاً بازار سرمایه توسعه‌یافته‌ای ندارند معمولا به جای اوراق قرضه از طریق استقراض دولت از بانک مرکزی حاصل می‌شود که موجب افزایش پایه پولی و نقدینگی شده، در نتیجه سطح عمومی قیمت‌ها را افزایش می‌دهد و در صورت سیاست تثبیت نرخ ارز اسمی موجب کاهش نرخ ارز واقعی شده که تضعیف تولید ملی را به دنبال دارد. افزایش سطح عمومی قیمت‌ها خود می‌تواند از طریق افزایش هزینه‌های تولید همچون هزینه دستمزد به مارپیچ قیمت–دستمزد نیز منجر شود و یک شوک هزینه‌ای به تولید کننده تحمیل نماید و در نتیجه حتی ممکن است موجب رکود تورمی شود و در نتیجه بر ادوار تجاری اثرگذار است (عباسیان و همکاران، ۱۳۹۶:۵۰، نادمی و صداقت کالمرزی، ۱۳۹۷: ۱۳۳و ۱۳۶).

ازآنجایی‌که نوسانات اقتصادی علاوه بر عوامل اقتصادی، زیر تأثیر عوامل غیراقتصادی از جمله عوامل سیاسی و وقوع تکانه‌های داخلی و خارجی مانند جنگ قرار می‌گیرند و اینکه اقتصاد ایران یک اقتصاد باز است و از طریق بخش خارجی (صادرات و واردات و نقل و انتقال سرمایه) به اقتصاد بعضی کشورهای جهان مرتبط است، می‌توان نوسانات درآمد نفت را به عنوان متغیر تأثیرگذار بر ادوار تجاری دانست (هادیان و هاشم‌پور، ۱۳۸۲: ۱۰۵).

اصطلاح دور تجاری، اشاره به نوسانات گسترده اقتصاد در تولید یا فعالیت‌های اقتصادی در طول چند ماه یا چند سال دارد. این نوسانات پیرامون روند رشد بلندمدت اتفاق می‌افتد و شامل

تغییرات در طول زمان بین دوره‌های رشد نسبتاً سریع اقتصادی (رونق) و دوره‌های رکود نسبی یا تنزل (رکود) هستند (سالی ران و شفرین[1]: ۵۴).

ازآنجایی‌که تعاریف زیادی برای ادوار تجاری ارائه شده است، اما تقریباً تمام تعاریف معنای مشابه دارند؛ یکی از اقتصاددانان در رابطه با ادوار تجاری مطالعات فراوانی انجام داده است؛ وزلی میچل [2] (۱۹۷۴) در تعریفی علمی از ادوار تجاری بیان کرده است که ادوار تجاری نوعی نوسانات با قاعده و منظم در فعالیت‌های کلان اقتصادی کشورهاست که عمدتاً به وسیله بنگاه‌های تجاری سازماندهی می‌شوند. یک چرخه با دوره رونق اقتصادی که همزمان در فعالیت‌های متعدد اقتصادی رخ می‌دهد، شروع و به دوره رکود و انقباض منتهی می‌شود. این سلسله از تغییرات بارها تکرار می‌شوند ولی دوره زمانی منظمی ندارند. به عبارتی مدت زمان ادوار تجاری ممکن است از یک تا ده سال متغیر باشد این چرخه تقسیم پذیر به چرخه‌های کوتاه‌تری نیست، همچنین درنبوش[3] ادوار تجاری را فراز و نشیب‌های منظم از رونق و رکود در فعالیت‌های پیرامون مسیر رشد اقتصادی معرفی نمود (جلایی و انصاری نسب: ۸۷).

تجزیه و تحلیل‌های اولیه درباره چرخه‌های تجاری بر این اعتقاد بودند که هر مرحله دوری از اقتصاد، مرحله دوره‌ی بعدی را به وجود میآورد. یک جهش اقتصادی (رونق) بحران اقتصادی (رکود) بعدی را ایجاد و آن رکود، رونق بعدی را ایجاد می‌کند و اقتصاد تا ابد در یک چرخه متکی به خود گرفتار می‌شود. در مقابل تئوری‌های مدرن چرخه‌های تجاری، نوسانات چرخه‌ای را به اثرهای تجمعی شوک‌ها و آشوب‌هایی نسبت می‌دهند که دائماً به اقتصاد یورش می‌برند. به‌عبارت‌دیگر بدون شوک‌ها هیچ نوسانی وجود نخواهد داشت (چاترجی[4]، ۱۲۵:۲۰۰۰).

با در نظر گرفتن اینکه تغییر قیمت نفت، موجب تغییر درآمد نفت می‌گردد، و از آنجا که درآمدهای دولت وابسته به درآمدهای ارزی حاصل از صدور نفت خام می‌باشدکه این وابستگی در طی سالیان طولانی به طورگسترده‌ای در تمام تاروپود اقتصاد به وجود آمده است، تغییر قیمت نفت به دلیل تغییر قیمت تمام شده کالاها و خدمات از طریق افزایش قیمت مواد اولیه انرژی می‌تواند تأثیرات عمده‌ای بر عملکرد بخش‌های کلان اقتصادی کشور بگذارد (غفاری و مظفری: ۵۴).

---

1. Sulliran & Sheffrin
2. Mitchel, (1974)"Measuring Business Cycles", NBER , NY
3. Dornobuosh
4. Chatterjee

همیلتون[1] (۲۰۰۳) و رودریگز[2] (۲۰۰۴) شواهدی بر نبود وجود رابطه خطی بین دو متغیر تغییرات نفت و رشد تولید ناخالص داخلی برای آمریکا یافتند.

با توجه به موارد گفته شده و ازآنجاکه امروزه چرخه‌های تجاری در مباحث کلان اقتصادی جایگاه ویژه‌ای داشته، متغیرهای عمده‌ی اقتصاد کلان نظیر تورم، رشد اقتصادی، بیکاری، ... همگی دارای حرکت‌های ادواری هستند (صمدی و جلائی: ۱۴۰) حل مشکل دوره‌های رکود و نیل به دوره‌های رونق از دغدغه‌های مهم سیاست‌گذاران اقتصادی هر کشور است. با توجه به اهمیت این موضوع مطالعات زیادی در این زمینه صورت گرفته است که در ادامه به مرور برخی از آن‌ها پرداخته می‌شود:

هوی تان و حبیب الله[3] (۲۰۰۷) به استخراج ادوار تجاری برای چهار کشور آسیایی اندونزی، فیلیپین و تایلند برای دوره‌ی زمانی ۲۰۰۳:۴– ۱۹۷۸:۱ و مالزی برای دوره‌ی زمانی ۱۹۷۴:۱–۲۰۰۳:۴ با استفاده از روش مارکوف– سوئیچینگ پرداختند. نتایج این بررسی حاکی از آن است که فرضیه وجود یک رژیم برای هر چهار کشور رد می‌شود و برای تمامی آن‌ها استخراج دو رژیم امکان‌پذیر است و نتایج حاصل برای ادوار تجاری هر چهار کشور مناسب است.

ابراهیم و همکاران[4](۲۰۱۴) به بررسی «تأثیر شوک‌های نفتی بر رشد اقتصادی نیجریه» در دوره‌ی زمانی ۲۰۱۲–۱۹۸۱ و با استفاده از روش GMM[5] پرداختند. نتایج این بررسی حاکی از آن است که شوک‌های قیمتی نفت بسیار رشد اقتصادی را به تأخیر می‌اندازد. اثر مثبت و معنادار شوک قیمت نفت بر رشد اقتصادی تأیید می‌کند که افزایش قیمت نفت به سود کشورهای صادرکننده نفت مثل نیجریه است. بااین‌حال شوک نفتی اثر منفی هم دارد و آن از بین بردن اطمینان و تضعیف مدیریت مالی کارآمد بر درآمدهای نفت خام است.

فارزانا و همکاران[6] (۲۰۱۵) به بررسی «ادوار تجاری با رویکرد تابع تولید کشور پاکستان» در طول دوره‌ی ۲۰۰۸–۱۹۷۳ با استفاده از فیلتر هودریک– پرسکات (HP) پرداختند. نتایج این بررسی حاکی از آن است که در ده سال اخیر به جز سال ۲۰۰۸ تولید بالفعل پاکستان بیش از تولید بالقوه آن بوده و در این دوره بیکاری واقعی کمتر از بیکاری بالقوه بوده است.

---

1. Hamilton
2. Rodrigues
3. Hooi Tan and Habibullah
4. Alley, Ibrahim, et al.
5. General Methods of Moment
6. Farzana et al.

مدهیب[1] (۲۰۱۵) «رژیم سوئیچینگ ادوار تجاری تونس» را بررسی کرد. نتایج این بررسی حاکی از آن است که چرخه‌های تجاری تونس به سه رژیم با رشد اقتصادی مشخص، رژیم رکود، رژیم با رشد متوسط و رژیم با رشد بالا به‌دست می‌آیند. و مدل مارکوف- سوئیچینگ سه رژیمه در پیش‌بینی عملکرد نمونه‌ای نسبت به حالت مدل دو رژیمه بهتر است و یک مرحله جدید از چرخه‌های تجاری به منظور ارزیابی مناسب و پیش‌بینی نوسانات فعال اقتصادی در تولیدات صنعتی در تونس ایجاد می‌شود.

گالگاتی و همکاران[2] (۲۰۱۶) به بررسی «ویژگی‌های ادوار تجاری در کشورهای حوزه مدیترانه» پس از تعیین و شناسایی چرخه‌های تجاری با استفاده از فیلتر آماری هودریک- پرسکات (HP)، جزء روند از سری زمانی مورد نظر را استخراج کردند. نتایج حاکی از آن است که آن‌ها مدت زمان و طول یک دوره رکود را به صورت تعداد سال‌هایی که به طول می‌انجامد تا اقتصاد از نقطه حضیض خود به نقطه اوج دست یابد.

فدریک و منگیستاب[3] (۲۰۱۶) به بررسی «ادوار تجاری در کشور آفریقای جنوبی» در بازه‌ی زمانی ۲۰۱۵-۱۹۶۰ با استفاده از فیلتر هودریک - پرسکات و فیلتر کالمن پرداختند. نتایج این بررسی حاکی از آن است که نرخ رشد بالقوه به طور متوسط در طول دوره ۲/۳-۱/۹ درصد بوده است که کمترین رشد، مربوط به بخش‌های صنعت و معدن و بیشترین رشد مربوط به بخش خدمات بوده است.

صالحی سربیژن و همکاران (۱۳۹۲) به بررسی «نقاط رکود و رونق اقتصاد ایران با استفاده از مدل مارکف - سوئیچینگ» با استفاده از داده‌های فصلی در طی دوره‌ی زمانی ۱۳۸۷- ۱۳۶۷ پرداختند. نتایج این بررسی حاکی از آن است که اقتصاد ایران طی دوره مورد بررسی هفت فصل رکود، ۵۸ فصل رشد ملایم و ده فصل رشد بالا را تجربه کرده است. همچنین احتمال پایداری رژیم‌های رکودی، رشد ملایم و رشد بالا به ترتیب ۰/۳، ۹۲/. و ۰/۵ درصد برآورد شده است.

فلاحی و همکاران (۱۳۹۲) به بررسی «اثرات نامتقارن شوک‌های درآمد نفتی بر تولید در اقتصاد ایران» با استفاده از مدل مارکوف- سوئیچینگ طی دوره‌ی زمانی ۱۳۸۶:۴-۱۳۶۹:۱ پرداختند. نتایج حاکی از آن است که اثرات شوک‌های نفتی بر تولید طی دوره زمانی مورد مطالعه، تفکیک‌پذیر به دو رژیم بوده و ضرایب دو رژیم از لحاظ آماری معنی‌دار هستند. به عبارت دیگر، نشان دهنده نبود تقارن تأثیر شوک‌های منفی و شوک مثبت است.

1. Imed Medhioub
2. Marco Gallegati, Mauro Gallegati and Wolfgang Polasek
3. Feddereke and Mengisteab

غلامی (۱۳۹۳) به بررسی «موقعیت چرخه‌ی تجاری در ایران و تأثیرآن برکارایی برنامه‌های محرک مالی و سرمایه‌گذاری» طی دوره زمانی ۱۳۹۱-۱۳۳۸ با استفاده ازروش فیلترینگ هودریک ـ پرسکات (HP) پرداخت. نتایج این مطالعه حاکی ازآن است که کارایی برنامه‌های محرک مالی دولت به موقعیت چرخه‌ی تجاری وابسته است. به‌طوری‌که برنامه محرک مالی به صورت افزایش مخارج دولت و کاهش مالیات به ترتیب در رژیم پایین و بالا کاراتر هستند. بر این اساس بهترین برنامه محرک مالی دولت برای تحریک رشد اقتصادی در شرایط رکودی، افزایش مخارج دولت و در شرایط رونق کاهش مالیات است.

بهمنی و همکاران (۱۳۹۳) به «تحلیل مکتب چرخه‌های تجاری حقیقی درایران» با استفاده از آزمون هیسائو در بازه زمانی ۱۳۹۰-۱۳۵۷ و محاسبه شوک تکنولوژی از روش فیلتر هودریک-پرسکات (HP) پرداختند. نتایج این بررسی حاکی از آن است که نیاز کشورها برای برنامه‌ریزی مناسب سیاست‌های اقتصادی در مقابل و برخورد با ادوار تجاری است و اینکه درک سببی میان متغیرهای کلان اقتصادی و ادوار تجاری می‌تواند در سیاست گذاری‌ها مؤثر باشد.

جلایی اسفندآبادی و همکاران (۱۳۹۵) به بررسی «آثار عوامل مؤثر بر شکاف تولید در اقتصاد ایران» طی دوره زمانی ۱۳۹۳-۱۳۳۸ با استفاده از فیلتر هودریک- پرسکات (HP) و مدل مارکوف- سوئیچینگ پرداختند. نتایج این بررسی حاکی از آن است که چرخه‌های رکود نسبت به چرخه‌های رونق هر چند با شدت کم، از احتمالات بالاتر برخوردار بوده است و در دوره طولانی‌تر اتفاق افتاده‌اند و همچنین نتایج دیگر این بررسی حاکی از آن است که سه متغیر مصرف، سرمایه‌گذاری و مخارج دولت، همگی متغیرهایی همزمان و هم‌جهت با ادوار تجاری بوده و رابطه علیت هر سه متغیر با ادوار تجاری دو طرفه بوده است.

یکی از مسائلی که طی چند دهه گذشته اقتصاددانان در کشورهای توسعه‌یافته و در حال توسعه به آن توجه داشته‌اند بررسی اثرات شوک‌های نفتی بر ساختار اقتصاد کلان و به ویژه تولید و رشد اقتصادی است. برای مثال در مطالعه فلاحی و همکاران (۱۳۹۲) از الگوی کالوگنی و مانرا[1] (۲۰۰۹) به منظور بررسی اثرهای نامتقارن شوک‌های نفتی بر تولید استفاده شده است. بنابراین، این پژوهش از این منظر دارای نوآوری است که سعی دارد تا با وارد کردن متغیر قیمت نفت در تابع تولید کاب داگلاس تعمیم یابد و به بررسی اثر شوک‌های نفتی بر ادوار تجاری اقتصاد ایران بپردازد که سبب تمایز آن با مطالعات پیشین می‌باشد.

1. Cologni and Manera

۲- روش تحقیق و طراحی الگو

برای بررسی دوره‌های رکود و رونق ادوار تجاری و بررسی اثر شوک‌های قیمتی نفت بر ادوار تجاری از مدل مارکوف- سوئیچینگ استفاده خواهد شد. مدل‌های سوئیچینگ را کوانت[1] (۱۹۷۲)، گولدفلد و کوانت[2] (۱۹۷۳) ارائه کرده‌اند که به وسیله همیلتون[3] (۱۹۸۹) برای استخراج ادوار تجاری بسط داده شده است (اندرس و جانسو[4]،۲۰۰۴، ۳۰۷).

کلی‌ترین حالت مدل‌های تبدیل مارکوف در بررسی ارتباط بین دو متغیر که به مدل MSIAX(k)-ARX(p, q) معروف است، به صورت زیر می‌باشد:

$$y_t = c(s_t) + \sum_{i}^{p} a_i(s_t)\, y_{t-1} + \sum_{j}^{q} b_j(s_t)\, x_{t-j} + \varepsilon_{(s_t)} \qquad (۱)$$

y_t :متغیر وابسته، ε_t: جزء اخلال دارای توزیع مستقل با میانگین صفر و واریانس ثابت$\sigma(s_t)$ ، c: مقدار عرض از مبدأ مدل می‌باشد. s_t یک متغیر تصادفی گسسته و نهفته (مشاهده نشدنی) است که در طول زمان بر اثر تغییرات نهادی و ساختاری تغییر می‌کند و می‌تواند k حالت به خود بگیرد. همچنین فقط احتمال مربوط به هر حالت (رژیم) را می‌توان به دست آورد. به عبارت بهتر، نمی‌توان دقیقاً رژیم رخ داده در زمان t را تعیین نمود؛ ولی می‌توان گفت احتمال اینکه در رژیم s_t باشد، چقدر است. تعیین وضعیت s_t به‌وسیله‌ی توابع احتمالی انتقالی یک فرایند محدود k وضعیتی مارکوف با گسستگی زمانی صورت می‌گیرد. برای سادگی فرض می‌شود زنجیره‌ی مارکوف از نوع مرتبه‌ی اول است. با پیگیری این زنجیره، فرایند ایجاد داده[5] درمورد متغیر رژیم تکمیل می‌شود. زنجیره‌ی مارکوف به صورت رابطه زیر بیان می‌شود:

$$s_t \in \{1,2,...,k\}, p\left(s_t = j / s_{t-1} = i, \xi_{t-1}\right)$$
$$= p\left(s_t = j / s_{t-1} = i\right) = p_{ij}, \sum_{j=1}^{k} p_{ij} = 1 \qquad (۲)$$

با کنار هم قرار دادن این احتمالات در یک ماتریس $k \times k$ ، ماتریس احتمال انتقالات p به دست می‌آید که هر عنصر آن p_{ij} احتمال انتقال از وضعیت i به وضعیت j را نشان می‌دهد.

1. Quandt
2. Goldfeld & Quandt
3. Hamilton
4. Enders & Junsoo (2004)
5. Data Generating Process (DGP)

$$\sum_{J=1}^{N} p_{ij}, p_{ij} \leq 1 \leq 0 \qquad (۳)$$

$$P = \begin{bmatrix} p_{11} & p_{21} & \text{K} & p_{N1} \\ \text{M} & \text{O} & & \text{M} \\ p_{1N} & p_{2N} & \text{K} & p_{NN} \end{bmatrix}$$

برای تخمین مدل‌های تبدیل مارکوف از تابع احتمال مشترک بین وقوع y_t و s_t ها استفاده می‌گردد. به‌طوری‌که بر اساس خاصیت توابع حداکثر درست نمایی ML به منظور حداکثر کردن احتمال رخداد نمونه‌ی مورد بررسی در جامعه‌ی آماری، احتمال وقوع مشترک کمیت‌های تصادفی در نمونه حداکثر می‌شود. پس با توجه به این امر برای برآورد تمامی کمیت‌های تصادفی مدل‌های تبدیل مارکوف استفاده می‌گردد (چونگ[1]، ۲۰۰۲، ۳۶۰).

در واقع مزیت روش مارکوف–سوئیچینگ در انعطاف‌پذیری آن است، بدین صورت که در این روش امکان وجود یک تغییر دائمی یا چندین تغییر موقت وجود داشته، این تغییرات می‌توانند به دفعات و برای مدت کوتاهی اتفاق بیفتند. قابلیت‌های مارکوف–سوئیچینگ در تبیین رفتار متغیرهای اقتصادی–که بیشتر تغییر وضعیت (رژیم) می‌دهند– سبب استفاده روزافزون این مدل‌ها در اقتصاد شده است (فلاحی و همکاران، ۱۳۹۲، ۱۱۵) و متفاوت از مدل‌های مبتنی بر شکست ساختاری و متغیرهای مجازی است.

در واقع، مدل انتقال مارکوف می‌تواند با توجه به اینکه کدام قسمت مدل خودرگرسیون وابسته به رژیم باشد و زیر تأثیر آن انتقال یابد، به انواع گوناگونی طبقه‌بندی شود. جدول (۱) حالت‌های گوناگون مدل‌های MS را با استفاده از این علایم نشان می‌دهد.

جدول (۱): حالت‌های گوناگون مدل مارکوف- سوئیچینگ

مدل	معادله	توزیع جملات اخلال	جزء وابسته به رژیم
MSM-AR	$\Delta y_t - v(s_t) = \sum_{i=1}^{k} \alpha_i \left(\Delta y_{t-i} - v(s_{t-i})\right) + \varepsilon_t$	$\varepsilon_t \backsim IID(0, \sigma^2)$	میانگین
MSI-AR	$\Delta y_t = c(s_t) + \sum_{i=1}^{k} \alpha_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t$	$\varepsilon_t \backsim IID(0, \sigma^2)$	عرض از مبدأ
MSH-AR	$\Delta y_t = c + \sum_{i=1}^{k} \alpha_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t$	$\varepsilon_t \backsim IID(0, \sigma^2)$	واریانس جملات خطا
MSA-AR	$\Delta y_t = c + \sum_{i=1}^{k} \alpha_i (s_t) \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t$	$\varepsilon_t \backsim IID(0, \sigma^2)$	ضرایب جملات خود توضیح

مأخذ: کریستی و همکاران[2]، ۲۰۱۲

1. Chung (2002)
2. Cristi & Mihai & Cristian

با در نظرگرفتن پژوهش‌های گوناگونی که در زمینه درج متغیر قیمت نفت در توابع تولید انجام شده است، الگوی پیشنهادی این مطالعه به صورت تابع تولید کاب داگلاس تعمیم یافته، تنظیم گردیده است. پس در این زمینه سعی شده است تا با به‌کارگیری این تابع، نحوه‌ی اثرگذاری شوک‌های قیمتی نفت بر ادوار تجاری در اقتصاد ایران را بسنجد که برای این منظور ادوار تجاری با استفاده از فیلتر هودریک- پرسکات (HP) جزء روند از سری زمانی مورد نظر استخراج شده است.

بنابراین الگوی مورد نظر به صورت زیر است:

$$Y = A K_t^{\alpha} L_t^{\beta} POIL_t^{\gamma} \qquad (۴)$$

Y: ادوار تجاری، K: تشکیل سرمایه ثابت ناخالص، L: عامل نیروی‌کار، POIL: قیمت نفت، A: فنّاوری، α: سهم سرمایه ثابت ناخالص از تولید، β: سهم عامل نیروی کار از تولید، γ: سهم قیمت نفت از تولید و t: روند زمانی است.

با استفاده از لگاریتم طبیعی از دو طرف معادله تابع تولید کاب داگلاس خطی بهدست می‌آید:

$$\ln Y_t = \ln A + \alpha \ln K_t + \beta \ln L_t + \gamma \ln POIL_t \qquad (۵)$$

برای این منظور از داده‌های فصلی طی دوره‌ی زمانی ۱۹۸۸:۲-۲۰۱۴:۴ و نرم‌افزار Eviews 9 و OX-Metrics 7 استفاده شده است.

۳- برآورد مدل

ازآنجایی‌که داده‌های مورد استفاده در این پژوهش فصلی هستند، بایستی متغیرها از نظر وجود ریشه واحد با تناوب فصلی و نیم‌سالانه نیز آزمون شوند. در این راستا از آزمون ریشه واحد هگی استفاده شده است که نتایج این آزمون در جدول (۲) نشان می‌دهد تمامی متغیرها بدون هرگونه ریشه واحد با تناوب فصلی و نیم‌سالانه هستند.

جدول (۲): نتایج آزمون ریشه واحد با تناوب فصلی و نیم‌سالانه متغیرها به روش (Hegy)

متغیر	فرضیه صفر	آماره محاسباتی	سطح احتمال
Y	وجود ریشه واحد با تناوب نیم‌سالانه	-۴/۷۰۴۵۹۳	۰/۰۰۵۶
	وجود ریشه واحد با تناوب فصلی	۴۲/۹۱۶۱۱	۰/۰۰۰
K	وجود ریشه واحد با تناوب نیم‌سالانه	-۵/۱۰۴۶۸۹	۰/۰۰۶
	وجود ریشه واحد با تناوب فصلی	۱۶/۸۳۱۰۲	۰/۰۰۰
L	وجود ریشه واحد با تناوب نیم‌سالانه	-۴/۱۵۴۱۱۸	۰/۰۰۵۴
	وجود ریشه واحد با تناوب فصلی	۲۰/۹۸۸۳۰	۰/۰۰۰
POIL	وجود ریشه واحد با تناوب نیم‌سالانه	-۶/۹۶۶۲۱۶	۰/۰۰۶
	وجود ریشه واحد با تناوب فصلی	۲۲/۵۲۹۴۵	۰/۰۰۰

منبع: محاسبات تحقیق

مدل مارکوف- سوئیچینگ در صورتی‌که الگوی داده‌های مورد بررسی غیرخطی باشد، مدل مناسبی است.

جدول(۳): نتایج آزمون LR

$\chi^2(2)$	درجه آزادی	Prob
۵۶/۹	۱۶	۰/۰۰۰۰

منبع: محاسبات تحقیق

همان‌طور که در جدول (۳) نیز ارائه شده است، نتایج به دست آمده از تخمین مدل MSIAH(2)-AR(4) به منظور استخراج اثر شوک‌های قیمتی نفت بر ادوار تجاری حاکی از آن است که ادوار تجاری به دو رژیم تفکیک پذیرند که این ضرایب از لحاظ آماری معنی‌دار هستند، به‌طوری‌که یک رژیم به‌عنوان رژیم رونق و رژیم دیگر به‌عنوان رژیم رکود در نظر گرفته می‌شود.

جدول (۴): نتایج تخمین مدل MSIAH(2)-AR(4)

متغیر	رژیم ۰		رژیم ۱	
	ضریب	آماره t	ضریب	آماره t
Constant	-۰/۰۱۲۲۰۴۳	-۲/۶۷**	۰/۰۲۱۹۲۷۹	۱۰/۵**
dLnK_1	۰/۲۱۷۷۵۰	۴/۰۲**	-۰/۳۱۸۱۴۸	-۱۴/۳**
dLnK_2	۰/۱۰۵۳۶۹	۱/۷۵	-۰/۰۶۵۷۴۱۶	-۳/۰۲**
dLnK_3	۰/۰۸۷۸۸۰۵	۱/۴۰	۰/۲۱۰۵۶۸	۷/۴۰**
dLnK_4	۰/۱۲۸۴۸۰	۲/۴۸**	۰/۰۱۲۲۵۵۰	۰/۴۲۹
dLnL_1	-۰/۲۷۱۹۵۴	-۱/۰۱	۰/۴۴۲۴۸۷	۳/۰۴**
dLnL_2	-۰/۱۳۰۰۰۲	-۰/۴۸۷	-۰/۲۲۸۰۱۹	-۱/۸۴
dLnL_3	-۰/۱۴۶۴۵۷	-۰/۵۴۱	-۰/۱۶۱۵۲۲	-۱/۲۶
dLnL_4	۰/۸۹۵۳۵۶	۳/۴۱**	۰/۰۹۶۴۶۵۹	۰/۶۲۴
dLnPOIL_1	-۰/۰۲۴۵۷۶۴	-۰/۶۳۲	۰/۱۲۴۴۰۳	۶/۸۴**
dLnPOIL_2	-۰/۰۱۶۷۶۱۹	-۰/۴۹۸	-۰/۰۸۲۶۴۲۳	-۲/۹۶**
dLnPOIL_3	-۰/۰۶۸۵۴۴۳	-۲/۱۳**	۰/۰۷۲۸۰۵۹	۳/۷۵**
dLnPOIL_4	۰/۰۲۴۲۱۷۲	۰/۷۰۶	۰/۰۵۴۲۴۸۳	۳/۴۴**
Sigma	۰/۰۲۵۴۹۲۸	۹/۲۵**	۰/۰۰۹۴۱۹۳۹	۷/۷۲**
Log-likelihood	۲۲۵/۸۰۴۶۲۸			
	ضریب	انحراف معیار	آماره t	
dLn(K)	-۰/۵۲۳۹۵۲	۰/۱۲۵۷	-۴/۱۷	
dLn(L)	۰/۲۱۷۳۱۷	۰/۰۳۰۵۴	۷/۱۲	
dLn(POIL)	۰/۰۰۹۹۶۲۰۳	۰/۰۲۱۱۸	۰/۴۷۰	

منبع: محاسبات تحقیق، **سطح معناداری ۵٪ است.

همان‌طور که در جدول (۴) نیز ارائه شده است، نتایج به دست آمده از تخمین نشان دهنده رژیم صفر با عرض از مبدأ منفی ۰/۰۱۲۲۰۴۳– است کـه دوره رکـود در نظرگرفتـه می‌شـود و رژیم دیگر با عرض از مبدأ مثبت ۰/۰۲۱۹۲۷۹ است که دوره رونق را نشان می‌دهد. ازآنجایی‌که واریانس جزء اخلال تابعی از متغیر وضعیت (رژیم) است، پس واریانس اجزای اخلال مربـوط بـه دو رژیم صفر (رکود) و رژیم یک (رونق) ادوار تجاری اقتصادی متفاوت بوده و در رژیم صـفر یـا همان دوران رکود برابر با ۰/۰۲۵۴۹۲۸ می‌باشد و در رژیم یک یـا همـان دوران رونـق برابـر بـا ۰/۰۰۹۴۱۹۳۹ است که این اعداد گویای این امرندکه رشد یا تغییرات لگـاریتم متغیرهـا در دوره رکود نسبت به دوره رونق در اقتصاد ایران در بازه زمانی مورد مطالعه بیشترهستند. بـا توجـه بـه دیگر اطلاعات مندرج در جدول (۴) تغییرات لگاریتم تشکیل سرمایه ثابت ناخالص دارای ضریب ۰/۵۲۳۹۵۲– است که بیانگر اثر منفی این متغیر بر ادوار تجاری در اقتصاد ایران است کـه ایـن امر چندان هم دور از انتظار نیست؛ چراکه در ایران به دلیل نبود شرایطی همانند نااطمینانی‌هـای اقتصادی، بی‌ثباتی نرخ ارز، پـایین بـودن نـرخ سـودآوری و سـرمایه‌گذاری و نبـود اطمینـان از سودآوری و وجود شرایط مناسب برای خروج سرمایه از کشور، نبود برنامه‌ریزی مشـخص بـرای جذب سرمایه‌گذاری‌های بخش خصوصی و خارجی، باعث ایجاد رکودهایی در اقتصاد شده است و دولت با استفاده از درآمدهای حاصل از فروش و صادرات نفت اقدام به جبران خلأهـای ایجـاد شده می‌کند که این امر نه‌تنها موجب رونق اقتصادی نخواهد شد، بلکه باعث ایجاد تضـعیف آن نیز خواهد گردید. همچنین تغییرات لگاریتم متغیر نیروی‌کار بـا ضـریب ۰/۲۱۷۳۱۷ بیـانگر اثـر مثبت نیروی‌کار بر ادوار تجاری در اقتصاد ایران است که در واقع اهمیت مسـئله، توجـه هرچـه بیشتر به موضوع اشتغال در اقتصاد کشور را بیان می‌کند زیرا افـزایش اشـتغال موجـب افـزایش تولید و رونق در اقتصاد می‌گردد. متغیر قیمت نفت نیز با ضریب ۰/۰۰۹۹۶۲۰۳ بیانگر اثر مثبـت قیمت نفت بر ادوار تجاری در اقتصاد ایران است چراکه اقتصاد ایران، اقتصادی تـک محصـولی است و با توجه به این امر، تغییر و نوسانات قیمت نفـت موجـب تغییـر درآمـد نفـت می‌گـردد و درآمدهای نفتی به عنوان منبع اصـلی تـأمین ارز بـرای نیازهـای مصـرفی و سـرمایه‌ای بخـش خصوصی و دولتی، محور اصلی اقتصاد ایران را تشکیل می‌دهد. همچنین بالا بودن ضریب متغیر نیروی‌کار نسبت به متغیر سرمایه و قیمت نفت گویای اهمیت بیشتر این متغیر در دوره‌ی زمـانی مورد نظر در اقتصاد ایران است و ضرورت توجه بیشتر مسئولان اقتصـادی بـه سـرمایه‌گذاری و برنامه‌ریزی در این متغیر اقتصادی را می‌طلبد.

جدول (۵): احتمال انتقال از یک رژیم به رژیم دیگر

نوع رژیم	تعداد مشاهدات در هر رژیم	احتمال قرارگرفتن در رژیم صفر	احتمال قرار گرفتن در رژیم یک
رژیم صفر	۵۲	۰/۵۹۴۵۱	۰/۵۷۹۶۹
رژیم یک	۵۰	۰/۴۰۵۴۹	۰/۴۲۰۳۱

منبع: محاسبات تحقیق

همان‌طور که در جدول (۵) نیز ارائه شده است، احتمالات شرطی دو رژیم محاسبه شده است و نتایج مندرج در این جدول احتمال انتقال هر رژیم به رژیم دیگر را نشان می‌دهد. بر اساس نتایج به دست آمده، می‌توان گفت رژیم صفر پایدارتر از رژیم یک است، چراکه احتمال انتقال از این رژیم به خود این رژیم به نسبت بالاتر از احتمال انتقال رژیم یک به خود رژیم یک است و حدود ۰/۵۹۴۵۱ درصد است و اگر اقتصاد به این رژیم وارد گردد به طور متوسط ۲/۰۸ دوره در این رژیم باقی خواهند ماند. به عبارت دیگر، اگر در دوره t-1 اقتصاد در رژیم صفر باشد با احتمال ۰/۵۹۴۵۱ درصد در دوره t نیز در این دوره خواهد بود. نتایج حاصل از این جدول مطابق نظریات اقتصادی نیست، چراکه بر اساس نظریات اقتصادی، عمر دوره‌های رکود کمتر از دوره‌های رونق است. درحالی‌که نتایج به دست آمده نشان می‌دهند که در اقتصاد ایران دوران رونق به طور میانگین دو دوره و دوران رکود به طور متوسط ۲/۰۸ دوره به طول می‌انجامد که تقریبا می‌توان طول دوره‌ها را یکسان در نظر گرفت.

جدول (۶): آزمون‌های نیکویی برازش

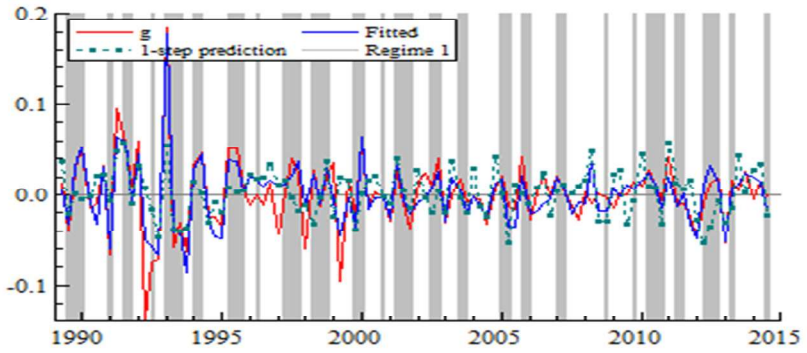
نوع آزمون	آماره آزمون	مقدار آماره آزمون	ارزش احتمال
آزمون خود همبستگی Ljung-Box Portmanteau Test	$\chi^2(2)$	۳/۲۴۶	۰/۱۹۵
آزمون ناهمسانی واریانس ARCH Test	F(1,67)	۰/۸۷۷۷۳	۰/۳۵۲۲
آزمون نرمال بودن Jarque–Bera Test	$\chi^2(12)$	۶/۹۴۰۴	۰/۸۶۱۵

منبع: محاسبات تحقیق

همان‌طور که در بخش معرفی مدل نیز بدان اشاره شد، جملات اخلال مدل مارکوف-سوئیچینگ باید نرمال و عاری از خودهمبستگی و ناهمسانی واریانس باشند. در جدول (۶) نتایج حاصل از آزمون‌های مربوط به ویژگی‌های ذکر شده آورده شده است. نتایج آزمون خودهمبستگی برای دو وقفه نشان می‌دهد که در سطح معناداری یک درصد نمی‌توان وجود نبود خودهمبستگی را رد نمود بنابراین می‌توان این‌چنین استنباط نمود که جملات اخلال عاری از

خودهمبستگی هستند. نتایج آزمون ناهمسانی واریانس نیز نشان می‌دهد کـه واریـانس جمـلات اخلال همسان‌اند و آزمون نرمال بودن نیز نشان می‌دهد که توزیع جملات اخلال مدل تخمـین زده شده، نرمال است.

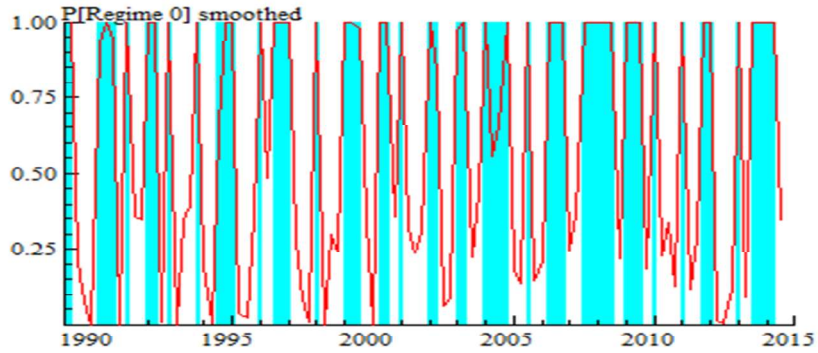
نمودار (۳): وضعیت قرار گرفتن هر فصل در دو رژیم استخراج شده از مدل MSIAH(2)-AR(4)



منبع: محاسبات تحقیق

شکل (۳) وضعیت قرار گرفتن هر یک از سال‌های مورد مطالعه در هریک از دو رژیم صفر و یک را نشان می‌دهد. همان‌طور که نمودار نیز نشان می‌دهد مجموع احتمـالات رژیـم صـفر و یک یا به‌عبارت‌دیگر دوران رونق و رکود اقتصـادی در هـر سـال برابـر یـک اسـت. ناحیـه‌های خاکستری در نمودار نشان‌دهنده‌ی طبقه‌بندی سال‌ها بین دو رژیم هستند و خطـوط آبـی رنـگ برآورد مدل خطوط قرمز رنگ روند رشد اقتصادی در بازه‌ی زمانی مورد مطالعه در اقتصاد ایـران نشان می‌دهند. آنچه مشخص است گویای برآورد خوب مدل است.

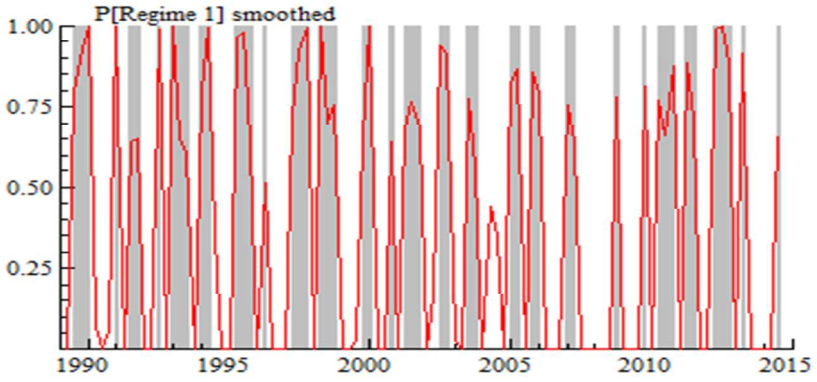
نمودار (۴): وضعیت رژیم رکود در مدل MSIAH(2)-AR(4)



منبع: محاسبات تحقیق

نمودار (۴) وضعیت قرار گرفتن هر یک از سال‌های مورد مطالعه در رژیم صفر یا همان دوران رونق را در اقتصاد ایران نشان می‌دهد.

نمودار (۴): وضعیت رژیم رونق در مدل MSIAH(2)-AR(4)



منبع: محاسبات تحقیق

نمودار (۵) وضعیت قرار گرفتن هر یک از سال‌های مورد مطالعه در هر رژیم یک یا همان دوران رونق در اقتصاد ایران را نشان می‌دهد.

جدول (۷): دو رژیم رونق و رکود به تفکیک فصول

رژیم رونق		رژیم رکود	
۱۹۹۱(۱)-۱۹۹۱(۱)	۱۹۸۹(۳)-۱۹۹۰(۱)	۱۹۹۰(۲)-۱۹۹۰(۴)	۱۹۸۹(۲)-۱۹۸۹(۲)
۱۹۹۲(۳)-۱۹۹۲(۳)	۱۹۹۱(۳)-۱۹۹۱(۴)	۱۹۹۲(۱)-۱۹۹۲(۲)	۱۹۹۱(۲)-۱۹۹۱(۲)
۱۹۹۴(۱)-۱۹۹۴(۲)	۱۹۹۳(۱)-۱۹۹۳(۳)	۱۹۹۳(۴)-۱۹۹۳(۴)	۱۹۹۲(۴)-۱۹۹۲(۴)
۱۹۹۶(۲)-۱۹۹۶(۲)	۱۹۹۵(۲)-۱۹۹۵(۴)	۱۹۹۶(۱)-۱۹۹۶(۱)	۱۹۹۴(۳)-۱۹۹۵(۱)
۱۹۹۸(۲)-۱۹۹۸(۴)	۱۹۹۷(۲)-۱۹۹۷(۴)	۱۹۹۸(۱)-۱۹۹۸(۱)	۱۹۹۶(۳)-۱۹۹۷(۱)
۲۰۰۰(۴)-۲۰۰۰(۴)	۱۹۹۹(۴)-۲۰۰۰(۱)	۲۰۰۰(۲)-۲۰۰۰(۳)	۱۹۹۹(۱)-۱۹۹۹(۳)
۲۰۰۲(۳)-۲۰۰۲(۴)	۲۰۰۱(۲)-۲۰۰۱(۴)	۲۰۰۲(۱)-۲۰۰۲(۲)	۲۰۰۱(۱)-۲۰۰۱(۱)
۲۰۰۵(۱)-۲۰۰۵(۲)	۲۰۰۳(۳)-۲۰۰۳(۴)	۲۰۰۴(۱)-۲۰۰۴(۴)	۲۰۰۳(۱)-۲۰۰۳(۲)
۲۰۰۷(۱)-۲۰۰۷(۲)	۲۰۰۵(۴)-۲۰۰۶(۱)	۲۰۰۶(۲)-۲۰۰۶(۴)	۲۰۰۵(۳)-۲۰۰۵(۳)
۲۰۰۹(۴)-۲۰۰۹(۴)	۲۰۰۸(۴)-۲۰۰۸(۴)	۲۰۰۹(۱)-۲۰۰۹(۳)	۲۰۰۷(۳)-۲۰۰۸(۳)
۲۰۱۱(۲)-۲۰۱۱(۳)	۲۰۱۰(۲)-۲۰۱۰(۴)	۲۰۱۱(۱)-۲۰۱۱(۱)	۲۰۱۰(۱)-۲۰۱۰(۱)
۲۰۱۳(۲)-۲۰۱۳(۲)	۲۰۱۲(۲)-۲۰۱۲(۴)	۲۰۱۳(۱)-۲۰۱۳(۱)	۲۰۱۱(۴)-۲۰۱۲(۱)
	۲۰۱۴(۳)-۲۰۱۴(۳)		۲۰۱۳(۳)-۲۰۱۴(۲)

منبع: محاسبات تحقیق

جدول (۷) فصول سال‌های قرار گرفتن در هریک از رژیم‌های رکود و رونق یا به عبارتی‌دیگر ادوار تجاری اقتصاد ایران را در فصول گوناگون سال‌های مورد بررسی نشان می‌دهد. نتایج نشان می‌دهد که به طور متوسط ۵۰/۹۸ درصد مشاهدات در رژیم صفر یا به عبارتی دوره رکود و به طورمتوسط ۴۹/۰۲ درصد مشاهدات در رژیم یک یا دوره رونق قرار گرفته‌اند.

۴- نتیجه‌گیری

هدف از انجام این مطالعه بررسی اثر شوک‌های قیمتی نفت بر ادوار تجاری اقتصاد ایران طی دوره‌ی زمانی (۴)۲۰۱۴-(۲)۱۹۸۸ است. پس از مقایسه با آمارهای ارائه شده توسط معیارهای آکائیک (AIC)، شوارتز (SC) و حنان کوئین (HA) و اطمینان از درستی محاسبات و انجام آزمون LR برای اطمینان از وجود رابطه غیرخطی، با استفاده از روش مارکوف-سوئیچینگ اثر شوک‌های قیمتی نفت بر ادوار تجاری اقتصاد ایران در دوره‌ی زمانی یادشده مطالعه شد. در شرایط رکود و رونق، اقتصاد رفتار متفاوتی نشان می‌دهد که یکی از مشخصه‌های بارز نظریه ادوار تجاری است. ازاین‌رو مدل‌های غیرخطی برای استخراج ادوار تجاری در مطالعات اخیر به صورت گسترده استفاده شده است. با توجه به رد فرضیه خطی بودن ادوار تجاری، از مدل MSIAH(2)-AR(4) که در این مدل عرض از مبدأ و واریانس‌ها متغیر و تابعی از رژیم اند، استفاده شده است. نتایج نشان می‌دهد که اقتصاد ایران در بازه زمانی مورد نظر ۵۲ فصل رکودی و پنجاه فصل رونق را پشت سر گذاشته که به طور متوسط می‌توان گفت که طول دوره و رونق برابر بوده‌اند. متوسط دوره‌های رونق در اقتصاد ایران طی این سال‌های مورد بررسی تقریباً برابر متوسط دوره‌های رکود بوده است. یافته‌های دیگر حاکی از آن است که نوسانات سرمایه، اثر منفی در زمان رونق (رژیم یک) و اثر مثبت در زمان رکود (رژیم صفر) بر ادوار تجاری داشته است و نوسانات نیروی‌کار و قیمت نفت اثر مثبت در زمان رونق و اثر منفی در زمان رکود بر ادوار تجاری داشته است و پایداری دو رژیم تقریباً مساوی و نزدیک به هم است.

در واقع، نتایج گویای آن است که قیمت نفت در ایجاد دوره‌های رکود ورونق اقتصادی ایران نقش بسزایی ایفا نموده است. این امر گویای وابستگی اقتصاد کشور به نفت می‌باشد. همچنین زمانی که قیمت نفت بالا رفته، اقتصاد در وضعیت رونق و در فصولی که قیمت نفت کاهش پیدا کرده اقتصاد در وضعیت رکود اقتصادی قرار داشته است.

منابع

الف- فارسی

۱. ابراهیمی، سجاد؛ «**اثر شوک‌های قیمت نفت و نوسانات نرخ ارز و نااطمینانی حاصل از آن‌ها بر رشد اقتصادی کشورهای منتخب نفتی**»، فصل‌نامه پژوهش‌نامه بازرگانی، تابستان ۱۳۹۰، شماره ۵۹، ص ۱۰۵-۸۳.

۲. اسدی، علی، اسماعیلی، سید میثم؛ «**تأثیر شاخص توسعه انسانی بر رشد اقتصادی ایران در قالب مدل مارکوف- سوئیچینگ، پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی**»،۱۳۹۲، سال سوم، شماره ۱۲، ص ۱۰۴-۸۹.

۳. بهمنی، مجتبی؛ صالحی، نورالله؛ جوادی‌نیا، مینا؛ شافعی، سیما؛ «**تحلیل مکتب چرخه‌های تجاری حقیقی در ایران با استفاده از آزمون هیسائو**»، فصل‌نامه تحقیقات توسعه اقتصادی، ۱۳۹۳، شماره ۱۴، ص ۱۸-۱.

۴. جلایی اسفندآبادی، سیدعبدالمجید؛ انصاری نسب، مسلم؛ «**بررسی ادوار تجاری حقیقی در اقتصاد ایران با تأکید بر عوامل مؤثر بر شکاف تولید**»، فصل‌نامه اقتصاد مقداری (بررسی‌های اقتصادی سابق)، ۱۳۹۵، سال سوم، شماره ۱۳، ص ۱۰۹-۸۵.

۵. زینیوند، شایان؛ کاظمی، عبدالله؛ جرجرزاده، ابوطالب؛ غبیشاوی، علیرضا؛ عبدالخالق و مائده غرافی؛ «**تحلیل اثر تکانه‌های نرخ ارز، سرمایه‌گذاری خارجی و درآمدهای نفتی بر تولید ناخالص داخلی در کشورهای عضو اوپک با رهیافت خودرگرسیون برداری پنل**»، فصل‌نامه اقتصاد مقداری، ۱۳۹۴، شماره ۳، ص ۵۹-۲۷.

۶. شریفی رنانی، حسین؛ آخوندی، نادر؛ هنرور، نغمه؛ توکل‌نیا، محمدرضا؛ «**تحلیل تصحیح خطای برداری ساختاری (SVEC) از تأثیرات شوک‌های نفتی بر شاخص‌های کلان اقتصادی در ایران**»، فصل‌نامه تحقیقات مدل سازی اقتصادی، ۱۳۹۲، ص۱۰۱-۷۵.

۷. صالحی سربیژن، مرتضی؛ رئیسی اردلی، غلامعلی؛ شتاب بوشهری، نادر؛ «**نقاط رکود و رونق اقتصاد ایران با استفاده از مدل مارکوف-سوئیچینگ**»، فصل‌نامه مدل سازی اقتصادی،۱۳۹۲، سال هفتم، شماره ۳، ص۸۳-۶۷.

۸. صالحی سربیژن، مرتضی؛رئیسی اردلی، غلامعلی؛ شتاب بوشهری، نادر؛ «**بررسی اثرات نامتقارن شوک‌های قیمت نفت بر تولید ناخالص داخلی ایران با استفاده از مدل مارکوف-سوئیچینگ**»، کنفرانس بین‌المللی مهندسی صنایع، ۱۳۹۲، شماره ۹، ص ۷-۱.

۹. صمدی، سعید؛ جلایی، سید عبدالمجید؛ «**تحلیل ادوار تجاری در ایران**»، مجله تحقیقات اقتصادی، ۱۳۸۳، شماره ۶۶، ص ۱۵۳-۱۳۹.

۱۰. طیب نیا، علی؛ قاسمی، فاطمه؛ «**نقش تکانه‌های نفتی درچرخه‌های تجاری اقتصاد ایران**»، پژوهش‌نامه اقتصادی، ۱۳۸۹، ص ۸۰-۴۹.

۱۱. عباسیان، عزت اله؛ مفتخری، علی؛ نادمی، یونس؛ «**اثرات غیرخطی درآمدهای نفتی بر رفاه اجتماعی در ایران**»، رفاه اجتماعی، ۱۳۹۶، سال هفدهم، شماره ۶۴، ص ۷۲-۳۹.

۱۲. غفاری، فرهاد؛ مظفری، سحر؛ «**اثرات نامتقارن شوک‌های نفتی بر رشد اقتصادی در ایران**»، فصل‌نامه اقتصاد کاربردی، ۱۳۹۰، سال اول، شماره ۳، ص ۶۹-۵۰.

۱۳. غلامی، الهام؛ هژبرکیانی، کامبیز؛ «**بررسی موقعیت چرخه‌ی تجاری در ایران و تأثیر آن برکارایی برنامه‌های محرک مالی و سرمایه‌گذاری**»، فصل‌نامه علمی پژوهشی دانش سرمایه‌گذاری، ۱۳۹۳، سال دوازدهم، شماره ۳، ص ۸۶-۵۹.

۱۴. غلامی، ذبیح‌الله؛ فرزین‌وش، اسدالله؛ احسانی، محمدعلی؛ «**عدم تقارن چرخه‌های تجاری و سیاست پولی در ایران: بررسی بیشتر با استفاده از مدل‌های MRSTAR**»، فصل‌نامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی، ۱۳۹۲، سال بیست ویکم، شماره ۶۸، ص ۲۸-۵.

۱۵. فلاحی، فیروز؛ پورعبادالهان کویچ، محسن؛ بهبودی، داوود؛ محسنی زنوزی، فخری سادات؛ «**بررسی اثرات نامتقارن شوک‌های درآمد نفتی بر تولید در اقتصاد ایران با استفاده از مدل مارکوف- سوئیچینگ**»، فصل‌نامه اقتصاد انرژی ایران،۱۳۹۲، سال دوم، شماره ۷، ص ۱۲۷-۱۰۳.

۱۶. فلاحی، فیروز؛ هاشمی دیزج، عبدالرحیم؛ «**علیت بین GDP و مصرف انرژی در ایران با استفاده از مدل‌های مارکوف-سوئیچینگ**»، فصل‌نامه مطالعات اقتصاد انرژی، ۱۳۸۹، سال هفتم، شماره ۲۶، ص ۱۵۲-۱۳۱.

۱۷. گل‌خندان، ابوالقاسم؛ «**چرخه‌های تجاری اقتصاد ایران طی دوره ی ۱۳۸۹-۱۳۶۸**»، فصل‌نامه تحقیقات توسعه اقتصادی،۱۳۹۴، سال هفدهم، ص ۱۰۴-۸۳.

۱۸. مهرگان، نادر؛ دانش‌خواه، علیرضا؛ چترآبگون، امید احمدی،روح‌الله؛ «**بررسی پدیده‌ی بیماری هلندی و اثر شوک‌های نفتی در متغیرهای کلان اقتصادی ایران با استفاده از توابع مفصل دمی**»، مجله تحقیقات اقتصادی، ۱۳۹۳، سال دوم، ص۴۲۸-۴۱۱.

۱۹. نادمی، یونس؛ صداقت کالمرزی، هانیه؛ «**بررسی اثر شوک‌های قیمتی نفت و تحریم‌های اقتصادی بر رژیم‌های بیکاری در ایران با استفاده از رهیافت مارکوف-سوئیچینگ**»، *پژوهش‌نامه اقتصاد انرژی ایران*، ۱۳۹۷، سال هفتم، شماره ۲۶، ص ۱۵۶-۱۳۱.

۲۰. هادیان، ابراهیم؛ هاشم‌پور، محمدرضا؛ «**شناسایی چرخه‌های تجاری در اقتصاد ایران**»، فصل‌نامه پژوهش‌های اقتصادی ایران، ۱۳۸۲، شماره ۱۵، تابستان ۱۳۸۲، ص ۱۲۰-۹۳.

ب- لاتین

21. Burns, A.F and Mitchell, W. (1946). **"Measuring Business Cycles"**, New York: NBER.
22. Chatterjee. S (2000). **"From Cycles to Shocks: Progress in Business CycleTheory"**, Business Review.
23. Chun, L.T. (2004), **"The Role of Higher Education in Economic Development: an Empirical Study of Taiwan Case"**, Journal of Asian Economics, 15, pp.355-371.
24. Enders, W. & C. W. J. Granger. (2004), **"Unit Root Tests and Asymmetric Adjustment with an Example Using the Term Structure of Interest Rates"**, *Journal of Business and Economic Statistics*, Vol. 16, PP. 304–311.
25. Fallahi, F., & Rodriguez,G. (2007). **"Using Markov-Switching Models to Identify the Link between Unemployment and Criminality"**, Working Paper #0701E, University of Ottawa.
26. Farzana, S., A. Haider, S. Jabeen & M. Husnain. (2015). **"Estimating Potential Output for Pakistan: A Production Function Approach"**, British Journal of Economics, Management & Trade, 9(4): 1-13.
27. Fedderke, J.W. & D. Mengisteab. (2016). **"Estimating South Africa's Output Gap And Potential Growth Rate"**, Economic Research Southern Africa, 122: 2-42.
28. Hooi Tan, S.a., & Habibullah, M. (2007). **"Business cycles and monetary policy asymmetry: An investigation using Markov-switching models"**.
29. Ibrahim. T. & Ahmet. S. & Erk. H. (2014). **"A comparative analysis of the dynamic relationship between oil prices and exchange rates"**,Int. Fin. Markets, Inst. and Money 32: 397–414.
30. Medhioub. I. (2015). **"A Markov Switching Three Regime Model of Tunisian Business Cycle"**, American Journal of Economics, 5(3): 394-403.
31. Sulliran, A. & S, Sheffrin. (2006). **"Economics: Principles Inaction"**, California, Pearson Prentice Hall.