فصلنامه اقتصاد انرژی ایران
سال دوم، شماره ۷، تابستان ۱۳۹۲، صفحات ۱۲۷-۱۰۳

بررسی اثرات نامتقارن شوک‌های درآمد نفتی بر تولید در اقتصاد ایران با استفاده از مدل مارکوف-سوئیچینگ

فیروز فلاحی*، محسن پورعبادالهان کویچ، داود بهبودی*** و فخری سادات محسنی زنوزی*****

تاریخ دریافت: ۲ اسفند ۱۳۹۰ تاریخ پذیرش: ۹ مهر ۱۳۹۲

درآمدهای نفتی، بخش بزرگی از درآمدهای صادراتی کشورهای صادرکننده نفت را تشکیل می‌دهد. از این رو اثر تغییرات قیمت نفت در این کشورها دارای اهمیت زیادی می‌باشد. هدف اصلی تحقیق حاضر، بررسی اثرات نامتقارن شوک های نفتی بر تولید در ایران است. برای این منظور با استفاده از اطلاعات سری زمانی فصلی اقتصاد ایران طی دوره ۱۳۸٦:٤-۱۳٦۹:۱ و با بهره‌گیری از روش مارکوف- سوئیچینگ شوک‌های نفتی استخراج می‌گردد. نتایج حاصل از تخمین مدل حاکی از آن است که اثرات شوک‌های نفتی بر تولید طی دوره زمانی مورد مطالعه، قابل تفکیک به دو رژیم بوده و ضرایب دو رژیم از لحاظ آماری معنی‌دار می‌باشند، به عبارت دیگر نشان‌دهنده عدم تقارن تأثیر شوک منفی و شوک مثبت می‌باشد.

واژه‌های کلیدی: شوک‌های نفتی، اثرات نامتقارن، اقتصاد ایران، مدل مارکوف- سوئیچینگ، تولید.
طبقه‌بندی JEL: C32 ،E23.

* استادیار گروه اقتصاد دانشگاه تبریز ffallahi@tabrizu.ac.ir
** استادیار گروه اقتصاد دانشگاه تبریز mohsen_p51@hotmail.com
*** دانشیار گروه اقتصاد دانشگاه تبریز dbehbudi@tabrizu.ac.ir
**** کارشناس ارشد توسعه اقتصادی و برنامه‌ریزی Zonuzi.fm@gmail.com

Archive of SID
www.SID.ir

۱. مقدمه

نوسانات قیمت نفت، از جمله اصلی‌ترین منبع نوسانات اقتصادی کشورهای تولیدکننده نفت می‌باشد. افزایش ناگهانی قیمت نفت بعد از سال ۱۹۷۳ تأثیرات مهمی بر اقتصاد کشورهای صادرکننده نفت گذاشته است. به‌طوری‌که می‌توان اظهار داشت در این دوره درآمدهای ارزی حاصل از فروش نفت به شدت افزایش یافته و باعث رشد سطح قیمت‌ها، نرخ‌های دستمزد و واردات در کشورهای صادرکننده نفت خام گردید. بررسی‌ها نشان می‌دهد که اقتصاد ایران پس از افزایش قیمت نفت در دهه ۷۰ میلادی بیماری هلندی را تجربه کرده است و وابستگی شدید بودجه دولت به نفت و درآمدهای ناشی از آن مشهود می‌باشد (بهشتی، ۱۳۸۳: ۲۰۹). تأکید مداوم سیاست‌گذاران بر کاهش وابستگی اقتصاد کشور به نفت، نشان‌دهنده بروز مشکلات اقتصادی ناشی از شوک‌های نفت در اقتصاد ملی می‌باشد. لذا می‌توان بیان داشت که جهت جلوگیری از بروز بحران‌های اقتصادی و طراحی سیاست‌های مناسب به منظور حفظ تعادل و ثبات اقتصادی، بررسی اثرات تغییر در قیمت‌های نفت بر روی متغیرهای کلان اقتصادی از جمله تولید ضروری می‌باشد.

تا اواسط دهه ۱۹۸۰، اقتصاد جهانی افزایش قیمت نفت را تجربه می‌کرد و اقتصاددانان نیز از الگوهای متقارن برای تبیین رابطه میان قیمت نفت و متغیرهای کلان استفاده می‌کردند. اما در سال ۱۹۸۶، با کاهش شدید قیمت نفت، رابطه میان قیمت نفت و متغیرهای کلان اقتصادی تضعیف شد و استفاده از تصریحات متقارن برای الگوسازی روابط مذکور مورد تردید قرار گرفت. در حقیقت، کاهش قیمت نفت در سال‌های مذکور نتوانست افزایش رشد اقتصادی را بر اساس الگوهای متقارن سابق به درستی پیش‌بینی کند. لذا وجود اثرات نامتقارن شوک‌های نفتی بیش از پیش مورد توجه محققان قرار گرفت و مطالعات تجربی فراوانی به بررسی این موضوع در کشورهای واردکننده نفت پرداختند. در این میان تعداد مطالعاتی که وجود اثرات نامتقارن شوک‌های نفتی کشورهای صادرکننده نفت مورد بررسی قرار داده، بسیار محدود می‌باشد. در مطالعات داخلی نیز تاکنون هیچ مطالعه‌ای با استفاده از روش مارکوف-سوئیچینگ که بتواند شوک‌های مثبت و منفی نفت را برای کشور ایران تفکیک کند، صورت نگرفته است. بنابراین این سوال مطرح است که نوسانات قیمت نفت در ایران چگونه بر تولید تاثیر می‌گذارند؟ آیا در ایران نیز همانند برخی از مطالعات صورت گرفته در سایر کشورها، اثرات شوک‌های نفتی بر تولید نامتقارن است؟

www.SID.ir

در این مطالعه، بعد از مقدمه، به تحلیل مبانی نظری مرتبط با موضوع پرداخته شده و در بخش سوم به برخی از مطالعات صورت گرفته در خارج و داخل کشور اشاره می‌شود. در بخش چهارم الگوی نظری معرفی و در بخش پنجم با با استفاده از داده‌های فصلی دوره زمانی ۱۳۸۶- ۱۳۶۹ که از منابع آماری منتشر شده از سوی بانک مرکزی فراهم گردیده است، به بررسی اثرات نامتقارن شوک‌های نفتی بر تولید در اقتصاد ایران پرداخته می‌شود. در بخش ششم نیز جمع‌بندی و نتیجه‌گیری ارائه می‌گردد.

۲. مبانی نظری

نقش مهم نفت خام در اقتصاد جهانی توجه سیاستمداران و اقتصاددانان را به تأثیر نوسانات قیمت آن جلب کرده است (فرزانگان و مارک وارت[1]، ۲۰۰۹: ۱۳۵). اکثر کشورهای صادرکننده نفت، در بخش صادرات خود تقریباً تک محصولی‌اند. به عبارت دیگر در این کشورها درآمد حاصل از فروش نفت حداقل به عنوان مهمترین منبع درآمد صادراتی مطرح می‌شود. از این رو اثرات تغییرات قیمت نفت در این کشورها دارای اهمیت بیشتری می‌باشد (ابریشمی و همکاران، ۱۳۸۸: ۹۷). در این بخش ابتدا به تحلیل مسیرها و مکانیسم‌های اثرگذاری درآمدهای نفتی و نوسانات آن بر تولید می‌پردازیم و سپس علل عدم تقارن شوک‌های نفتی مورد بررسی قرار می‌گیرد.

وابستگی اقتصاد ایران به درآمدهای نفتی نشان می‌دهد که شناخت کانال‌های انتقال شوک‌های نفتی در اقتصاد ایران بسیار حیاتی است. برای این منظور می‌توان اثرات شوک‌های نفتی را از سه کانال طرف تقاضا، طرف عرضه و رابطه مبادله مورد تحلیل قرار داد.

در اکثر کشورهای صادرکننده نفت، دولت متولی منابع نفتی کشور بوده و دریافت‌کننده انحصاری درآمدهای نفتی می‌باشد. اثرات اقتصادی درآمدهای نفتی به‌وسیله میزان تأثیر آن بر مصرف، پس‌انداز و سرمایه‌گذاری در اقتصاد تعیین می‌شود. اگر دولت بیشتر درآمدهای حاصل از افزایش قیمت نفت را به سرمایه‌گذاری اختصاص دهد، با فرض اینکه سرمایه‌گذاری مولد می‌باشد، باعث رشد تولید می‌شود. همچنین دولت مخارج مصرفی خود مانند دستمزد و حقوق، یارانه و پرداخت‌های انتقالی و همچنین هزینه‌های مربوط به بهداشت و آموزش را نیز افزایش می‌دهد (دلوین و لوین[2]، ۲۰۰۵: ۱۹۲-۱۹۱).

1. Farzanegan & Markwardt
2. Delvin & Lewin

Archive of SID

www.SID.ir

از طرف دیگر با وقوع شوک نفتی، مصرف از طریق رابطه مثبت با درآمد قابل تصرف به طور غیرمستقیم تحت تأثیر قرار می‌گیرد. با افزایش قیمت نفت، درآمد از کشورهای واردکننده نفت به کشورهای صادرکننده نفت انتقال یافته و بنابراین، مصرف در کشورهای صادرکننده نفت افزایش می‌یابد و هر چه شوک‌ها طولانی مدت باشند، اندازه این اثر بزرگتر خواهد بود (پارک[1]، ۲۰۰۷: ۹-۸). به عبارت دیگر درآمد حاصل از فروش فرآورده‌های نفتی در کشورهای صادرکننده نفت، اثر مثبت ثروت را دارد (بیورنلاند[2]، ۲۰۰۹: ۲۳۴).

علاوه بر موارد فوق، تغییرات قیمت نفت می‌تواند اقتصاد را از طریق بازار ارز تحت تأثیر قرار دهد (پارک، ۲۰۰۷: ۹). تولید نفت، سهم اعظم تولید ناخالص داخلی کشورهای صادرکننده نفت را تشکیل می‌دهد و افزایش قیمت نفت بطور مستقیم ارزش پول این کشورها را افزایش می‌دهد. به هر حال، اثر کل شوک قیمتی نفت بر کارایی اقتصادی، اساساً به آنچه که تولیدکنندگان نفت (اساساً دولت‌ها) با مازاد درآمد انجام می‌دهند، بستگی دارد. به‌طوری‌که حسین و ترمارتیروسیان[3] (۲۰۰۸) نشان دادند که قیمت نفت، کارایی اقتصادی را از طریق سیاست مالی تحت تأثیر قرار می‌دهد. ثانیاً، قیمت‌های بالای نفت، درآمد ملی واقعی را از طریق درآمد بالای حاصل از صادرات افزایش داده و باعث بهبود رابطه مبادله می‌شود (کورنونن و یوریکالا[4]، ۲۰۰۷: ۲). به این مفهوم که رفاه از کشورهای واردکننده نفت به کشورهای صادرکننده نفت انتقال یافته و در نتیجه منجر به افزایش قدرت خرید کشورهای صادرکننده نفت می‌گردد. ثالثاً، اگرچه افزایش ارزش پول بر رقابت‌پذیری بخش‌های غیر انرژی صدمه می‌زند، افزایش ارزش پول داخلی که در نتیجه درآمد بالای نفتی حاصل شده است، ممکن است باعث تحریک سرمایه‌گذاری از طریق کاهش قیمت کالاهای واسطه‌ای و سرمایه‌ای و در نتیجه تحریک تولید شود. در نهایت اینکه، قیمت‌های بالای نفت، سودآوری بخش انرژی را افزایش می‌دهد که این خود فرصتی را برای سرمایه‌گذاری در این بخش فراهم می‌سازد (برومنت و همکاران، ۲۰۱۰: ۱۵۱-۱۵۰).

عرضه کل متشکل از تولید داخلی و واردات است. تولید داخلی تابعی از حجم سرمایه، نیروی کار، کالاهای واسطه‌ای، حامل‌های انرژی، سطح تکنولوژی، دانش و مهارت انسانی و سطح ثبات و اطمینان محیط جامعه می‌باشد. یک شوک مثبت نفتی می‌تواند بر عرضه کل اقتصاد اثرات مثبت

1. Park
2. Bjørnland
3. Husain & Ter-Martirosyan
4. Kornonen & Juurikkala

Archive of SID

www.SID.ir

و منفی داشته باشد. به عنوان مثال اثرات منفی طرف عرضه در مورد کشورهای واردکننده نفت می‌تواند بر اساس این واقعیت شرح داده شود که نفت یک نهاده مهم در تولید می‌باشد. بنابراین، افزایش قیمت نفت، تقاضای نفت را کاهش داده و به کاهش بهره‌وری سایر نهاده‌ها منجر می‌شود تا بنگاه‌ها، تولید را کاهش دهند (پارک، ۲۰۰۷: ۸). لاردیک و میگنون[1] (۲۰۰۸) نیز مطرح می‌کنند که با افزایش قیمت نفت، به خاطر کاهش دسترسی به نهاده تولید، تولید بالقوه کاهش می‌یابد. درنتیجه هزینه تولید افزایش یافته و رشد تولید و بهره‌وری کاهش می‌یابد.

روتمبرگ و وودفورد[2] (۱۹۹۶) اثر شوک‌های قیمت نفت را بر روی تولید و دستمزدهای واقعی با فرض رقابت ناقص در بازار محصول مورد بررسی قرار می‌دهند. یافته‌های آنها مؤید این مطلب است که با در نظرگرفتن درجه‌ای نسبتاً کم از رقابت ناقص (از قبیل توافق‌های ضمنی میان بنگاه‌های انحصاری)، شوک‌های درآمد نفتی می‌تواند موجب کاهش تولید و دستمزدهای واقعی شود. بر اساس مطالعات راش و تاتوم[3] (۱۹۷۷، ۱۹۸۱)، بارو[4] (۱۹۸۴) و براون و یوسل[5] (۱۹۹۹)، افزایش قیمت نفت علامتی برای افزایش کمیابی انرژی - که نهاده اساسی تولید است- می‌باشد. به‌طوری‌که میانگین بالای قیمت انرژی باعث کاهش تقاضا و در نتیجه مصرف انرژی توسط بنگاه‌ها می‌شود، لذا رشد تولید و بهره‌وری کاهش می‌یابد.

درکنار تأکید اغلب مطالعات نظری بر تأثیر مستقیم شوک‌های نفتی بر تولید کشورهای صادرکننده نفت، برخی از مطالعات به‌خصوص در سال‌های اخیر بر نامتقارن بودن اثر شوک‌های منفی و مثبت بر رشد تولید این کشورها اشاره نموده‌اند. مطالعه اثرات تغییرات نامتقارن در قیمت‌های واقعی نفت، گام مهمی در پر کردن شکاف موجود در ادبیات تجربی مربوط به اقتصاد کلان نفت در کشورهای در حال توسعه و صادرکننده خالص نفت باشد (فرزانگان و مارک‌وارت، ۲۰۰۹: ۱۳۵). با توجه به افزایش تقاضای کل به‌واسطه تزریق ارز حاصل از صادرات نفت و نتیجتاً افزایش نرخ تورم، عموماً یکی از راهکارها در جهت مقابله با تورم افزایش واردات است. با افزایش واردات که عموماً به منظور مقابله با تورم انجام می‌پذیرد. بسیاری از بخش‌های تولیدی با آسیب جدی مواجه شده و از چرخه تولید خارج خواهند شد و لذا بخشی از سرمایه‌گذاری‌های انجام شده در اقتصاد بلا استفاده مانده و میزان تولید کاهش یافته و بیکاری نیز افزایش می‌یابد.

1. Lardic & Mignon
2. Rotemberg & Woodford
3. Rasche & Tatom
4. Barro
5. Brown & Yücel

Archive of SID

www.SID.ir

درمقابل به‌هنگام کاهش درآمدهای ارزی میزان واردات نیز کاهش می‌یابد که بخشی از کاهش واردات متوجه کالاهای سرمایه‌ای و ماشین‌آلات تولیدی خواهد بود و منجر به کاهش سرمایه‌گذاری، تولید و اشتغال می‌گردد. بخش‌هایی نیز که در نتیجه واردات گسترده کالاهای مصرفی در دوره افزایش درآمد نفت از گردونه تولید خارج شده بودند، در این دوره احیا نخواهند شد (امامی و ادیب‌پور، ۱۳۸۸: ۷-۶). براساس این مطالعات، تأثیر منفی شوک‌های منفی بر تولید بیش از تأثیر مثبت شوک‌های مثبت می‌باشد. یک شوک مثبت در قیمت نفت موجب می‌شود تا تقاضای کل اقتصاد، به ویژه از کانال مخارج دولت افزایش یابد، اما با افزایش تقاضا، واردات برای تأمین تقاضا بیش از تولیدات داخلی افزایش یافته و صادرات غیرنفتی کاهش خواهد یافت (ابریشمی و همکاران، ۱۳۸۸، ۱۰۲-۱۰۰). مورک[1] (۱۹۸۹)، در مطالعه خود نشان می‌دهد که یک عدم تقارن در واکنش متغیرهای کلان اقتصادی به افزایش و کاهش قیمت نفت وجود دارد. به این ترتیب که تغییرات مثبت قیمت نفت رابطه منفی شدید و معنی‌داری با تغییرات در GNP واقعی در کشورهای وارکننده دارد، در صورتی‌که تغییرات منفی قیمت نفت دارای آثار معنی‌داری نمی‌باشد. در این راستا برخی از محققان از جمله بیورنلاند (۱۹۹۸)، رودریگز و سانچز[2] (۲۰۰۵)، گران‌والد و همکاران[3] (۲۰۰۹)، آلیو[4] (۲۰۰۹) بیان می‌دارند که همانند کشورهای واردکننده نفت، شوک‌های نفتی در کشورهای صادرکننده نفت نیز دارای تأثیرات نامتقارن می‌باشد.

۳. پیشینه تحقیق

مطالعات متعددی در رابطه با اثرات نامتقارن شوک‌های نفتی بر تولید، در داخل و خارج کشور انجام شده است که در این بخش به بررسی برخی از این مطالعات پرداخته می‌شود.

۱-۳. مطالعات خارجی

راجوندین و ریز[5] (۲۰۰۵)، اثرات شوک‌های قیمتی نفت را در کشور فیلیپین طی سال‌های ۲۰۰۳-۲۰۰۳- ۱۹۸۱ بررسی نمودند. توابع عکس‌العمل آنی برای تبدیلات متقارن قیمت نفت نشان می‌داد که شوک منفی قیمت نفت منجر به کاهش مستمر در GDP واقعی فیلیپین می‌شود. بالعکس، در

1. Mork
2. Rodríguez & Sánchez
3. Gronwald, *et al*
4. Aliyu
5. Raguindin & Reyes

Archive of SID

www.SID.ir

مدل VAR نامتقارن، کاهش قیمت نفت نسبت به افزایش قیمت نفت، نقش بیشتری در نوسانات متغیرها دارد. همچنین کلونی و مانرا[1] (۲۰۰۹)، با استفاده از روش مارکوف سوئیچینگ و با بکارگیری داده‌های فصلی ۲۰۰۵:۱- ۱۹۷۰:۱ به بررسی رابطه نامتقارن بین تغییرات قیمت نفت و فعالیت اقتصادی کشورهای G7 پرداختند. آنها به این نتیجه رسیدند که شوک منفی قیمت نفت (افزایش قیمت نفت) اثری بیش ازشوک مثبت قیمت نفت بر فعالیت اقتصادی دارد. به عبارت دیگر به رابطه نامتقارن دست پیدا کردند.

گران‌والد و همکاران[2] (۲۰۰۹) با استفاده از مدل VAR، اثرات شوک‌های قیمتی نفت بر متغیرهای کلان اقتصاد قزاقستان را طی دوره ۲۰۰۷:۴- ۱۹۹۴:۱ مورد بررسی قرار می‌دهد. نتایج حاصل از برآورد این الگو نشان می‌دهد که قیمت نفت بیشترین سهم را در شکل‌گیری نوسانات اقتصادی به خود اختصاص می‌دهد. همچنین اثرات منفی حاصل از کاهش قیمت نفت، بطور قابل ملاحظه‌ای از اثرات مثبت ناشی از آن بزرگتر است و زیان حاصل از فعالیت‌های اقتصادی در نتیجه کاهش قیمت نفت، با افزایش آن جبران نمی‌شود.

برومنت و همکاران[3] (۲۰۱۰) با استفاده از مدل SVAR، به بررسی نحوه تأثیر شوک قیمت نفت بر رشد تولید کشورهای عضو منا[4] طی دوره ۲۰۰۵- ۱۹۵۲ پرداختند. نتایج حاصل از برآورد مدل نشان می‌دهد که افزایش قیمت نفت اثر مثبت و معنی‌داری بر تولید کشورهای صادرکننده نفت: الجزایر، ایران، عراق، کویت، لیبی، عمان، قطر و سوریه و امارات دارد. هرچند که تولید کشورهای بحرین، جیبوتی، مصر، اسرائیل، اردن، مراکش و تانزانیا تأثیری از شوک قیمت نفت نداشتند. در این مطالعه شوک‌های نفتی به شکل شوک عرضه نفت و شوک تقاضای نفت تعریف می‌شود.

مندوزا و ورا[5] (۲۰۱۰) با استفاده از روش GARCH، به بررسی اثر تغییرات پیش‌بینی نشده قیمت نفت بر تولید کشور ونزوئلا که صادرکننده نفت می‌باشد، طی دوره ۲۰۰۸:۳-۱۹۸۴:۱ پرداخته‌اند. نتایج مطالعه نشان می‌دهد که اثر شوک مثبت نفت که منجر به افزایش تولید می گردد، بیشتر از اثر شوک منفی نفت بر تولید بوده است. به عبارت دیگر، شوک‌های قیمتی نفت دارای اثرات نامتقارن بر رشد تولید می‌باشد.

1. Cologni & Manera
2. Gronwald, *et al*
3. Berument, *et al*
4. MENA
5. Mendoza & Vera

Archive of SID

www.SID.ir

۲-۳. مطالعات داخلی

مهرآرا و نیکی اسکویی (۱۳۸۵) با استفاده از مدل SVAR ، اثرات پویای تکانه‌های نفتی بر روی متغیرهای اقتصادی را طی دوره ۲۰۰۳- ۱۹۶۰ مورد بررسی قرار داده‌اند. در این مطالعه به منظور شناسایی تکانه‌های ساختاری، از روش محدودیت‌های بلانچارد و کوا[1] استفاده و نتایج حاصل از برآورد مدل برای ایران، با سه کشور صادرکننده نفت (اندونزی، کویت و عربستان) که شرایط اقتصادی مشابهی دارند، مقایسه شده است. نتایج حاصل از این مطالعه نشان می‌دهد که اثر مثبت تکانه قیمت نفت بر روی واردات، تولید ناخالص داخلی و شاخص قیمت‌ها در همه کشورها مثبت بوده و باعث افزایش آن‌ها می‌گردد.

دلاوری و همکاران (۱۳۸۷) با استفاده از هم‌انباشتگی نامتقارن، به بررسی رابطه بلندمدت بین قیمت نفت و رشد اقتصادی ایران با داده‌های فصلی طی دوره ۱۳۸۷- ۱۳۶۸ پرداخته‌اند. نتایج تحقیق نشان می‌دهد که در کشور ایران به عنوان یکی از کشورهای صادرکننده نفت، شوک‌های نفتی اثری نامتقارن بر رشد اقتصادی بر جای می‌گذارند، به این معنا که کاهش قیمت نفت، بیش از افزایش آن بر تولید ناخالص داخلی اثر می‌گذارد.

ابریشمی و همکاران (۱۳۸۷) در مطالعه خود، به بررسی اثر نوسانات قیمت نفت بر رشد اقتصادی برخی کشورهای پیشرفته صنعتی شامل نروژ، انگلستان، کانادا که جزو کشورهای خالص صادرکننده نفت می‌باشند، با داده‌های فصلی طی دوره ۱۹۹۹- ۱۹۸۸ پرداخته‌اند. در این مطالعه از تصریح غیرخطی قیمت نفت که به روش GARCH تخمین زده می‌شود در یک دستگاه VECM استفاده می‌شود. نتایج مطالعه حاکی از این است که شوک کاهش قیمت نفت اثر معنی‌داری بر رشد GDP نداشته و یا این اثر ناچیز است، درصورتی که اثر افزایش قیمت نفت در تمام موارد معنی‌دار و بیش از اثر کاهش قیمت نفت بوده است. به‌عبارتی نوسانات قیمت نفت اثر نامتقارن بر رشد GDP دارد.

ابریشمی و همکاران (۱۳۸۸) با استفاده از داده‌های تابلویی، به بررسی رابطه بین شوک‌های نفتی و رشد اقتصادی کشورهای عضو اوپک طی دوره ۲۰۰۵-۱۹۷۰ پرداخته‌اند. نتایج بدست آمده بر آن دلالت دارد که شوک‌های درآمدی نفت بر رشد اقتصادی کشورهای عضو اوپک (بدون احتساب بخش نفت) اثرات قوی و معنی‌داری دارد، به‌طوری‌که اثر شوک‌های منفی به مراتب بزرگتر و پایدارتر از شوک‌های مثبت است.

1. Blanchard & Quah

Archive of SID

www.SID.ir

٤. مدل مارکوف-سوئیچینگ

مدل‌های سوئیچینگ توسط کوانت[1] (۱۹۷۲)، گولدفلد و کوانت[2] (۱۹۷۳) ارائه و توسط همیلتون[3] (۱۹۸۹) برای استخراج چرخه‌های تجاری بسط داده شده است. در مدل سوئیچینگ معرفی شده توسط کوانت (۱۹۷۲)، مکانیسم‌های انتقال از همدیگر مستقل هستند، درحالی‌که در مدل‌های ارائه شده توسط گولدفلد و کوانت (۱۹۷۳) و همیلتون (۱۹۸۹) انتقال‌ها توسط زنجیره مرتبه اول مارکوف[4] تحت پوشش قرار می‌گیرند. این نوع مدل‌ها با عنوان مدل‌های مارکوف سوئیچینگ شناخته شده‌اند. اگر بخواهیم رفتار متغیر ایستای y_t را مطالعه کنیم، مقدار آن توسط فرآیند خودرگرسیون مرتبه اول طی دوره ($t = ۱,۲,\ldots,T_۱$) به صورت زیر خواهد بود:

$$y_t = c_۱ + \rho_۱ y_{t-۱} + \varepsilon_t \qquad (۱)$$

به‌طوری‌که $\varepsilon_t \sim N(۰,\sigma^۲)$ است. حال فرض کنید که یک جهش یا تغییر ساختاری در زمان T_1 برای این متغیر رخ دهد، دراین‌صورت مدل جدید برای توصیف رفتار y_t برای دوره ($t = T_۱ + ۱, T_۱ + ۲,\ldots,T$) به این شکل خواهد بود:

$$y_t = c_۲ + \rho_۲ y_{t-۱} + \varepsilon_t \qquad (۲)$$

با استفاده از متغیر مجازی D این دو مدل را می‌توان به صورت یک معادله نوشت. فرآیند تغییرات متغیر y_t در مدل زیر قابل مشاهده می‌باشد:

$$y_t = c_۱ + \rho_۱ y_{t-۱} + \partial D_t + \gamma\, D_t y_{t-۱} + \varepsilon_t \qquad (۳)$$

در مدل فوق، متغیر مجازی D برای دوره‌های $t < T_۱$، مقدار صفر و برای دوره‌های $t \geq T_۱$ مقدار یک را اخذ می‌کند. از روش دیگری نیز، می‌توان برای توضیح دادن رفتار این متغیر استفاده کرد:

$$y_t = c_{st} + \rho_{st} y_{t-۱} + \varepsilon_t \qquad (۴)$$

1. Quandt
2. Goldfeld & Quandt
3. Hamilton
4. First order Markov chain

Archive of SID

www.SID.ir

به طوری‌که مقدار s_t ۱ و ۲ بوده و به ترتیب نشان‌دهنده دوره قبل و بعد از تغییر y_t است. به عبارت دیگر، دوره $t < T_1$ توسط $s_t = 1$ و برای دوره بعد از جهش ($t \geq T_1$)، توسط $s_t = 2$ نشان داده شده است.

با این وجود، این مدل‌ها دارای سه ضعف می‌باشند. اول، اینکه تاریخ دقیق جهش بایستی مشخص باشد تا بتوان از متغیر مجازی استفاده کرد، ولی در بیش‌تر موارد این اطلاعات در دسترس نمی‌باشد. دوم، امکان پیش‌بینی رفتار y_t با استفاده از این مدل وجود ندارد. سوم، اینکه باید s_t یک متغیر قطعی تلقی شده و کاملاً قابل پیش‌بینی باشد، که فرض واقع‌بینانه‌ای نیست. لذا برای اینکه چنین مشکلاتی حل شده و فرآیند ایجاد داده‌ها[1] تکمیل گردد، بهتر است برای s_t شرط احتمال وضع شود. در مدل مارکوف سوئیچینگ، مکانیسم انتقال توسط متغیر وضعیت غیرقابل مشاهده s_t کنترل می‌شود (فلاحی و رودریگز[2]، ۲۰۰۷: ۵-۴).

این متغیر وضعیت از زنجیره مرتبه اول مارکوف پیروی می‌کند. به عبارت دیگر مقدار متغیر وضعیت در دوره t تنها به مقدار آن در دوره t-1 بستگی دارد.[3] می‌توان مدل‌های انتقال برای متغیر y_t را به صورت زیر بیان کرد:

$$y_t = \begin{cases} c_1 + \rho_1 y_{t-1} + \varepsilon_t, & s_t = 1 \\ c_2 + \rho_2 y_{t-1} + \varepsilon_t, & s_t = 2 \end{cases} \qquad (۵)$$

بنابراین، مدل (۵) دو ساختار پویای مختلفی را نشان می‌دهد که به مقدار متغیر وضعیت s_t بستگی دارد. با در نظر گرفتن فرض‌های متفاوت برای s_t، مدل‌های متفاوتی ایجاد می‌شود. وقتی s_t برای دوره ($t = 1,2,\ldots,T$) مقدار یک و برای دوره ($t = T_1+1, T_1+2, \ldots, T$) مقدار ۲ را اخذ کند، این مدل، مدلی با یک تغییر ساختاری در زمان T_1 است. زمانی‌که s_t متغیر مستقل تصادفی برنولی[4] باشد، این مدل نشان‌دهنده مدل انتقال تصادفی[5] کوانت (۱۹۷۲) است. اگر s_t به عنوان متغیر شاخص[6] در نظر گرفته شود، به‌طوری‌که مقدار آن برای $\theta \leq c$ برابر ۱ ($s_t = 1$) و برای $\theta > c$ برابر ۲ ($s_t = 2$) باشد، (c مقدار آستانه‌ای است)، این مدل را مدل آستانه‌ای می‌نامند. وقتی s_t

1. Data Generating Process
2. Fallahi & Rodríguez
۳. از آنجایی‌که متغیر وضعیت مستقیماً قابل مشاهده نیست، گاهی اوقات این مدل‌ها را مدل‌های مارکوف پنهان می‌نامند.
4. Independent Bernoulli Random Variables
5. Random Switching Model
6. Indicator Variable

Archive of SID

www.SID.ir

فرآیند مارکوف را دنبال کند، این مدل را مدل مارکوف سوئیچینگ نامند. با فرض اینکه متغیر y_t با فرآیند خودرگرسیون مرتبه p و با m رژیم مدل‌سازی شود، MS(m)–AR(p)، خواهیم داشت:

$$y_t = \sum_{i=1}^{m}\left[\sum_{j=1}^{p}(\beta_{ij}\, y_{t-j}) + u_{it}\right] I_i(s_{t=i}) \qquad (۶)$$

$$I_i(s_{t=i}) = \begin{cases} s_t = i \rightarrow 1 \\ s_t \neq i \rightarrow 0 \end{cases}$$

در مدل مارکوف سوئیچینگ، ویژگی‌های y_t مشترکاً توسط ویژگی ε_t و متغیر وضعیت s_t تعیین می‌شود. متغیرهای وضعیت، تغییرات دائمی و مکرر را در الگوی مدل ایجاد می‌کنند. برای داشتن پویایی کامل متغیرها، تشریح احتمالات حرکت متغیر s_t از یک وضعیت به وضعیت دیگر ضروری است. زنجیره مرتبه اول مارکوف این احتمالات را نشان می‌دهد:

$$\Pr\left[s_t = j \middle| s_{t-1} = i,\, s_{t-2} = k, \ldots;\, y_{t-1}, y_{t-2}, \ldots\right] = \Pr\left[s_t = j \middle| s_{t-1} = i\right] = p_{ij} \qquad (۷)$$

انتقال بین وضعیت‌ها یا رژیم‌ها را می‌توان با استفاده از ماتریس احتمال انتقال[1] تشان داد. در مدل ساده که تنها دو رژیم دارد، این ماتریس به صورت زیر است:

$$P = \begin{bmatrix} \Pr(s_t = 1 | s_{t-1} = 1) & \Pr(s_t = 1 | s_{t-1} = 2) \\ \Pr(s_t = 2 | s_{t-1} = 1) & \Pr(s_t = 2 | s_{t-1} = 2) \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} p_{11} & p_{12} \\ p_{21} & p_{22} \end{bmatrix} \qquad (۸)$$

که در آن، $p_{ij}(i, j = 1,2)$، احتمالات انتقال $s_t = j$ را نشان می‌دهد، به‌طوری‌که $s_{t-1} = i$ و $p_{i1} + p_{i2} = 1$ می‌باشد. همانطور که قبلاً ذکر شد، y_t مستقیماً قابل مشاهده است، اما متغیر وضعیت غیرقابل مشاهده بوده و مقدار آن تنها بر اساس مقدار تحقق‌یافته y_t قابل استنتاج است که به صورت $\xi_{it} = \Pr\left[s_t = 1 \middle| \Omega_t; \theta\right]$ نشان داده می‌شود. که در آن $i = 1,2$ و Ω_t، نشان‌دهنده مجموعه اطلاعات (مجموعه مشاهدات دردسترس دوره t) بوده و θ بردار پارامترها برای تخمین را نشان می‌دهد. برای استنباط[2] بایستی یک روش تکراری برای دوره t $(t = 1,2,\ldots,T_1)$، هنگامی‌که مقدار قبلی احتمال $\xi_{it-1} = \Pr\left[s_t = 1 \middle| \Omega_{t-1}; \theta\right]$ به‌عنوان داده در مدل استفاده می‌شود. بدین

1. Transition Probability Matrix
2. Inference

Archive of SID

www.SID.ir

منظور، تابع چگالی احتمال تحت وضعیت‌های مختلف مورد نیاز است که به صورت زیر قابل بررسی است:

$$\eta_{it} = f(y_t \left| s_t = i, \Omega_{t-1}; \theta \right.) = \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma}} \exp\left[-\frac{(y_t - c_1 - \rho\, y_{t-1})^2}{2\sigma^2} \right] \qquad (9)$$

چگالی شرطی نیز به صورت زیر قابل محاسبه است:

$$(y_t | \Omega_{t-1}; \theta) = \sum_{i=1}^{2} \sum_{j=1}^{2} \rho_{ij} \xi_{jt-1} \eta_{it} \qquad (10)$$

و بنابراین داریم:

$$\xi_{it} = \frac{\sum_{j=1}^{2} \rho_{ij} \xi_{jt-1} \eta_{it}}{f(y_t | \Omega_{t-1}; \theta)} \qquad (11)$$

با استفاده از این نتایج می‌توان لگاریتم احتمال شرطی[1] داده‌های مشاهده شده را برای مقدار داده شده θ بدست آورد:

$$Log\ f(y_1, y_2, \ldots, y_T | y_.; \theta) = \sum_{t=1}^{T} Log\ f(y_t | \Omega_{t-1}; \theta) \qquad (12)$$

برای برآورد θ از بهینه‌سازی استفاده می‌شود تا لگاریتم احتمال شرطی با بکارگیری مقدار اولیه $\xi_{j.}$، حداکثر گردد. فرض کنید که زنجیره مارکوف ارگودیگ[2] است، در اینصورت احتمالات غیرشرطی قرارگیری در وضعیت j، به عنوان مقادیر اولیه به کار گرفته می‌شوند که به صورت زیر قابل تعریف است:

$$\xi_j = \Pr[s = j] = \frac{1 - \rho_{ii}}{2 - \rho_{ii} - \rho_{jj}} \qquad (13)$$

1. Conditional Log Likelihood
2. Ergodic

در زنجیره مارکوف ارگودیک، حداقل یک مقدار ویژه ماتریس انتقال برابر با واحد است. زمانی زنجیره مارکوف دو رژیمی، ارگودیک است که: $p11 < 1, p22 < 1, p11 + p22 > 0$

Archive of SID

www.SID.ir

بعد از تخمین ضرایب مدل و محاسبه ماتریس انتقال، می‌توان احتمال وضعیت j را در هر دوره زمانی بر اساس اطلاعات کل نمونه (مطالعات ۱ تا T) محاسبه کرد که این مجموعه از احتمالات به عنوان احتمالات هموارشده[1] شناخته می‌شوند. علاوه بر این می‌توان احتمال وضعیت j را در هر دوره زمانی با استفاده از مشاهدات ۱ تا t (نقطه مورد بررسی) محاسبه کرد که به احتمالات فیلترشده[2] معروف است.

مزیت روش مارکوف سوئیچینگ در انعطاف‌پذیری آن می‌باشد، بدین صورت که در این روش امکان وجود یک تغییر دائمی یا چندین تغییر موقت وجود داشته و این تغییرات می‌توانند به دفعات و برای مدت کوتاهی اتفاق بیفتند. در عین حال این مدل به صورت درون‌زا زمان‌های دقیق تغییرات و شکست‌های ساختاری را تعیین می‌کند. 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 هاشمی، ۱۳۸۹: ۱۳۷).

در عمل، مدل انتقال مارکوف می‌تواند با توجه به اینکه کدام قسمت مدل خودرگرسیون وابسته به رژیم باشد و تحت تأثیر آن انتقال یابد، به انواع مختلف طبقه‌بندی شود. آنچه در مطالعات اقتصادی بیشتر مورد توجه است، شامل چهار حالت مدل‌های مارکوف سوئیچینگ در میانگین (MSM)، عرض از مبدأ (MSI)، ضرایب جملات خودرگرسیون (MSA) و ناهمسانی در واریانس(MSH) و یا ترکیب آن‌ها می‌باشد (فلاحی و رودریگز، ۲۰۰۷: ۹-۵). جدول ۱ حالت‌های مختلف مدل‌های MS را با استفاده از این علایم نشان می‌دهد.

جدول ۱. خلاصه حالت‌های مختلف مدلهای MS-AR

مدل		MSM		MSI	
		میانگین متغیر	میانگین ثابت	عرض ازمبدأ متغیر	عرض ازمبدأ ثابت
A_i ثابت	واریانس ثابت	MSM-AR	AR خطی	MSI	AR خطی
	واریانس متغیر	MSMH-AR	MSH-AR	MSIH-AR	MSH-AR

1. Smoothed Probabilities
2. Filtered Probabilities

Archive of SID

www.SID.ir

A_i					
متغیر	**واریانس ثابت**	MSMA-AR	MSA-AR	MSIA-AR	MSA-AR
	واریانس متغیر	MSMAH-AR	MSAH-AR	MSIAH-AR	MSAH-AR

مأخذ: کرالزیگ[1]، ۱۹۹۷: ۱۴

۵. معرفی الگو و متغیرهای مدل

در این بخش، اثر شوک‌های نفتی بر تولید ناخالص داخلی بدون نفت ایران، بر اساس روش مارکوف سوئیچینگ طی دوره زمانی ۱۳۸۶:۴- ۱۳۶۹:۱ مورد بررسی قرار می‌گیرد. با توجه به ادبیات موضوع و مطابق با الگوی ارائه شده در مطالعه کالوگنی و مانرا[2] (۲۰۰۹)، از الگوی زیر استفاده می‌شود:

$$\Delta LGDP_t = c(s_t) + \sum_{i=1}^{p} \alpha_i(s_t)\Delta LGDP_{t-i} + \sum_{j=1}^{q} \gamma_i(s_t)\Delta Loil_{t-j} + \varepsilon_t \quad (۱۴)$$

$$\varepsilon_t \sim IID(0, \sigma^2)$$

به طوری‌که:

Δ : نشان‌دهنده نرخ رشد،

$LGDP$: لگاریتم طبیعی تولید ناخالص داخلی حقیقی (تعدیل شده) - به قیمت ثابت ۱۳۷۶،

$Loil$: لگاریتم طبیعی درآمد نفتی- به قیمت ثابت ۱۳۷۶،

S_t: متغیر وضعیت یا رژیم، یک فرآیند مارکوف از درجه‌ی اول در نظر گرفته می‌شود.

ε_t: بیانگر جز اخلال یا جمله خطا که دارای توزیع نرمال می‌باشد،

p، q : حداکثر تعداد وقفه‌های متغیرها،

c،α،γ : پارامترهای الگو، ،

مدل‌سازی را می‌توان به نحوی انجام داد که عرض از مبدأ و یا ضرایب و یا هر دو، از رژیمی به رژیم دیگر متفاوت باشد. فلذا در مدل فوق c، α و نیز γ به متغیر وضعیت یا رژیم وابسته‌اند. لازم بذکر می‌باشد که درنظر گرفتن شوک درآمد نفتی به جای شوک قیمت نفت از آنجا ناشی

1. Krolzig
2. Cologni & Manera

Archive of SID

www.SID.ir

می‌شود که چون در کشورهای نفت‌خیز این درآمدهای نفتی است که به اقتصاد تزریق می‌شود و از آنجا که ممکن است تغییر در برابری نرخ‌های ارز نیز علاوه بر قیمت نفت در کاهش و یا افزایش درآمدهای نفتی موثر باشد، لذا به‌نظر می‌رسد درنظر گرفتن شوک درآمدی نفت برای کشورهای صادرکننده نفت مناسب‌تر باشد.

از طرفی، ازآنجاکه ارزش افزوده بخش نفت، خود یکی از اجزای مهم تولید ناخالص داخلی کشور ما می‌باشد، بهترین روش این است که متغیر وابسته، تولید ناخالص داخلی بدون احتساب بخش نفت درنظر گرفته شود، تا رابطه کاذب ایجاد نگردد. برای این منظور ارزش افزوده گروه نفت از تولید ناخالص داخلی تعدیل‌شده (برگرفته شده از سایت بانک مرکزی) کسر می‌گردد.

۱-۵. بررسی ایستایی

برای جلوگیری از کاذب بودن تخمین‌های اقتصادسنجی، بایستی ابتدا از ایستا بودن متغیرها اطمینان حاصل کنیم. در این قسمت با استفاده از آزمون‌های دیکی فولر تعمیم یافته (ADF) ایستایی متغیرها بررسی شده و نتایج در جدول (۲) ارائه شده است.

جدول ۲. نتایج آزمون ریشه واحد

متغیر	ADF		Phillips-Perron		KPSS	
	با عرض از مبدأ	با عرض از مبدأ و روند	با عرض از مبدأ	با عرض از مبدأ و روند	با عرض از مبدأ	با عرض از مبدأ و روند
Loil	-۱/۵۸	-۱/۸۶	-۲/۷۱*	-۶/۹۲***	۱/۰۳	۰/۱۸***
LGDP	۰/۵۴	-۱/۰۱	۰/۶۴	-۲/۳۹	۱/۱۲	۰/۲۳
Δ4Loil	-۱۳/۲۱***	-۱۳/۱۷***	-	-	۰/۱۳*	-
Δ4LGDP	-۲/۴۹	-۹/۵۳***	-۱۴/۴۹***	-۱۸/۹۷***	۰/۵***	۰/۵

Δ: نشان‌دهنده تفاضل مرتبه اول با وقفه ۴ می‌باشد.

* ، ** ، *** به ترتیب نشان‌دهنده معنی‌داری در سطح ۱۰٪ و۵٪ و ۱٪ و رد فرضیه صفر هست.

مأخذ: محاسبات تحقیق

همانطوری که از نتایج آزمون ADF ملاحظه می‌شود، متغیرهای درآمد نفتی (Loil) و تولید ناخالص داخلی تعدیل شده‌ی بدون نفت (LGDP) در سطح ایستا نبوده و با یکبار تفاضل‌گیری

Archive of SID

www.SID.ir

ایستا می‌شوند. از طرفی بررسی ریشه واحد توسط آزمون فیلیپس-پرون نیز نشان می‌دهد که متغیر Loil در سطح ایستا بوده، ولی متغیر LGDP دارای ریشه واحد بوده و با یک بار تفاضل‌گیری در سطح معنی‌داری ۱٪ ایستا می‌شود. فرضیه‌ی صفر دو آزمون فوق، نشان‌دهنده وجود ریشه واحد در متغیرها می‌باشد، درحالی‌که فرضیه‌ی صفر آزمون KPSS، ایستایی متغیر مورد نظر را نشان می‌دهد. نتایج این آزمون نیز حاکی از آن است که متغیر Loil (با عرض از مبدأ و روند) در سطح ایستا بوده، ولی متغیر LGDP، هم انباشته از مرتبه یک می‌باشد. بطور خلاصه اغلب نتایج حاکی از این است که متغیرهای مورد بررسی ایستا نبوده و با یکبار تفاضل‌گیری ایستا می‌شوند.

۲-۵. تصریح مدل اقتصادسنجی و تخمین آن براساس روش مارکوف- سوئیچینگ

پژوهشگران تکنیک‌های متفاوتی را برای جداکردن شوک‌های مثبت از شوک‌های منفی نفت بکار برده‌اند. در این مطالعه از روش مورک[1] (۱۹۸۹) برای تجزیه شوک‌ها استفاده می‌شود. با توجه به اینکه ایران جزء کشورهای صادرکننده نفت می‌باشد و در این کشورها، شوک‌های منفی نفت اهمیت بیشتری را دارند، بنابراین در تخمین مدل از شوک‌های منفی استفاده می‌گردد. برای تعیین شوک‌های منفی نفت بر اساس روش مورک از فرمول زیر استفاده می‌شود:

$$\Delta roil^{-} = \begin{cases} -\Delta roil & if \quad \Delta roil_t < 0 \\ 0 & otherwise \end{cases} \qquad (۱۵)$$

که *roil*، نشانگر درآمد حقیقی نفت در کشور ایران است. مورک، شوک‌های نفتی را بر حسب تغییرات قیمت نفت تعریف کرده است، درحالی‌که در این مطالعه، از تغییرات درآمدی به جای تغییرات قیمتی استفاده می‌شود.

برای محاسبه نرخ رشد سالانه برای داده‌های فصلی، تغییرات نسبی هر متغیر در سال منتهی به هر فصل نسبت به مدت مشابه سال قبل بدست می‌آید (زمان‌زاده، ۱۳۸۹: ۴۲). لذا مدلی که برای تخمین استفاده می‌شود، به صورت زیر قابل ارائه می‌باشد:

$$\Delta 4LGDP_t = c(s_t) + \sum_{i=1}^{p} \alpha_i(s_t)\Delta 4LGDP_{t-i} + \sum_{j=1}^{q} \gamma_i(s_t)\Delta 4LoilM_{t-j} + \varepsilon_t \qquad (۱۶)$$

که در معادله فوق

1. Mork

Archive of SID

www.SID.ir

D4LGDP: نشانگر نرخ رشد تولید ناخالص داخلی بدون نفت (تعدیل شده)

D4LOILM: بیانگر نرخ رشد درآمد نفتی بدست آمده از فرمول (۱۵) می‌باشد.

برای تعیین وقفه بهینه خودرگرسیون، با استفاده از روش OLS مدل فوق با حداکثر ۱۲ وقفه تخمین زده می‌شود و سپس با استفاده از معیارهای آکائیک و شوارتز، وقفه بهینه در مدل انتخاب می‌شود. بر اساس نتایج حاصل از معیار شوارتز، وقفه اول برای درآمد نفتی و تولید تعیین شده و معیار آکائیک وقفه ۵ را برای درآمد نفتی و وقفه نهم را برای تولید به عنوان حداقل وقفه و هنان-کویین، وقفه اول را برای درآمد نفتی و وقفه نهم را برای تولید به عنوان حداقل وقفه نشان می‌دهد. در نمونه‌های کوچک، معمولاً معیار شوارتز ملاک عمل قرار می‌گیرد. ولی بررسی مدل برآورد شده بر اساس وقفه‌های تعیین شده برگرفته از معیار شوارتز، حاکی از عدم حذف خودهمبستگی در اجزاء پسماند مدل بوده و لذا از معیار آکائیک استفاده می‌شود.

۳-۵. انتخاب مدل خودرگرسیون مناسب مارکوف- سوئیچینگ

مدل‌های مارکوف- سوئیچینگ با توجه به امکان تغییر در میانگین، عرض از مبدأ و ضرایب جملات خودرگرسیون ایجاد می‌شوند. برای انتخاب مدل بهینه دارا بودن دو شرط، ضروری است. اولاً بایستی فرضیه صفر عدم تغییر رژیم در مدل قابل رد کردن باشد و ثانیاً مدل مذکور در میان سایر مدل‌های احتمالی که شرط اول در آنها محقق باشد، از لحاظ معیار آکائیک مناسب‌تر باشد (جمال‌شرق، ۱۳۸۷). برای تعیین بهینه رژیم در مدل MS نیز از آزمون LR و معیار اطلاعاتی AIC، SC و HQ استفاده می‌شود.

با بررسی انواع تکنیک‌ها و در نظر گرفتن ماهیت داده‌ها و همچنین وقفه بهینه، تعداد ۲ رژیم تعیین گردید. سپس بر اساس معیار اطلاعاتی AIC، مدل‌ها مورد مقایسه قرار گرفته و مدل MSIAH(2)-AR(9) برای بررسی شوک‌های نفتی بر تولید انتخاب گردید[۱]. در این مدل عرض از مبدأ، ضرایب جملات خودرگرسیون و واریانس به رژیم بستگی دارند.

۱. لازم به یاد آوری است که تخمین‌های انجام شده در این بخش، با استفاده از نرم افزار OX و کد نرم افزاری ارائه شده توسط Krolzig صورت گرفته است.

Archive of SID

www.SID.ir

٤-٥. تخمین مدل MSIAH(2) – AR(9)

بر مبنای نتایج حاصل از تخمین مدل فوق، عدد P-value مربوط به آماره Davis، غیرخطی بودن رابطه‌ی بین این متغیرها را تأیید می‌کند.

جدول ۳. نتیجه آزمون حداکثر راستنمایی مدل MSIAH(2)-AR(9)

log-lik (غیرخطی)	-۱۰۶/۹۴۹۷
log-lik (خطی)	-۱۳۷/۸۷۵۹
LR linearity test	۶۱/۸۵۲۵
Davis	۰

مأخذ: محاسبات تحقیق

نتایج حاصل از تخمین مدل MSIAH(2)-AR(9) برای بررسی اثر شوک‌های نفتی بر تولید در جدول ۴ آورده شده است. همانطور که مشاهده می‌شود، اثرات شوک‌های منفی نفتی بر رشد تولید طی دوره زمانی مورد مطالعه، قابل تفکیک به دو رژیم می‌باشد که ضرایب شوک‌ها نیز از لحاظ آماری معنی‌دار هستند. با توجه به اینکه عرض از مبدأ رژیم ۱ کمتر از عرض از مبدأ رژیم ۲ هست، لذا می‌توان گفت که در رژیم ۲ رشد اقتصادی بیشتر از رشد در رژیم یک بوده است. روند وقفه‌های تولید نیز نشان‌دهنده ادوار تجاری می‌باشد. مجموع ضرایب وقفه‌های تولید در رژیم ۱ برابر با ۰/۱۵۷ و در رژیم ۲ برابر با ۰/۲۱۷ می‌باشد. در نتیجه می‌توان گفت که اثرات وقفه‌های GDP در رژیم ۲ بیشتر از رژیم یک بوده است. همچنین، مجموع ضرایب شوک نفتی در رژیم ۱ و ۲ به ترتیب ۰/۰۶۵- و ۰/۰۳ می‌باشد. همانطور که مشاهده می‌شود، شوک نفتی در دو رژیم، دارای اثرات یکسانی نبوده است، که نشان‌دهنده عدم تقارن می‌باشد.

بررسی انحراف معیار تخمین زده شده در دو رژیم نیز نشان می‌دهد که واریانس رژیم ۱ کمتر از رژیم ۲ می‌باشد. به منظور بررسی میزان ثبات رژیم‌ها و همچنین احتمالات انتقال هررژیم به رژیم دیگر ماتریس احتمال انتقال استخراج شده است. همانطور که در جدول مشخص شده است، رژیم ۱ و ۲ به‌ترتیب با احتمال پایداری ۰/۶۷ و ۰/۷۷ از ثبات نسبتاً بالایی برخوردارند. همچنین احتمال انتقال از رژیم ۱ به رژیم ۲، حدود ۳۲ درصد و احتمال انتقال از رژیم ۲ به رژیم ۱، تقریباً ۲۳ درصد است. مقادیر احتمال نشان می‌دهد که رژیم ۲ نسبت به رژیم ۱ از ثبات نسبتاً بیشتری برخوردار است.

Archive of SID

www.SID.ir

جدول ٤. نتایج حاصل از تخمین مدل MSIAH(2)-AR(9)

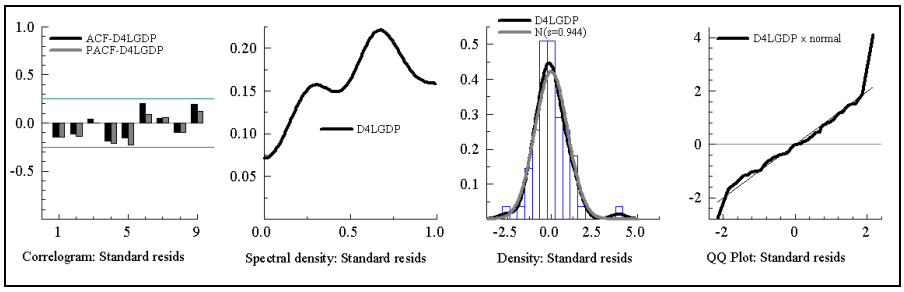
	رژیم ۱		رژیم ۲	
متغیر	**ضرایب**	**آماره t**	**ضرایب**	**آماره t**
عرض از مبدأ	۱/۸۹۵	۶/۳۵۱	۴/۸۸	۶/۱۵۴
d4lgdp (-1)	۰/۲۲۸	۲/۸۵	۰/۳۰۳	۲/۶۲
d4lgdp (-2)	۰/۳۰۴	۵/۸۸	−۰/۱۸۸	−۱/۶۱
d4lgdp (-3)	۰/۰۴۲	۰/۷۰۴	۰/۳۴	۳/۵۲
d4lgdp (-4)	−۰/۰۰۴	−۰/۱۱	−۰/۲۱	−۱/۸۵
d4lgdp (-5)	۰/۴۲۹	۱۴/۷۵	۰/۱۷	۱/۴۰۸
d4lgdp (-6)	۰/۰۶۲	۱/۰۰۹	−۰/۱۱	−۰/۹۵
d4lgdp (-7)	−۰/۳۶	−۹/۶۸	−۰/۰۶	−۰/۵۹
d4lgdp (-8)	−۰/۴۴	−۱۲/۱۱	−۰/۰۰۵	−۰/۰۴
d4lgdp (-9)	−۰/۰۹	−۱/۲۹	−۰/۰۱۷	−۰/۱۷
d4loilM	۰/۰۲۶	۶/۵۴	۰/۰۱	۱/۳۳
d4loilM (-1)	۰/۰۲	۵/۲۷	−۰/۰۴	−۵/۱۴
d4loilM (-2)	۰/۰۱۵	۵/۱۱	−۰/۰۰۱	−۰/۱۲
d4loilM (-3)	۰/۰۰۳	۱/۷۴	۰/۰۳۸	۲/۲۶
d4loilM (-4)	۰/۰۱۷	۹/۲۷	−۰/۰۴۸	−۲/۸۱
d4loilM (-5)	−۰/۰۱۶	−۶/۶۵	۰/۰۱۱	۰/۶۴
انحراف معیار	۰/۳۸۲		۱/۳۸۵	
	مقادیر احتمال انتقال رژیم			
P_{11}	۰/۶۷۴۵			
P_{22}	۰/۷۶۹۲			
AIC	۴/۵۳۸			
HQ	۵/۰۱۹			
SC	۵/۷۶۲			

مأخذ: محاسبات تحقیق

نمودار ۱، وضعیت اجزاء اخلال مدل MSIAH(2)-AR(9) را نشان می‌دهد که حاکی از صحت تخمین و انتخاب صحیح وقفه‌ها می‌باشد. همچنین وضعیت دو رژیم در نمودار ۲ ارائه شده است.

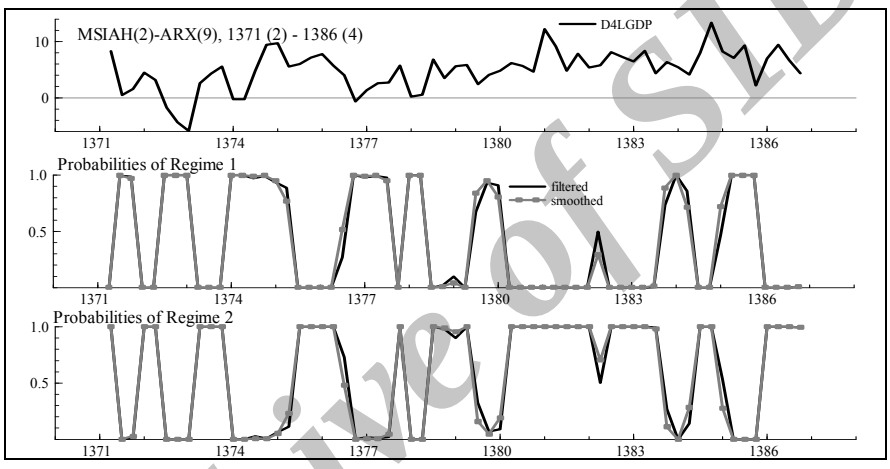
Archive of SID

www.SID.ir



نمودار ۱. وضعیت جزء اخلال تخمین مدل MSIAH(2)-AR(9)

مأخذ: محاسبات تحقیق



نمودار ۲. وضعیت رژیم های حاصل از تخمین مدل MSIAH(2)-AR(9)

مأخذ: محاسبات تحقیق

براساس نتایج مدل می‌توان دوره‌های زمانی که در رژیم ۱ و ۲ قرار می گیرند، را نیز محاسبه کرد که این دسته‌بندی در جدول ۵ ارائه می‌شود.

Archive of SID

www.SID.ir

جدول ۵. رژیم های ۱ و ۲ مدل MSIAH(2)-AR(9) به تفکیک فصول

رژیم ۲	رژیم ۱
۱۳۷۱:۲-۱۳۷۱:۲	۱۳۷۱:۳-۱۳۷۱:۴
۱۳۷۲:۱-۱۳۷۲:۲	۱۳۷۲:۳-۱۳۷۳:۱
۱۳۷۳:۲-۱۳۷۳:۴	۱۳۷۴:۱-۱۳۷۵:۲
۱۳۷۵:۳-۱۳۷۶:۲	۱۳۷۶:۳-۱۳۷۷:۳
۱۳۷۷:۴-۱۳۷۷:۴	۱۳۷۲:۱-۱۳۷۸:۲
۱۳۷۸:۳-۱۳۷۹:۲	۱۳۷۹:۳-۱۳۸۰:۱
۱۳۸۰:۲-۱۳۸۳:۳	۱۳۸۳:۴-۱۳۸۴:۲
۱۳۸۴:۳-۱۳۸۴:۴	۱۳۸۵:۱-۱۳۸۵:۴
۱۳۸۶:۱-۱۳۸۶:۴	۱۳۷۱:۳-۱۳۷۱:۴

مأخذ: محاسبات تحقیق

٦. نتیجه‌گیری

در این تحقیق اثرات نامتقارن شوک‌های نفتی بر تولید در دوره زمانی ۱۳۸۶:۴-۱۳۶۹:۱ برای کشور ایران مورد تحلیل و بررسی قرار گرفته است. با توجه به هدف اصلی این مطالعه شوک‌های نفتی در بازه زمانی مورد مطالعه با استفاده از مدل مورک استخراج شد. بررسی اثرات شوک‌های نفتی بر نرخ رشد تولید ناخالص داخلی طی دوره زمانی مورد مطالعه حاکی از آن است که شوک‌های نفتی قابل تفکیک به دو رژیم بوده و ضرایب دو رژیم از لحاظ آماری معنی‌دار می‌باشند. انحراف معیار تخمین زده شده در دو رژیم نشان می‌دهد که واریانس رژیم ۲ بیشتر از رژیم ۱ می‌باشد. با توجه به اینکه عرض از مبدأ در رژیم ۱ کمتر از عرض از مبدأ رژیم ۲ هست، می‌توان گفت که در رژیم ۲ رشد اقتصادی بیشتر از رشد رژیم ۱ بوده است. همچنین نتایج مطالعه حاکی از این است که مجموع ضرایب شوک‌های نفتی در دو رژیم، دارای اثرات یکسانی نبوده است، به عبارت دیگر نشان‌دهنده عدم تقارن می‌باشد.

همچنین نتایج کار نشان می‌دهد که در رژیم ۱ اثرگذاری کوتاه‌مدت و بلندمدت قوی‌تر ولی در طول زمان زودگذر می‌باشد ولی در رژیم ۲ اثرگذاری کوتاه‌مدت و بلندمدت ضعیف‌تر ولی مزمن‌تر است. به‌طورکلی اثر شوک نفتی مزمن و ضعیف بوده و همچنین احتمال رژیم ۲ در سالهای دهه ۸۰ بیشتر است که شاید ناشی از وضعیت یکسان‌سازی و سیاستهای اعمال شده در آن دوره (مثل استفاده از صندوق ذخیره ارزی) باشد.

Archive of SID

www.SID.ir

درآمدهای نفتی که حجم قابل ملاحظه‌ای از صادرات و درآمدهای دولتی را فراهم می‌کنند، شدیداً تحت تأثیر قیمت نفت قرار دارند که یک متغیر برون‌زا محسوب می‌شود. بی‌ثباتی این درآمدها نتایج بسیار منفی در اقتصاد کشور ایجاد می‌کند. یکی از راهکارهایی که از ۱۳۷۹ ایجاد شده، ایجاد صندوق ذخیره ارزی (از جمله تخصیص بهبنه منابع صندوق به دارایی‌ها و سرمایه‌گذاری‌های مختلف) از سوی دولت است. مدیریت مطلوب این درآمدها نقش ویژه‌ای در بهبود عملکرد اقتصادی و تثبیت اقتصاد کشور دارد. این راهکار زمانی می‌تواند مفید باشد که سبب ثبات در اقتصاد گردد، یعنی واریز درآمدهای حاصل از فروش نفت به این حساب هنگامی که از رقم پیش‌بینی شده در بودجه فزونی یافت و برداشت از آن وقتی که دولت به رقم درآمد مورد نظر دست نیافته باشد. به علاوه سیاست‌گذاران می‌توانند با اتخاذ سیاست‌های تجاری صحیح در عرصه بازرگانی خارجی، آسیب‌پذیری کشور ایران را نسبت به نوسانات درآمدهای نفتی کاهش دهند. به طور مثال، واردات آسان در دوره‌های افزایش درآمد نفتی و رژیم‌های تجاری سخت برای محدودکردن واردات در دوره‌های کاهش درآمد نفتی، بی‌ثباتی اقتصادی را در هنگام شوک‌های نفتی تشدید می‌سازد. لذا سیاست‌های ارزی، تجاری و مالی صحیح و هماهنگ می‌تواند نقش مهمی در ذخیره‌سازی درآمدهای مازاد نفتی در دوره افزایش درآمد نفتی و کاهش آسیب‌پذیری اقتصاد در مواجه با شوک‌های نفتی منفی باشد.

منابع

الف- فارسی

ابریشمی، حمید، مهرآرا، محسن و حمید زمان‌زاده نصرآبادی (۱۳۸۸)، «رابطه تکانه‌های نفتی و رشد اقتصادی کشورهای عضو اوپک: آیا این رابطه، نامتقارن است؟»، فصلنامه *مطالعات اقتصاد انرژی*، شماره ۲۱، صص ۱۱۲-۹۳.

ابریشمی، حمید، مهرآرا، محسن، غنیمی‌فرد، حجت‌الله و مریم کشاورزیان (۱۳۸۷)، «اثر نوسانات قیمت نفت بر رشد اقتصادی برخی کشورهای *OECD* به وسیله تصریح غیرخطی قیمت نفت»، مجله *دانش و توسعه*، سال ۱۵، شماره ۲۲، صص ۲۲-۷.

احمدیان، مجید (۱۳۷۸)، *اقتصاد نظری و کاربردی نفت*، تهران، پژوهشکده اقتصاد دانشگاه تربیت مدرس.

Archive of SID

www.SID.ir

امامی، کریم و مهدی ادیب‌پور (۱۳۸۸)، «بررسی اثرات نامتقارن شوک‌های نفتی بر تولید»، فصلنامه *مدل‌سازی اقتصادی*، سال ۳، شماره ۴، پیاپی ۱۰، صص ۲۶-۱.

بهشتی، محمدباقر (۱۳۸۳)، *توسعه اقتصادی ایران*، انتشارات دانشگاه تبریز.

تمیزی، راضیه (۱۳۸۱)، رابطه میان تغییرات قیمت نفت و رشد اقتصادی در اقتصاد ایران طی دوره ۱۳۷۸- ۱۳۵۰، پایان‌نامه کارشناسی ارشد، دانشکده اقتصاد، دانشگاه تهران.

جمال شرق، سعید (۱۳۸۷)، اثرات نامتقارن شوکهای پولی بر تولید در ایران، پایان‌نامه کارشناسی ارشد، دانشکده علوم انسانی و اجتماعی، دانشگاه تبریز.

دلاوری، مجید، شیرین‌بخش، شمس‌اله و زهرا دشت بزرگی (۱۳۸۷)، «بررسی تأثیر قیمت نفت بر رشد اقتصادی ایران با استفاده از همگرایی نامتقارن»، فصلنامه *مطالعات اقتصاد انرژی*، سال پنجم، شماره ۱۸، صص ۸۰- ۶۵.

زمان‌زاده، حمید (۱۳۸۹)، «یک دهه عملکرد اقتصاد ایران در آیینه شاخص‌های کلان اقتصادی»، *تازه‌های اقتصاد*، سال ۸، شماره ۱۲۹، صص ۴۳- ۲۵.

فلاحی، فیروز و عبدالرحیم هاشمی دیزج (۱۳۸۹)، «رابطه علیت بین تولید ناخالص داخلی و مصرف انرژی در ایران با استفاده از مدل‌های مارکوف سوئیچینگ»، فصلنامه *مطالعات اقتصاد انرژی*، سال ۷، شماره ۲۶، صص ۱۵۲- ۱۳۱.

مهرآرا، محسن و کامران نیکی اسکویی (۱۳۸۵)، «تکانه‌های نفتی و اثرات پویای آن بر متغیرهای کلان اقتصادی»، فصلنامه *پژوهشنامه بازرگانی*، شماره ۴۰، صص ۶۳-۳۲.

ب- انگلیسی

Barro, R. J. (1984), *Macroeconomics*, New York: John Wiley & Sons.

Berument, M. H., Ceylan, N. B. and N. Dogan (2010), "The Impact of Oil Price Shocks on the Economic Growth of Selected MENA Countries", *The Energy Journal*, Vol. 31, no. 1, pp. 149- 176.

Bjørnland, H. C., (1998), "The Economic Effects of North Sea Oil on the Manufacturing Sector", *Scottish Journal of Political Economy*, Vol. 45, pp. 553–85.

Bjørnland, H. C., (2009), "Oil Price Shocks and Stock Market Booms in an Oil Exporting Country", *Scottish Journal of Political Economy*, Vol. 56, No. 2, pp. 232-254.

Archive of SID

www.SID.ir

Brown, S. P. A. & M. K. Yucel (1999), "Oil Prices and U.S. Aggregate Economic Activity: A Question of Neutrality", *Economic and Financial Review*, Federal Reserve Bank of Dallas, Second Quarter, pp. 16–23.

Cologni A. & M. Manera (2009), "The Asymmetric Effects of Oil Shocks on Output Growth: A Markov-Switching Analysis for the G-7 Countries", *Economic Modelling*, Vol.26, pp.1-29.

Delvin, J. and M. Lewin (2005), "Managing Oil Booms and Busts in Developing Countries", in Managing Economic Volatility and Crises, ed. Aizenman, J., Pinto,. B., pp. 186-211, Cambridge University Press, New York.

Fallahi, F. & G. Rodríguez (2007), "Using Markov-Switching Models to Identify the Link between Unemployment and Criminality", Working Paper #0701E, University of Ottawa.

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

Goldfeld, S. M. and R. E. Quandt (1973), "A Markov Model for Switching Regressions", *Journal of Econometrics*, Vol. 1(1), pp. 3-15.

Gronwald, M., Mayr, J. & S. Orazbayev (2009), "Estimating the Effects of Oil Price Shocks on the Kazakh Economy", Ifo Working Paper No. 81, Ifo Institute for Economic Research at the University of Munich.

Hamilton, J. D. (1989), "A New Approach to the Economic Analysis of Nonstationary Time Series and the Business Cycle", *Econometrica*, Vol. 57(2), pp. 357-384.

http://www.ifo.de/pls/guest/download/Ifo%20Working%20Papers%20(seit%202005)/IfoWorkingPaper-81.pdf

Husain, T. and Ter-Martirosyan (2008), "Fiscal Policy and Economic Cycles in Oil-exporting Countries", IMF working Paper # WP/08/253.

Kornonen, L. and T. Juurikkala (2007), "Equilibrium Exchange Rates in Oil-Dependent Countries", BOFIT Discussion Papers 8, Institute for Economies in Transition, Bank of Finland www.oenb.at/en/img/korhonen_tcm16-52580.pdf

Krolzig, H. M. (1997), "Markov-Switching Vector Autoregressions: Modeling, Statistical Inference, and Application to Business Cycle Analysis", Springer-Verlag.

Mehrara, Mohsen (2008), "The Asymmetric Relationship between Oil Revenues and Economic Activities: The Case of Oil- exporting Countries", *Energy Policy*, Vol. 36, pp. 1164-1168.

Mendoza, O. & D. Vera (2010), "The Asymmetric Effects of Oil Shocks on an Oil-exporting Economy", Cuadernos De Economia, Vol. 47, PP. 3-13.

Mork, K. A. (1989), "Oil and Macro Economy where Prices Go up and Down: an Extension of Hamilton Results", *Journal of Political Economy*, Vol. 97, pp. 740-744.

Archive of SID

www.SID.ir

Park, J. W. (2007), Oil Price Shocks and Stock Market Behavior: Emprical Evidence for the U.S. European Countries, Phd Thesis, Missouri, Columbia.

Quandt, R. E. (1972), "A New Approach to Estimating Switching Regressions", *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 67, pp. 306-310.

Raguindin, C. E. & R. G. Reyes (2005), The Effects of Oil Price Shocks on the Philippine Economy: a VAR Approach, Phd Thesis, University of the Philippines School of Economics.

Rasche, R. H. & J. A. Tatom (1977), "The Effects of the New Energy Regime on Economic Capacity, Production and Prices", *Economic Review*, Federal Reserve Bank of St. Louis, Vol. 59 (4), pp. 2–12.

Rasche, R. H. & J. A. Tatom (1981), "Energy Price Shocks, Aggregate Supply and Monetary Policy: the Theory and International Evidence", Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy, Vol. 14, pp. 9–93.

Rodríguez, J. R. & M. Sánchez (2005), "Oil Price Shock and Real GDP Growth: Empirical Evidence for some OECD Countries", *Applied Economics*, Vol. 37, pp. 201-228.

Rotemberg, Julio J. and Michael Woodford (1996), "Imperfect Competition and the Effects of Energy Price Increases on Economic Activity", *Journal of Money*, credit and banking, Vol. 28(4), pp. 550-577.

Archive of SID

www.SID.ir