فصل‌نامه‌ی مطالعات اقتصاد انرژی/ سال هفتم / شماره‌ی 26/ پاییز 1389/ صفحات 152- 131

رابطه‌ی علّیت بین GDP و مصرف انرژی در ایران با استفاده از مدل‌های مارکوف سوئیچینگ

فیروز فلاحی

استادیار گروه اقتصاد دانشگاه تبریز ffallahi@tabrizu. ac. ir

عبدالرحیم هاشمی‌دیزج

مربی گروه اقتصاد دانشگاه آزاد اسلامی، واحد آستارا rahimhashemi. d@gmail. com

تاریخ دریافت: 88/10/19 تاریخ پذیرش: 89/5/5

چکیده

وقوع نوسانات شدید در قیمت انرژی و مسایل زیست‌محیطی، موجب شده تا کشورهای مختلف در جهت کنترل مصرف انرژی تلاش کنند، اما ترس از تأثیر منفی کنترل انرژی بر رشد اقتصادی سبب شده تا دولت‌ها با احتیاط با این موضوع رفتار نمایند. در همین راستا مطالعات تجربی زیادی برای بررسی روابط علّی بین تولید و مصرف انرژی انجام گرفته که نتایج متفاوتی در برداشته است. مدل‌های VAR از جمله متداول‌ترین روش‌های مورد استفاده در این مطالعات هستند، اما به دلیل وجود ضعف‌های اساسی آن از جمله فرض ثابت بودن پارامترها در طی زمان، استفاده از روش‌های مناسب و دقیق، ضروری است.

در این مطالعه سعی شده است رابطه‌ی علّی بین مصرف نهایی انرژی و تولید ناخالص داخلی (تولید) ایران طی دوره‌ی 1386- 1346به روش مارکوف سوئیچینگ مورد بررسی قرار گیرد. توانایی لحاظ کردن تغییر در نحوه‌ی ارتباط بین این دو متغیر در طی زمان، از مهم‌ترین ویژگی‌های روش مارکف سوئیچینگ می‌باشد.

نتایج تخمین این مدل با در نظر گرفتن دو رژیم متفاوت نشان می‌دهد که 1) تولید، علت گرنجری مصرف انرژی بوده و خنثی نمی‌باشد، 2) شدت این علّیت در دو رژیم متفاوت بوده 3) تغییر در شدت علّیت بین مصرف انرژی و تولید در سال 1368 اتفاق می‌افتد و 4) مصرف انرژی فقط در رژیم 1 علت گرنجری تولید بوده است.

طبقه‌بندی JEL: C32, O13

کلید واژه: علّیت گرنجر، مارکوف سوئیچینگ، تغییر رژیم، شکست ساختاری، مصرف انرژی، تولید

1- مقدمه

رابطه‌ی علّیت بین مصرف انرژی و تولید (GDP) و تعیین جهت علّیت بین این دو متغیر، از زمان بروز شوک‌های نفتی در دهه‌ی 70 میلادی و ایجاد نوسانات شدید در قیمت حامل‌های انرژی، توسط محققان زیادی مورد مطالعه قرار گرفته است. علاوه بر نوسانات قیمت انرژی، عامل مهم دیگری که ضرورت بررسی رابطه‌ی بین تولید و مصرف انرژی را دو چندان می‌کند، مسایل زیست‌محیطی است که کشورهای جهان با آن مواجهند. گرم شدن جهان به واسطه ی افزایش انتشار گازهای گلخانه‌ای، یکی از این مسایل به‌شمار می رود. در سال‌های اخیر معاهده‌ها و پیمان‌های زیادی از جمله پیمان کیوتو و مونترال، برای کنترل این مشکل توسط کشورهای مختلف امضا شده است که هدف تمام این معاهده‌ها تلاش برای کاستن از میزان انتشار گازهای گلخانه‌ای مثل دی‌اکسیدکربن می‌باشد. اما باید توجه داشت که میزان انتشار این آلاینده‌ها رابطه‌ی مستقیم با میزان مصرف انرژی کشورها داشته و انرژی به عنوان یکی از عوامل تولید و موتور محرکه ی رشد اقتصادی به شمار می‌رود، بنابراین اگر کنترل انتشار آلاینده‌ها رشد کشورها را کاهش دهد، تناقض در اهداف کشورها ایجاد می‌شود. بنابراین رابطه‌ی بین مصرف انرژی و رشد اقتصادی از اهمیت بسیار زیادی برخوردار بوده و بایستی به طور دقیق مطالعه و تعیین شود. اگر مصرف انرژی، علت گرنجری تولید باشد، هر سیاستی که منجر به کاهش مصرف انرژی شود، تأثیر منفی بر تولید و درآمد کشور خواهد داشت، اما اگر جهت رابطه‌ی علّیت از تولید به مصرف انرژی بوده باشد اجرای سیاست‌های زیست‌محیطی، صرفه‌جویی و کنترل انرژی، تأثیر منفی بر رشد اقتصادی نداشته و توجیه‌پذیر خواهند بود.

اگرچه ایران به عنوان یکی از کشورهای تأمین کننده‌ی انرژی جهان به شمار می‌رود و دارای ذخایر انرژی فراوانی است، اما با توجه به مباحث اخیر برای کنترل مصرف انرژی در ایران و نیز هدفمندسازی یارانه‌ها، تعیین رابطه‌ی بین مصرف انرژی و تولید از اهمیت بالایی برخوردار می‌باشد.

با وجود این‌که مطالعات زیادی برای یافتن وجود و جهت علّیت بین مصرف انرژی و تولید انجام شده است، هنوز توافقی بین متخصصان در مورد نحوه‌ی ارتباط این دو متغیر وجود ندارد، چرا که نتایج این مطالعات، متفاوت و در برخی موارد متناقض بوده است. دلایل متفاوتی برای رسیدن به نتایج متناقض می‌تواند وجود داشته باشد که از

جمله ی آن‌ها می‌توان به تفاوت ساختاری و نهادی بین کشورها، استفاده از روش‌های مختلف اقتصادسنجی، استفاده از بازه‌های زمانی متفاوت و . . . . اشاره کرد. از سوی دیگر وجود شکست‌های ساختاری، یکی از ویژگی‌های سری‌های زمانی متغیرهای کلان اقتصادی به شمار می‌رود، که به واسطه‌ی شوک‌های برون‌زا و یا تغییرات در رژیم اقتصادی، اجرای سیاست‌ها و یا برنامه‌های اقتصادی، ایجاد می‌شود. که این عوامل می‌توانند سبب تغییر در نحوه‌ی ارتباط تولید و انرژی شوند.

استفاده از آزمون‌های علّیت برای بررسی ارتباط بین تولید و انرژی، یکی از متداول ترین روش‌های مورد استفاده در مطالعات تجربی می‌باشد. کرفت و کرفت (1978)[1]، آکارسا و لانگ (1980)[2]، آیرول و یو (1987)[3]، چنگ و لای (1997)[4]، عقیل و بات (2001)[5]، سویتاش و ساری (2003و 2006)[6] و الایرانی(2006)[7] و مهرآرا[8] (2007)، از جمله محققانی هستند که این موضوع را به تفصیل مورد مطالعه قرار داده اند.

کرفت و کرفت (1978)، با استفاده از روش سیمز[9]، به مطالعه‌ی رابطه‌ی بین GDP و مصرف انرژی کشور آمریکا طی دوره‌ی 74-1947 پرداخته و به این نتیجه می‌رسیدند که یک رابطه‌ی علّیت یک‌طرفه از مصرف انرژی به تولید وجود دارد. در سال 1980، آکارسا و لانگ، با استفاده از داده‌های مطالعه‌ی فوق طی دوره‌ی 72-1947، نشان دادند که هیچ‌گونه رابطه‌ی علّی بین مصرف انرژی و تولید آمریکا وجود ندارد. یعنی فقط حذف دو مشاهده ی آخر، کل نتیجه را تحت تأثیر قرار می‌دهد، بنابراین این طور نتیجه‌گیری می‌کنند که نتایج کرفت و کرفت درست نبوده‌اند.[10] ایرول و یو (1987)، به بررسی رابطه‌ی علّی بین تولید و مصرف انرژی در کشورهای مختلف پرداخته و نشان می‌دهند که رابطه‌ی علّی یک‌طرفه از انرژی به تولید در کشور آلمان غربی وجود دارد،

1- Kraft and Kraft.
2- Akarca and Long.
3- Erol and Yu.
4- Cheng and Lai.
5- Aqeel and Butt.
6- Soytas and Sari.
7- Al-Irani.
8- Mehrara.
9- Sims.

10- حساسیت نتایج آزمون‌های علیت نسبت به دوره‌ی مورد بررسی، یکی از ویژگی‌های روش VAR بوده و توسط محققان زیادی مورد بررسی قرار گرفته است، رجوع شود به(Thoma,1994) و (Swanson, 1998) .

در حالی‌که این رابطه در ایتالیا و ژاپن دو طرفه می‌باشد. هم‌چنین هیچ‌گونه رابطه‌ی علّی بین این دو متغیر در کشورهای انگلستان، کانادا و فرانسه دیده نمی‌شود، بنابراین فرضیه‌ی خنثایی را در این کشورها نمی‌توان رد کرد، لذا اجرای سیاست‌های صرفه‌جویی انرژی در این کشورها تأثیر منفی بر رشد اقتصادی نخواهد داشت.

چنگ و لای (1997)، با استفاده از روش هیسائو، وجود رابطه‌ی علّی بین تولید و مصرف انرژی در تایوان طی دوره‌ی 93-1955 را مورد آزمون قرار داده و نشان می‌دهند که رابطه‌ی علّی از تولید به سمت مصرف انرژی وجود داشته است، ولی مصرف انرژی رابطه‌ی علّی تولید نمی‌باشد. عقیل و بات (2001)، در مطالعه‌ای به بررسی رابطه‌ی علّی بین مصرف انرژی، رشد اقتصادی و اشتغال در پاکستان می‌پردازد و با استفاده از روش هیسائو و هم‌انباشتگی بین متغیرها نتیجه می‌گیرد که رشد اقتصادی، علت مصرف انرژی است.

سویتاش و ساری (2003)، به مطالعه‌ی 10 کشور در حال گذر پرداخته و نشان می‌دهند که یک رابطه‌ی دوطرفه بین مصرف انرژی و تولید کشور آرژانتین وجود دارد، در حالی‌که در کشورهای ترکیه، فرانسه، آلمان و ژاپن، مصرف انرژی، علت گرنجری تولید می‌باشد. در سال 2006، این محققان در مطالعه‌ی دیگری کشورهای G7 را مورد بررسی قرار داده و نشان می‌دهند که رابطه‌ی علّی دوطرفه بین مصرف انرژی و تولید در کشورهای کانادا، ایتالیا، ژاپن و انگلستان وجود داشته است، در حالی‌که این رابطه برای کشورهای فرانسه و آمریکا یک‌طرفه بوده و مصرف انرژی علت تولید می‌باشد. در مورد آلمان، یک رابطه‌ی یک‌طرفه از تولید به مصرف انرژی تأیید شده است.

برخی مطالعات با تلفیق داده‌های مقطعی و سری‌زمانی تلاش کردند تا رابطه‌ی بین این دو متغیر را با استفاده از روش‌های پنلی مورد بررسی قرار دهند. لی (2005)، با تلفیق داده‌های سری‌زمانی 18 کشور در حال توسعه نشان داد که مصرف انرژی، علت گرنجری تولید در این کشورها می‌باشد. الایرانی (2006)، با استفاده از آمار 6 کشور حوزه‌ی خلیج فارس و روش‌های پنلی به این نتیجه می‌رسد که تولید، علت مصرف انرژی در این کشورهاست.

در زمینه‌ی نحوه‌ی تأثیرگذاری مصرف انرژی بر تولید و رابطه‌ی بین این دو متغیر اقتصادی در کشور ایران هم مطالعات متعددی انجام شده است. قبادی (1376)، با استفاده از روش گرنجر و مدل‌های تصحیح خطا، رابطه‌ی بین مصرف انرژی و رشد

اقتصادی در ایران را مورد مطالعه قرار داده است. نتایج این تحقیق نشان می‌دهد که هیچ‌گونه رابطه‌ی علّیت بین این دو متغیر وجود ندارد. نتایج مطالعه‌ی ملکی (1378) نشان می‌دهد که مصرف انرژی نه تنها در کوتاه‌مدت، بلکه در بلندمدت هم علت تولید می‌باشد، در حالی‌که تولید، فقط در بلندمدت می‌تواند علت مصرف انرژی به‌شمار رود.

ابریشمی و مصطفایی (1380)، به بررسی رابطه‌ی بین رشد اقتصادی و مصرف فرآورده‌های عمده ی نفتی، شامل بنزین، نفت سفید، نفت‌گاز و نفت کوره در دوره‌ی 78-1338، پرداخته‌اند. نتایج برآورد مدل تصحیح خطا حاکی از آن است که فقط در بلندمدت مصرف این فرآورده‌ها علت گرنجری تولید ناخالص داخلی ایران است. در عین حال هم در کوتاه‌مدت و هم در بلندمدت تولید، علت گرنجری مصرف این فرآورده‌ها می‌باشد اگرچه این علّیت در کوتاه‌مدت ضعیف‌تر است. در سال 1383، آرمن و زارع، با استفاده از روش یاماموتو و تودا، به بررسی رابطه‌ی بین مصرف حامل‌های انرژی و رشد اقتصادی در ایران پرداخته‌اند. نتایج این تحقیق حاکی از وجود رابطه‌ی علّی یک‌طرفه از مصرف نهایی انرژی، مصرف فرآورده‌های انرژی و برق به رشد اقتصادی است. در عین حال رشد اقتصادی هم علت گرنجری مصرف گاز طبیعی و سوخت‌های جامد بوده‌است. در ادامه، این محققان با استفاده از مدل‌های تصحیح خطا به بررسی روابط بین این متغیرها در کوتاه‌مدت و بلندمدت پرداخته و نشان می‌دهند که در کوتاه‌مدت و بلندمدت بین مصرف برق و رشد اقتصادی رابطه‌ی علّی دوطرفه وجود دارد. هم‌چنین در بلندمدت یک رابطه‌ی علّی از رشد اقتصادی به مصرف گاز طبیعی نیز وجود دارد. نجارزاده و عباس محسن (1383)، در مطالعه‌ای به بررسی رابطه‌ی بین مصرف حامل‌های انرژی و بخش‌های مختلف اقتصاد پرداخته‌اند، نتایج این تحقیق بیانگر وجود رابطه‌ی علّی دوطرفه بین این دو متغیر می‌باشد.

وجود رابطه‌ی بین مصرف انرژی و رشد اقتصادی ایران در مقالات متعدد دیگری نیز مورد بررسی قرار گرفته است که همانند مطالعات کشورهای مختلف جهان نتایج متفاوتی را نشان می‌دهند. وافی نجار (1384)، مهرآرا (2007 و 2006) و زمانی (2007)، با استفاده از روش‌های مختلف به این نتیجه رسیده‌اند که تولید، علت مصرف نهایی انرژی در ایران می‌باشد، در حالی‌که مطالعه‌ی حسنی صدرآبادی (1386) و آماده و همکاران (1388)، حاکی از وجود رابطه‌ی علّی یک‌طرفه از مصرف نهایی انرژی به تولید ایران است.

در بیش‌تر مطالعات انجام گرفته برای بررسی علّیت گرنجر از مدل‌های VAR یا اشکال تعمیم یافته ی آن استفاده شده و به طور ضمنی فرض می‌شود که پارامترهای این مدل در طول دوره‌ی مورد بررسی ثابت اند، در حالی‌که در بیش‌تر موارد این فرض صادق نیست. در دهه‌های گذشته کشورهای جهان شاهد بحران‌ها و وقایع متعددی در اقتصاد و بخش انرژی بوده اند، که به عنوان نمونه می‌توان به بحران انرژی در 1973 و 1978، رکود اقتصادی اوایل دهه‌ی 1980 میلادی، حمله ی عراق به کویت (که موجب افزایش قیمت نفت شد)، بحران جنوب‌شرق آسیا و بحران جهانی اخیر اشاره کرد. تمام این تغییرات می‌تواند به عنوان یک شکست ساختاری بالقوه تلقی شده و نحوه‌ی ارتباط بین مصرف انرژی و تولید را تحت تأثیر قرار دهد. با این وجود روش‌های متداول اقتصادسنجی فاقد توانایی لازم برای لحاظ کردن این تغییرات می‌باشند، مگر این‌که محقق اطلاعاتی در مورد زمان دقیق این تغییرات داشته و در مدل‌ها لحاظ کند.

تقسیم کردن دوره‌ی مورد مطالعه به زیردوره‌های متعدد و بررسی رابطه‌ی علّیت در هر یک از این زیربازه‌ها، یکی از روش‌های پیشنهادی برای حل مشکل فوق می‌باشد. اما ایراد این روش این است که محقق باید بتواند زمان دقیق تغییر در رابطه‌ی علّیت را حدس بزند تا برآن اساس بتواند زیر بازه‌ها را ایجاد کند. اگرچه در برخی موارد می‌توان تاریخ تقریبا دقیق این تغییرات را بر اساس تغییر در سیاست‌ها و . . . حدس زد، ولی در بیش‌تر موارد این اطلاعات در دسترس نمی‌باشد. در مطالعات تجربی برای حل این مشکل، بیش‌تر زمان شکست‌های ساختاری را براساس مشاهدات تخمین می‌زنند و یا آن را به صورت برون‌زا وارد مدل می‌کنند، اما باید توجه داشت که هیچ تضمینی وجود ندارد که زمان این شکست‌های ساختاری با تغییر در رابطه‌ی علّیت یکی باشد.

در این مطالعه برای بررسی رابطه‌ی علّیت گرنجری[1] بین مصرف انرژی و تولید از روش مارکوف سوئیچینگ (MS) و مدل VAR استفاده می‌شود که قابلیت لحاظ کردن تغییر در نحوه‌ی ارتباط بین این دو متغیر را با ایجاد رژیم‌های متفاوت دارا بوده و می‌تواند چگونگی روابط بین دو متغیر تولید و مصرف انرژی را در رژیم‌های مختلف نشان دهد. اساس این روش مبتنی بر مدل‌های VAR می‌باشد، منتها پارامترها بستگی

1- متغیر y را علت گرنجری x گوییم اگر ضرایب وقفه‌های متغیر y (زمانی‌که وقفه‌های خود متغیر x نیز در مدل وارد شده‌اند) از نظر آماری به طور هم‌زمان مساوی صفر نباشند، به عبارت دیگر وقفه‌های متغیر y حاوی اطلاعات مفیدی برای پیش‌بینی متغیر x باشند. بنابراین برداشت مرسوم از کلمه علت در این مقوله صحیح نمی‌باشد.

به زمان داشته و می‌توانند در رژیم‌های متفاوت ثابت نباشند، لذا تغییرات در رابطه‌ی علّیت در طی دوره‌ی مورد بررسی را می‌توان به راحتی و بدون هیچ پیش‌فرضی استخراج کرد[1]. تغییرات در رابطه‌ی علّیت به وسیله فرایند زنجیره‌ای مارکوف ایجاد می‌شود که این فرایند مانا بوده، ولی قابل مشاهده نیست. مزیت این روش در انعطاف‌پذیری آن می‌باشد، بدین‌صورت که در این روش امکان وجود یک تغییر دایمی 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. قابلیت مدل‌های MS در تبیین رفتار متغیرهای اقتصادی، که بیش‌تر تغییر وضعیت (رژیم) می‌دهند، سبب استفاده ی روزافزون این مدل‌ها در اقتصاد شده است.

در این مقاله، با استفاده از داده‌های سری‌زمانی سالانه‌ی ایران طی دوره‌ی 1386-1346 و مدل‌های مارکوف سوئیچینگ، به بررسی رابطه‌ی علّی بین مصرف انرژی و تولید پرداخته می‌شود. نتایج نشان می‌دهند که اولا یک رابطه‌ی علّی از تولید به مصرف انرژی وجود دارد. ثانیاً این رابطه‌ی علّی در رژیم 1 (که از سال 1368 تا 1386 را شامل می‌شود) قوی‌تر از رژیم صفر می‌باشد. ثالثا مصرف انرژی فقط در رژیم 1 تأثیر معناداری بر سطح تولید ایران داشته است و علت گرنجری تولید به شمار می‌رود.

این مقاله در چهار قسمت ارایه می‌شود. ابتدا در بخش 2، به بررسی مدل خودرگرسیونی برداری مارکوف سوئیچینگ می‌پردازیم، سپس در بخش3 نحوه‌ی آزمون علّیت گرنجر در مدل‌های MS ارائه می‌شود. رابطه‌ی علّیت بین مصرف انرژی و تولید در ایران در بخش 4 مورد مطالعه قرار گرفته و در قسمت 5 به جمع‌بندی نتایج پرداخته می‌شود.

2- مدل خودرگرسیونی برداری مارکوف سوییچینگ (MS-VAR)

اگر تصور بر این باشد که سری‌زمانی مورد بررسی (y_t) در طی زمان توأم با تغییرات در وضعیت (رژیم) است، در آن صورت فرض ثابت بودن پارامترها در مدل‌های VAR موجه نبوده و از مدل‌های MS-VAR می‌توان به عنوان یک جایگزین مناسب استفاده

1- رابطه‌ی علیت به دست آمده بر اساس روش MS را علیت مشروط نیز می‌نامند چرا که این علیت مشروط هست به رژیم مورد بررسی و لزوما در تمام رژیم‌ها یکسان نیست.

نمود. ایده اصلی این روش این است کـه پارامترهـای مـدل VAR بـه متغیـر رژیـم (s_t) بستگی دارند، در عین حال S_t قابل مشاهده نبوده و فقط می‌توان احتمال مربـوط بـه آن را به دست آورد. [1] در این صورت تابع چگالی شرطی سـری‌زمـانی قابـل مـشاهده y_t بـه صورت زیر خواهد بود:

$$p(y_t|Y_{t-1},s_t)=\begin{cases} f(y_t|Y_{t-1},\theta_1) & if\ \ s_t=1 \\ \vdots & \\ f(y_t|Y_{t-1},\theta_N) & if\ \ s_t=N \end{cases}$$

به طوری که θ_n بردار پارامترهای مدل VAR در رژیم‌هـای مختلـف و Y_{t-1} نـشانگر مشاهدات $\{y_{t-j}\}_{j=1}^{\infty}$ می‌باشد. برای یـک رژیـم مـشخص s_t، y_t را مـی‌تـوان بـه وسـیله‌ی مدل VAR (p) زیر نشان داد

$$y_t=v(s_t)+A_1(s_t)y_{t-1}+\cdots+A_p(s_t)y_{t-p}+u_t$$

که $u_t\sim NID\{0,\Sigma(s_t)\}$ می‌باشد. برای تکمیل کـردن فراینـد ایجـاد داده‌هـا (DGP) نیاز است که نحوه‌ی تغییر در رژیم (s_t) را بشناسیم، که در مدل‌های MS فرض می‌شـود s_t به‌وسیله ی زنجیره‌ی مرتبه‌ی اول مارکوف زیر ایجاد می‌شود:

$$\Pr[s_t|\{s_{t-j}\}_{j=1}^{\infty},\{y_{t-j}\}_{j=1}^{\infty}]=\Pr\{s_t|s_{t-1};\rho\},$$

1- متغیرهای زیادی در اطراف ما وجود دارند که در طی زمان بارها تغییـر رژیـم مـی‌دهنـد، مـثلا چـراغ راهنمـایی دارای 3 وضعیت سبز، زرد و قرمز می‌باشد. اگر این چراغ در حال حاضر سبز باشد، با قاطعیت می‌دانیم که در مرحله‌ی بعد تبدیل به زرد خواهد شد و اگر چراغ قرمز است، می‌دانیم که به سبز تغییر وضعیت (رژیـم) خواهـد داد. بـه عنـوان مثـال دیگـر می‌توان به پیش‌بینی وضعیت هوا اشاره کرد. برای سادگی فرض می‌کنیم که وضعیت هوا می‌تواند ابری، آفتابی و یا بارانی باشد. اگر بخواهیم وضعیت هوای فردا را بر اساس وضعیت هوای امروز پیش‌بینی کنیم، می‌دانیم که فـردا هـوا یکـی از 3 حالت ابری، آفتابی و یا بارانی خواهد بود، اما این‌که کدامیک از این 3 حالت اتفاق خواهد افتاد را نمی‌دانیم. بهترین کاری که می‌شود در این مورد انجام داد، تعیین احتمال وقوع هر کدام از این 3 حالت است.

در مثال چراغ راهنما ما توانستیم با قطعیت وضعیت بعدی را پیش‌بینی کنیم، چرا که وضعیت‌های مختلـف چـراغ راهنمـایی حالت قطعی (Deterministic) دارند. اما در مثال دوم، چون وضـعیت‌هـای مختلـف حالـت تـصادفی (Stochastic) داشتند، فقط احتمالات مربوط به هر وضعیت را توانستیم تعیین کنیم. در مورد متغیرهای اقتصادی وضعیت پیچیده‌تر از مثال‌های فوق است، چون در بیش‌تر موارد ما نه تنها وضعیت آینده را نمی‌دانیم، بلکه اطلاعات کامل نسبت بـه وضـعیت فعلی که اقتصاد در آن قرار دارد، نیز نداریم، لذا بهترین کاری که می‌توان انجام داد این است که احتمال قـرار داشـتن در هر کدام از رژیم‌ها را برای دوره‌ی کنونی تخمین بزنیم، سپس بر اساس این احتمالات نسبت به وضعیت آینده اعلام نظـر کنیم. مثلا برای این‌که پیش‌بینی نماییم که آیا سال آینده اقتصاد در رکود خواهد بود یا نـه؟ اولا بایـد وضـعیت امـسال اقتصاد و ثانیا احتمال انتقال از وضعیتی به وضعیت دیگر را بدانیم. برای برآورد ایـن احتمـالات مـی‌تـوانیم از مـدل‌هـای مارکوف سوئیچینگ استفاده کنیم.

که در آن p برداری متشکل از پارامترهای احتمالات مربوط به رژیم‌ها است. براساس این فرض می‌توان احتمال انتقال بین رژیم‌های مختلف را به دست آورد:

$$p_{ij} = \Pr(s_{t+1} = j \mid s_t = i), \quad \sum_{j=1}^{N} p_{ij} = 1 \quad \forall i, j \in \{1, \ldots, N\}.$$

با در کنار هم قراردادن این احتمالات در یک ماتریس $N*N$، ماتریس احتمال انتقالات (P) به دست می‌آید که هر عنصر از آن (p_{ij}) احتمال وقوع رژیم j بعد از رژیم i را نشان می‌دهد و $\sum_{j=1}^{N} p_{ij} = 1$ و $0 \leq p_{ij} \leq 1$ می‌باشد.

$$P = \begin{bmatrix} p_{11} & p_{21} & \cdots & p_{N1} \\ p_{12} & p_{22} & \cdots & p_{N2} \\ \vdots & \vdots & \cdots & \vdots \\ p_{1N} & p_{2N} & \cdots & p_{NN} \end{bmatrix}$$

با لحاظ کردن امکان تغییر پارامترها در رژیم‌های مختلف، مدل VAR خطی تبدیل به مدل MS-VAR زیر می‌شود:

$$y_t = v(s_t) + A_1(s_t)y_{t-1} + \cdots + A_p(s_t)y_{t-p} + u_t$$

که در این مدل تمام پارامترها به وضعیت متغیر رژیم (s_t) وابسته هستند. بنابراین مدل فوق را می‌توان به شکل زیر هم نشان داد:

$$y_t = \begin{cases} v_1 + A_{11}y_{t-1} + \cdots + A_{p1}y_{t-p} + \sum_{1}^{1/2} u_t & if\ s_t = 1 \\ \vdots & \\ v_N + A_{1N}y_{t-1} + \cdots + A_{pN}y_{t-p} + \sum_{N}^{1/2} u_t & if\ s_t = N \end{cases}$$

در کارهای تجربی می‌توان مدل را طوری تغییر داد که فقط برخی از پارامترها به رژیم بستگی داشته باشند و سایر پارامترها با تغییر رژیم عوض نشوند. در ادبیات مربوط به مدل‌های MS ، برای نشان دادن میانگین از علامت M، برای عرض از مبدا علامت از I، پارامترهای خودهم‌بستگی از A و برای واریانس از H استفاده می‌شود. جدول زیر حالت‌های مختلف مدل‌های MS را با استفاده از این علایم نشان می‌دهد.

جدول 1- حالت‌های مختلف مدل‌های MS-VAR[1]

	MSM		MSI		
		میانگین متغیر	میانگین ثابت	عرض از مبدا	عرض از مبدا
A_i ثابت	واریانس ثابت	MSM-VAR	VARخطی	MSI-VAR	VARخطی
	واریانس متغیر	MSMH-VAR	MSH-VAR	MSIH-VAR	MSH-VAR
A_i متغیر	واریانس ثابت	MSMA-VAR	MSA-VAR	MSIA-VAR	MSA-VAR
	واریانس متغیر	MSMAH-VAR	MSAH-VAR	MSIAH-VAR	MSAH-VAR

ماخذ: Krolzig (1997,P14)

مدل‌های MS-VAR، چارچوب غیرخطی انعطاف‌پذیری برای لحاظ‌کردن واریانس ناهمسانی، انتقالات گاه و بیگاه، پیش‌بینی و. . . فراهم می‌آورند.

مطالعات زیادی از این مدل‌ها برای بررسی موضوعات گوناگون اقتصادی استفاده کرده‌اند که به عنوان نمونه می‌توان به موارد زیر اشاره کرد: برای تعیین سیکل‌های تجاری (همیلتون[2]، 1989، آرتیس و همکاران[3]، 2004 و چن[4]، 2007)، برای بررسی بازار سهام (گیدولین و تیمرمن[5]، 2006 و گالد و اوترانتو[6]، 2008)، برای بررسی نرخ بهره و نرخ ارز (چن، 2006 و اسمیت[7]، 2002)، برای بررسی اثرات نامتقارن متغیرهای اقتصادی و نفت بر اقتصاد (کلمنتس و کرولزیگ[8]، 2002، کلوگن و مانرا[9]، 2009) و مطالعه‌ی نرخ بیکاری (کرولزیگ و همکاران[10]، 2002).

3- آزمون علّیت گرنجر در مدل‌های MS

فرض کنید که بخواهیم رابطه‌ی علّیت بین دو متغیر x_1 و x_2 را با در نظر گرفتن امکان تغییر رژیم بررسی کنیم. تغییر در رژیم این امکان را فراهم می‌کند که رابطه‌ی

1- لازم به ذکر است که تمام این موارد را می‌توان به مدل‌های AR نیز تعمیم داد، مثلا می‌توان مدل MSI-AR یا مدل MSIAH-AR را نیز تعریف کرد.

2- Hamilton.
3- Artis et al.
4- Chen.
5- Guidolin and Timmermann.
6- Gallo and Otranto.
7- Smith.
8- Clements and Krolzig.
9- Clogni and Manera.
10- Krolzig et al.

علّیت بین متغیرها به رژیم بستگی پیدا کرده و متغیر باشد، لذا در این مدل‌ها نیازی به فرض ثابت بودن رابطه‌ی علّیت بین متغیرها وجود نخواهد داشت. برای این‌کار می‌توان با فرض این‌که تعداد رژیم‌های ممکنه 2 باشد، از مدل MS - VAR به شکل زیر استفاده نمود[1].

$$\begin{bmatrix} x_{1,t} \\ x_{2,t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \mu_{10} + \mu_{11} s_{1,t} \\ \mu_{20} + \mu_{21} s_{2,t} \end{bmatrix} + \sum_{\tau=1}^{\kappa} \begin{bmatrix} \Phi_{10}^{(\tau)} + \Phi_{11}^{(\tau)} s_{1,t} & \psi_1^{(\tau)} s_{1,t} \\ \psi_2^{(\tau)} s_{2,t} & \Phi_{20}^{(\tau)} - \Phi_{21}^{(\tau)} s_{2,t} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} x_{1,t-\tau} \\ x_{2,t-\tau} \end{bmatrix}$$
$$+ \sum_{\tau=1}^{h} \begin{bmatrix} \varphi_{10}^{(\tau)} + \varphi_{11}^{(\tau)} s_{1,t} \\ \varphi_{20}^{(\tau)} + \varphi_{21}^{(\tau)} s_{2,t} \end{bmatrix} z_{t-\tau} + \begin{bmatrix} u_{1,t} \\ u_{2,t} \end{bmatrix}, \quad t = 1, \ldots, T.$$

از z_t می‌توان به عنوان متغیرکنترل در مدل استفاده و یا آن را حذف کرد. در مدل فوق $s_{1,t}$ و $s_{2,t}$ بیانگر متغیرهای تصادفی غیرقابل مشاهده هستند که مقادیر آن‌ها می‌تواند 0 یا 1 باشد، اجزای اخلال هم فرایندهای اختلال سفید[2] بوده و مستقل از رژیم هستند. برای تخمین این مدل، از روش حداکثر درست‌نمایی (ML) استفاده می‌شود که علاوه بر ضرایب مدل، می‌توان با استفاده از احتمال‌های محاسبه شده (احتمال‌های هموارشده و فیلترشده)[3] تعلق هر مشاهده به رژیم 0 یا 1 را نیز تعیین کرد. احتمال‌های فیلترشده با استفاده از مشاهدات 1 تا t (نقطه مورد بررسی) و احتمالات هموارشده با استفاده از کل مشاهدات (مشاهدات 1 تا T)، محاسبه می‌شوند.[4]

بر اساس پارامترهای تخمین زده شده‌ی مدل فوق می‌توان در مورد روابط علّیت بین دو متغیر بحث کرد. غیرصفر بودن هر کدام از پارامترهای $\psi_1^{(1)}$ و . . . . و $\psi_1^{(\kappa)}$ (ضرایب متغیرهای $x_{2,t-\tau}$) نشان می‌دهد که x_2، علت گرنجر x_1 می‌باشد، زمانی که $s_{1,t} - 1$ است و علت گرنجر برای x_1 نیست، زمانی‌که $s_{1,t} = 0$ است. به همین ترتیب اگر هر کدام از پارامترهای $\psi_2^{(1)}$ و . . . . و $\psi_2^{(\kappa)}$ (ضرایب متغیرهای $x_{1,t-\tau}$) غیرصفر باشند، x_1 علت گرنجر برای x_2 هست، زمانی‌که $s_{2,t} - 1$ و علت گرنجری x_2 نیست، اگر $s_{2,t} - 0$ باشد.

1- این مدل را می‌توان برای تعداد رژیم‌های بیش‌تر هم بسط داد، که برای جلوگیری از پیچیده شدن فرمول‌ها به دو رژیم اکتفا می‌شود.

2- White noise.

3- Smoothed and filtered probabilities.

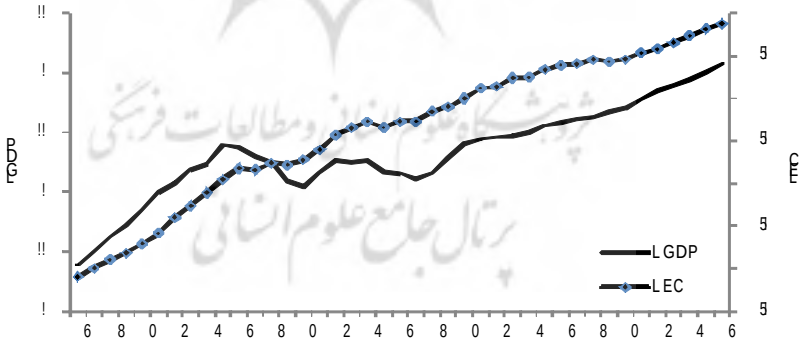
4 - برای مطالعه‌ی بیش‌تر به کتاب تجزیه و تحلیل سری‌های زمانی، نوشته‌ی James Hamilton (1994) فصل 22، مراجعه شود.

برای بررسی رابطه‌ی علیت، مدل فوق دارای چندین مزیت منحصر به فرد می‌باشد. اولا این امکان را فراهم می‌آورد که رابطه‌ی علّیت به دفعات و به تعداد دلخواه در بازه‌ی زمانی مورد مطالعه تغییر کند، لذا این روش ابزاری قوی برای تجزیه و تحلیل متغیرهایی که چندین شکست ساختاری را تجربه کرده‌اند، ایجاد می‌کند، به ویژه وقتی که زمان دقیق وقوع این شکست‌های ساختاری از قبل مشخص نباشد. دوما، تغییر در رابطه‌ی علّیت را می‌توان با استفاده از این روش و با رعایت اصل قلت متغیرها مدل‌سازی کرد. سوما، بر اساس نتایج این روش می‌توان زمان تغییر در رابطه‌ی علّیت را نیز به صورت درون‌زا تعیین کرد.

4- رابطه‌ی علّیت بین مصرف انرژی و تولید در ایران

در این مطالعه از داده‌های سری‌زمانی سالانه‌ی GDP واقعی ایران به قیمت ثابت سال 1376، اعلام شده توسط بانک مرکزی ایران و کل مصرف نهایی انرژی بر حسب میلیون بشکه معادل نفت خام طی دوره‌ی 1346 تا 1386، استخراج از ترازنامه‌ی انرژی ایران استفاده شده است. این متغیرها به صورت لگاریتمی در بررسی‌ها مورد استفاده قرار می‌گیرد، که به ترتیب با LGDP و LEC نشان داده می‌شوند.

نمودار (1)، روند متغیرهای فوق طی دوره‌ی بررسی را نشان می‌دهد. در طی دوره‌ی مورد بررسی، تولید (GDP واقعی) و مصرف انرژی دارای رشد متوسط سالانه‌ی 3/61% و 7/01% بوده‌اند.



ماخذ: بانک مرکزی ایران و ترازنامه‌ی انرژی ایران

نمودار 1- روند متغیرهای تولید و مصرف انرژی در دوره‌ی 1386 – 1346

4-1- آزمون ریشه‌ی واحد

اگرچه آزمون‌های ریشه‌ی واحد ADF و فیلیپس– پرون، از جمله آزمون‌های متداول در اقتصادسنجی به شمار می‌روند، ولی همان‌طور که در ادبیات اقتصادسنجی نشان داده شده است، این آزمون‌ها در نمونه‌های کوچک دارای توان پایین بوده[1] و از نظر اندازه‌ی آزمون[2] هم دارای مشکل اند (Dejong et al, 1992; Harris, 2003). برای برطرف کردن این مشکلات، Ng و پرون (2001)، چهارتست جدید ارائه کردند که دارای توان بالاتر[3] و مشکل اندازه‌ی آزمون آن‌ها بسیار کم‌تر بود. وجود ریشه‌ی واحد در سری‌های زمانی مورد استفاده در این مطالعه به وسیله ی آزمون‌های فوق بررسی شد، که نتایج آن در جدول (2) آورده شده است. نتایج دلالت بر این دارد که متغیرهای تولید (LGDP) و مصرف انرژی (LEC) در سطح مانا نیستند. بررسی تفاضل مرتبه‌ی اول این متغیرها نشان می‌دهد کهLGDP و LEC ، هر دو با یک‌بار تفاضل‌گیری مانا می‌شوند.

فرضیه‌ی صفر آزمون‌های فوق، وجود ریشه‌ی واحد در متغیرها می‌باشد، در حالی‌که گروه دیگری از آزمون‌ها نیز در این زمینه وجود دارد که فرضیه‌ی صفر آن‌ها ایستایی متغیر مورد بررسی می‌باشد و آزمون KPSS[4] یکی ازاین موارد می‌باشد. در ادامه برای بررسی اعتبار نتایج فوق از آزمون KPSS استفاده می‌کنیم. نتایج حاصل از این آزمون در ستون آخر جدول (2) آورده شده‌است. بر اساس این نتایج، فرضیه‌ی صفر (مبتنی بر ایستایی متغیر) در سطح 1% برای هیچ‌کدام از این دو متغیر رد نمی‌شود. به عبارت دیگر بر اساس آزمون KPSS، متغیرهایLGDP و LEC ایستا در سطح می‌باشند، بنابراین با استناد به این نتایج، در مدل‌سازی این متغیرها می‌توان از آن‌ها در سطح و بدون تفاضل‌گیری استفاده کرد.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

1- یعنی احتمال پذیرفتن فرضیه‌ی صفر در حالی‌که این فرضیه نادرست است، زیاد می‌باشد.

2- یعنی احتمال رد کردن فرضیه‌ی صفر در حالی‌که این فرضیه درست است.

3- اگرچه این آماره‌ها دارای توان بالاتری نسبت به سایر آزمون‌ها هستند، ولی هنوز کم بودن توان را می‌توان در تمام آزمون‌ها مشاهده نمود. این مشکل زمانی که سری‌زمانی مورد بررسی دارای ریشه‌ای نزدیک به واحد است ،مشهودتر می‌باشد. به عبارت دیگر تمام آزمون‌های موجود ،دارای مشکل توان و اندازه، البته با درجات متفاوت، هستند.

4- Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (1992).

جدول 2- نتایج آزمون ریشه‌ی واحد

	MZ_α	MZ_t	MSB	MP_T	KPSS
تولید (LGDP)	-2/980	-1/202	0/403	30/075	0/098***
مصرف انرژی (LEC)	-3/824	-1/290	0/337	22/5	0/185***
ΔLGDP	-14/430 *	-2/670 *	0/185 *	6/408 *	--
ΔLEC	-9/120 **	-2/127 **	0/233 *	2/720 **	--

*، ** و *** به ترتیب نشان دهنده‌ی معناداری در سطوح 10%، 5% و 1% هستند.

Δ : عملگر تفاضل مرتبه‌ی اول می‌باشد.

ماخذ: محاسبات تحقیق

4-2- تصریح مدل و تخمین

برای تعیین درجه‌ی مدل VAR از معیارهای آکائیک(AIC) و هنان- کوین(HQ)[1] و آزمون LR[2] استفاده می‌شود، که همه ی این معیارها وقفه‌ی بهینه را 2 تعیین می‌کنند. نتایج آزمون باکس- پیرس[3]، حاکی از عدم وجود خودهم‌بستگی سریالی در پسماندهای این مدل بوده است و صحت وقفه‌های انتخاب شده را تأیید می‌کند.

در مرحله‌ی بعد، تعداد بهینه ی رژیم در مدل MS مورد استفاده باید تعیین شود. با توجه به وجود پارامترهای مزاحم[4](احتمالات انتقالات) درفرضیه‌ی صفر، آزمون LR دارای توزیع استاندارد نخواهد بود، که این امر سبب می‌شود تا نتوان از این آزمون برای تعیین تعداد رژیم بهینه استفاده کرد[5](Krolzig, 1997, P. 144). برای حل این مشکل برخی محققان مثل Garcia (1998) و Hansen (1992)، نحوه‌ی تعیین توزیع آزمون LR برای تعیین تعداد رژیم در موارد خاصی از مدل‌های MS را ارائه داده‌اند، ولی این روش‌ها قابلیت استفاده برای تمام موارد را ندارند. علاوه بر آزمون LR، می‌توان از

1- Akaike and Hannan – Quinn information criteria.
2- Likelihood Ratio test.
3- Box – Pierce.
4- Nuisance parameter .
5- لازم به ذکر است که آزمون LR در مقایسه دو مدل مختلف با تعداد رژیم‌های یکسان دارای توزیع استاندارد بوده و مشکلی پیش نمی‌آید.

معیارهای اطلاعات AIC, SBC, HQ نیز برای تعیین تعداد رژیم‌ها استفاده کرد. مطالعه‌ی ساراداکیس و سپاگنولو (2003) در این زمینه نشان می‌دهد در مواردی که تعداد مشاهدات مورد بررسی و تغییرات در پارامترها به اندازه‌ی کافی بزرگ است، استفاده از معیار آکائیک تعداد درست رژیم را تعیین می‌کند. با این وجود در بیش‌تر مطالعات تجربی تعداد رژیم بر اساس شناخت محقق از متغیرها تعیین می‌شود.

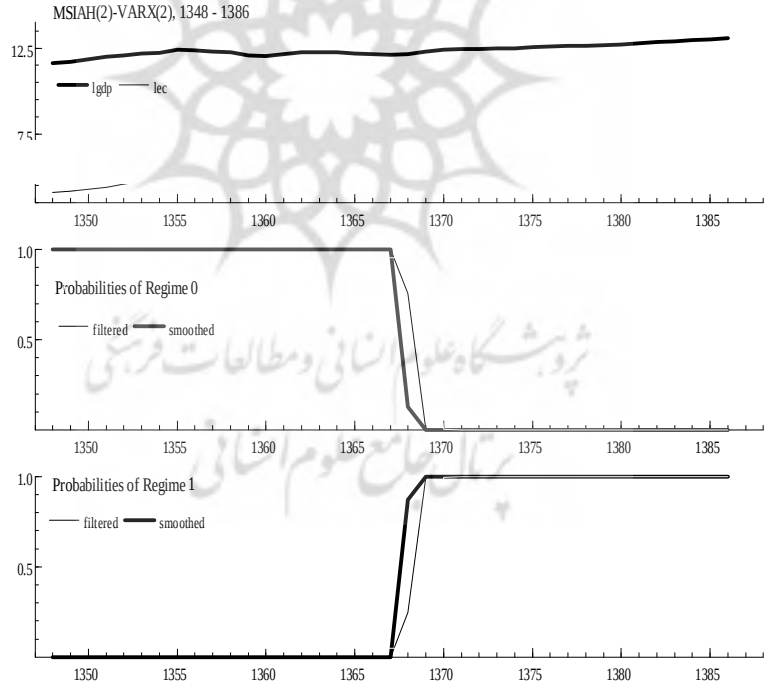
در این تحقیق با توجه به کوتاه بودن دوره‌ی مورد مطالعه و نیز آماره‌ی AIC، تعداد رژیم برابر 2، تعیین و مدل‌های MSIA-VAR(2) و MSIAH- VAR(2) برآورد شد. بر اساس معیارهای AIC, SBC, HQ و آزمون LR ، مدل‌ها مورد مقایسه قرار گرفته و مدل MSIAH(2) به عنوان مدل برتر انتخاب شد. در این مدل تمام پارامترها شامل عرض از مبدا، ضرایب متغیرها با وقفه‌های مختلف و واریانس مدل به رژیم وابسته هستند.

جدول 4، نتایج تخمین پارامترهای مدل فوق با استفاده از روش حداکثر درست‌نمایی را نشان می‌دهد. عدد P-value مربوط به آماره‌ی DAVIS، غیرخطی بودن رابطه‌ی بین این متغیرها را تأیید می‌کند. نتایج نشان می‌دهند که بیش‌ترضرایب با تغییر رژیم عوض شده و دو رژیم دارای انحراف معیار متفاوت می‌باشند. در عین حال احتمال انتقال‌های تخمین زده شده نشان می‌دهد که هر دو رژیم بسیار ماندگار هستند. احتمال انتقال از رژیم 0 به 1 برابر 0/047 می‌باشد[1]، که نشان می‌دهد احتمال تغییر رژیم از 0 به 1 بسیار ضعیف می‌باشد. هم‌چنین p_{11} مساوی یک بوده و نشان می‌دهد که در دوره‌ی مورد بررسی هیچ‌گونه انتقالی از رژیم 1 به 0 انجام نگرفته، به عبارت دیگر رژیم 1 یک رژیم جاذب[2] است. در عین حال بر اساس احتمالات تخمین زده شده برای هر مشاهده (نمودار 2) مشخص می‌شود که رژیم 0 از سال 1348 شروع شده و تا سال 1367 ادامه یافته و رژیم 1 شامل سال 1368 تا آخر دوره‌ی مورد مطالعه‌ی (سال 1386) است. بنابراین از 39 مشاهده ی مورد بررسی، تعداد 20 مشاهده در رژیم 0 و 19 مشاهده در رژیم 1 قرار دارند.

انحراف معیارهای تخمین‌زده شده برای این دو مدل نشان می‌دهد که واریانس هر دو مدل در رژیم 0 بیش‌تر از واریانس رژیم 1 می‌باشد. در عین حال، نتایج نشان می‌دهد که هم‌بستگی بین مصرف انرژی و تولید، از شروع دوره‌ی مورد بررسی تا سال

1- $1 - P_{00} = 1 - 0/953$
2- Absorbing Regime.

1367 (رژیم 0) و از سال 1368 تا 1386 (رژیم 1)، به ترتیب برابر 0/796 و 0/389 می‌باشد، بنابراین درجه‌ی هم‌بستگی این دو متغیر بستگی به رژیم داشته و در رژیم 0 قوی‌تر بوده است. همان‌طور که در بخش 2 مطرح شد، وجود رابطه‌ی علّیت بین مصرف انرژی و تولید را می‌توان با استفاده از ضرایب مدل مورد بررسی قرار داد. در معادله‌ی تولید، مجموع ضرایب متغیر مصرف انرژی در رژیم 0 و 1 به ترتیب برابر 0/473- و 0/164- بوده و فقط در رژیم 1 معنادار می‌باشد، بنابراین می‌توان نتیجه گرفت که مصرف انرژی فقط در رژیم 1، یعنی از سال 1368 به بعد علت گرنجری تولید می‌باشد. از سوی دیگر، مجموع ضرایب متغیر تولید در معادله ی مربوط به مصرف انرژی در رژیم 0 برابر 0/286 و در رژیم 1 برابر 0/649 بوده و هر دو معنادار می‌باشند، بنابراین می‌توان نتیجه گرفت که اولا تولید علت گرنجری مصرف انرژی می‌باشد و ثانیا شدت آن متغیر بوده و با تغییر رژیم عوض می‌شود. هم چنین تغییر در رابطه‌ی بین تولید و مصرف انرژی در سال 1368 اتفاق می‌افتد.



ماخذ: محاسبات تحقیق

نمودار 2- رژیم‌های 0 و 1 بر اساس احتمال‌های هموارشده و فیلترشده ی مدل -MSIAH(2) VARX(2)

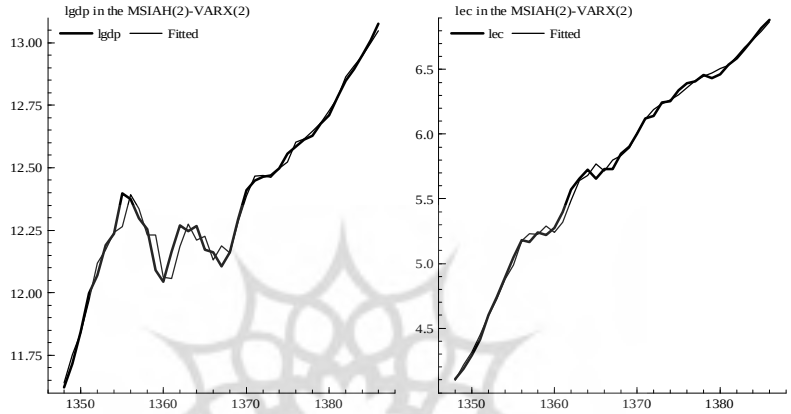
جدول 4- نتایج تخمین مدل MSIAH(2)-VARX(2)

متغیر وابسته: مصرف انرژی (**LEC**)		متغیر وابسته: تولید (**LGDP**)	
ضریب		ضریب	
-1/386	عرض از مبدا در رژیم 0	1/412	عرض از مبدا در رژیم 0
-4/283**	عرض از مبدا در رژیم 1	6/820**	عرض از مبدا در رژیم 1
0/526**	$LGDP_{t-1}$ دررژیم 0	1/006**	$LGDP_{t-1}$ در رژیم 0
0/560**	$LGDP_{t-1}$ دررژیم 1	0/955**	$LGDP_{t-1}$ در رژیم 1
-0/240	$LGDP_{t-2}$ در رژیم 0	0/035	$LGDP_{t-2}$ در رژیم 0
0/089	$LGDP_{t-2}$ در رژیم 1	-0/427**	$LGDP_{t-2}$ در رژیم 1
0/493	LEC_{t-1} در رژیم 0	0/009	LEC_{t-1} در رژیم 0
0/196	LEC_{t-1} در رژیم 1	0/129	LEC_{t-1} در رژیم 1
0/023	LEC_{t-2} در رژیم 0	-0/482	LEC_{t-2} در رژیم 0
0/200	LEC_{t-2} در رژیم 1	-0/293**	LEC_{t-2} در رژیم 1
0/035*	روند زمانی در رژیم 0	0/036	روند زمانی در رژیم 0
0/002	روند زمانی در رژیم 1	0/028**	روند زمانی در رژیم 1
0/050	انحراف معیار رژیم 0	0/062	انحراف معیار رژیم 0
0/024	انحراف معیار رژیم 1	0/015	انحراف معیار رژیم 1
0/953		P_{00}	
1/000		P_{11}	
162/082		Log-Lik.	
0/001		DAVIS	

** و * نشانگر معناداری در سطح 5% و 10% می‌باشد.

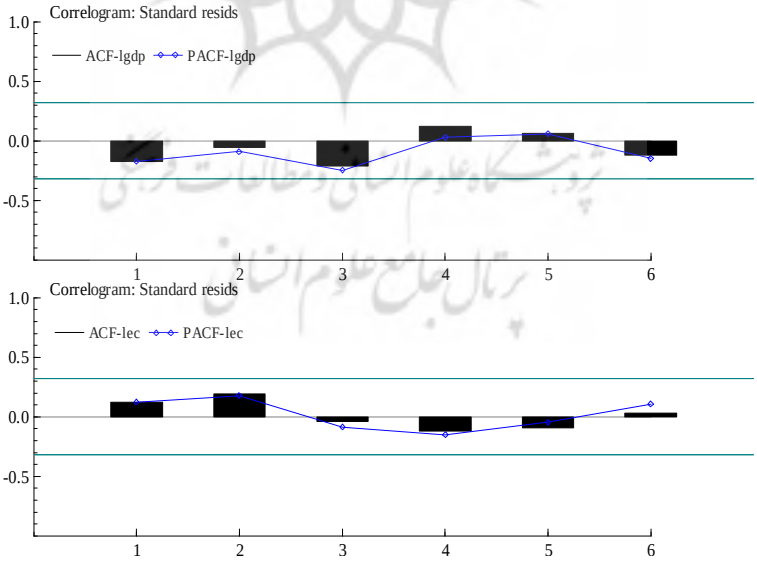
ماخذ: محاسبات تحقیق (با استفاده از نرم افزار OX و کد نرم افزاری ارائه شده توسط Krolzig)

نمودار (3)، روند سری‌زمانی متغیرهای LGDP و LEC را به همراه روند مقـادیر بـرازش شده ی آن‌ها نشان می‌دهد. هـم‌چنـین ACF و PACF مربـوط بـه اجـزای پـسماند دو معادله در نمودار (4) آورده شده‌اند، که عدم وجود خودهم‌بستگی در پسماندها را تأییـد می‌کنند.



ماخذ: محاسبات تحقیق

نمودار 3- روند مقادیر واقعی و برازش شده LGDP و LE



ماخذ: محاسبات تحقیق

نمودار 4- ACF و PACF پسماندهای معادلات مربوط به LGDP و LEC

5- نتیجه‌گیری

در این مقاله به بررسی رابطه‌ی علّیت بین مصرف انرژی و تولید پرداخته و بدین منظور از مدل‌های مارکوف سوئیچینگ استفاده شد. مزیت این مدل‌ها در این است که با در نظر گرفتن رژیم‌های مجزا از هم، این امکان را فراهم می‌کنند که بتوان تغییر در رابطه‌ی علّیت در طی زمان و یا دوره‌های متفاوت را مورد بررسی قرار داد. مدل مورد استفاده یک مدل VAR می‌باشد که پارامترهای آن ثابت نبوده و به رژیم وابسته هستند. علّیت گرنجر بین مصرف انرژی و تولید نیز با استفاده از ضرایب این مدل در رژیم‌های متفاوت مورد بررسی قرار می‌گیرد.

نتایج تخمین این مدل با استفاده از داده‌های سری‌زمانی سالانه‌ی ایران طی دوره‌ی 1386- 1346 و مدل‌های مارکوف سوئیچینگ نشان می‌دهد که اولا یک رابطه‌ی علّی از تولید به مصرف انرژی وجود دارد. ثانیا این رابطه‌ی علّی در رژیم دوم (که از سال 1368 تا 1386 را شامل می‌شود) قوی تر از رژیم اول است. ثالثا مصرف انرژی فقط در رژیم 1، تأثیر معناداری بر سطح تولید ایران داشته است و علت تولید به شمار می‌رود.

فهرست منابع

آرمن، سید عزیز و زارع، روح الله؛ 1384، بررسی رابطه‌ی علّیت گرنجری بین مصرف انرژی و رشد اقتصادی در ایران طی سال‌های 1346-1381. فصل نامه‌ی پژوهش‌های اقتصادی ایران، شماره‌ی 24، صص115-142.

آماده، حمید و همکاران؛ 1388، بررسی رابطه‌ی مصرف انرژی و رشد اقتصادی و اشتغال در بخش‌های مختلف اقتصاد ایران. مجله ی تحقیقات اقتصادی، شماره‌ی 86، صص1-38.

ابریشمی، حمید و مصطفایی، آذر؛ 1380، بررسی رابطه‌ی بین رشد اقتصادی ومصرف فراورده‌های عمده ی نفتی در ایران. مجله ی دانش وتوسعه، شماره‌ی 14، ص11-45.

حسنی صدرآبادی، محمدحسین؛ 1386، بررسی رابطه‌ی علّی مصرف انرژی، اشتغال و تولید ناخالص داخلی ایران طی سال‌های 1350-1384. پژوهش نامه‌ی علوم انسانی و اجتماعی، شماره‌ی 7 (ویژه اقتصاد)، صص31-58.

قبادی، نسرین؛ 1376، بررسی رابطه‌ی علّیت بین مصرف انرژی و رشد اقتصادی ایران، همایش ملی انرژی ایران.

ملکی، رضا؛ 1378، بررسی رابطه‌ی علّیت بین مصرف انرژی و رشد اقتصادی ایران، پایان نامه‌ی کارشناسی ارشد دانشگاه شهید بهشتی.

نجارزاده، رضا و عباس محسن، اعظم؛ 1383، رابطه‌ی بین مصرف حامل‌های انرژی و رشد بخش‌های اقتصادی در ایران. فصل نامه‌ی مطالعات اقتصاد انرژی، شماره‌ی 2، صص61-80.

وافی نجار، داریوش؛ 1384، تحلیل آماری و بررسی رابطه‌ی علّیت گرنجری تولید ناخالص داخلی با مصرف انرژی و محاسبه کشش نهاده‌های انرژی با استفاده از تابع تولید (1343-13829)، فصل نامه‌ی مطالعات اقتصاد انرژی، شماره‌ی 5، صص 55-73.

Akarca, A. T. , Long, T. V,(1980). On the Relationship between Energy and GNP: a Reexamination. Journal of Energy and Development 5, 326– 331 .

Al-Iriani, M. A. ,(2006). Energy-GDP Relationship Revisited: an Example from GCC Countries using Panel Causality. Energy Policy 34, 3342–3350 .

Aqeel, A. , Butt, M. S,(2001). The Relationship between Energy Consumption and Economic Growth in Pakistan. Asia-Pacific Development Journal 8, 101– 110 .

12- Artis, M. , Krolzig, H. M. , Toro, J, (2004). The European Business Cycle, Oxford Economic Papers 56, 1–44 .

Chen, S. W. (2007), Measuring Business Cycle Turning Points in Japan with the Markov Switching Panel Model, Mathematics and Computers in Simulation, 76, pp. 263-270

Chen, S. S. (2006), Revisiting the Interest Rate-Exchange Rate Nexus: a Markov-Switching Approach, Journal of Development Economics, 79, 208-224 .

Cheng, S. B. , Lai, T. W. , (1997). An Investigation of Cointegration and Causality between Energy Consumption and Economic Activity in Taiwan Province of China. Energy Economics, 19, 435– 444 .

Clogni, A. and Matteo Manera, (2009). the Asymmetic Effects of Oil Shocks on Output Growth: a Markov-Switching Analysis for the G-7 Countries, Economic Modelling, 26, 1-29 .

Dejong, D. N. , Nankervis, J. C. ,and Savin, N. E. ,(1992). Integration versus Trend Stationarity in Time Series, Econometrica, 60, 423-33 .

Erol, U. , Yu, E. S. H. , (1987). On the Causal Relationship between Energy and Income for Industrialized Countries. Journal of Energy and Development 13, 113– 122 .

Gallo, G. M. , and Edoardo Otranto, (2008), Volatility Spillovers, Interdependence and Comovements: a Markov Switching Approach, Computational Statistics & Data Analysis, 52, 3011-3026

Garcia, R. , (1998). Asymptotic Null Distribution of the Likelihood Ratio Test in Markov Switching Models. International Economic Review, 39, 763-788 .

Guuidolin, M. Timmermann, A. (2006), an Econometric Model of Nonlinear Dynamics in the Joint Distribution of Stok and Bond Returns, Journal of Applied Econometrics, 21, 1-22 .

Hamilton, J. D. (1994). Time Series Analysis. Princeton University Press: Princeton .

Hamilton JD (1989), A new approach to the economic analysis of nonstationary time series and the business cycle. Econometrica 57, 357–384

Hansen, B. (1992). The Likelihood Ratio Test under Nonstandard Conditions: Testing the Markov Switching Model of GNP, Journal of Applied Econometrics, 7, S61- S82 .

Harris, R. and Sollis, R. , (2003). Applied Time Series Modeling and Forecasting, Wiley, West Sussex .

Kraft, J. , Kraft, A. , (1978). On the Relationship between Energy and GNP. Journal of Energy Development 3, 401– 403 .

Krolzig, H. M. , (1997), Markov-Switching Vector Autoregressions. Modelling, Statistical Inference and Applications to Business Cycle Analysis. Springer, Berlin .

Krolzig, H. M. , Marcellino, M. and G. Mizon, (2002), a Markov-Switching Vector Equilibrium Correction Model of the UK Labor Market, Empirical Economics, 27, 233-254 .

Lee, C. C. ,(2005). Energy Consumption and GDP in Developing Countries: a Cointegrated Panel Analysis. Energy Economics 27, 415–427 .

Mehrara, Mohsen. (2006),The Relationship Between Energy Consumption and Economic Growth in Iran. Iranian Economic Review,10, 137-148 .

Mehrara, M. , (2007). Energy Consumption and Economic Growth: the Case of Oil Exporting Countries. Energy Policy 35, 2939-2945 .

Psaradakis, Z; Spagnolo , N. (2003) On the Determination of the Number of Regimes in Markov Switching Autoregressive Models. Journal of Time Series Analysis, 24, 237-252 .

Smith, D. R. (2003), Markov-Switching and Stochastic Volatility Diffusion Models of Short-Term Interest Rates, Journal of business & Economic Statistics, 20, 183-197 .

Soytas, U. , Sari, R. ,(2003). Energy Consumption and GDP: Causality Relationship in G-7 Countries and Emerging Markets. Energy Economics 25, 33– 37 .

Soytas, U. , Sari, R. , (2006). Energy Consumption and Income in G7 Countries. Journal of Policy Modeling 28,739–750 .

Swanson, N. , (1998). Money and Output Viewed through a Rolling Window, Journal of Monetary Economics 41, 455–473 .

Thoma, M. A. (1994). Subsample Instability and Asymmetries in Money-Income Causality, Journal of Econometrics, 64, 279-306 .

Zamani,Mehrzad. (2007), Energy Consumption and Economic Activities in Iran. Energy Economics. 29, 1135-1140 .