Archive of SID

فصل‌نامه‌ی مطالعات اقتصاد انرژی/ سال هفتم / شماره‌ی ۲۶/ پاییز ۱۳۸۹/ صفحات ۱۵۲- ۱۳۱

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: ۸۸/۱۰/۱۹ تاریخ پذیرش: ۸۹/۵/۵

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 ۱۳۸۶- ۱۳۴۶به 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 ۱) تولید، علت گرنجری مصرف انرژی بوده و خنثی نمی‌باشد، ۲) شدت این علّیت در دو رژیم متفاوت بوده ۳) تغییر در شدت علّیت بین مصرف انرژی و تولید در سال ۱۳۶۸ اتفاق می‌افتد و ۴) مصرف انرژی فقط در رژیم ۱ علت گرنجری تولید بوده است.

طبقه‌بندی JEL: C32, O13

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

www.SID.ir

Archive of SID

۱- مقدمه

رابطه‌ی علّیت بین مصرف انرژی و تولید (GDP) و تعیین جهت علّیت بین این دو متغیر، از زمان بروز شوک‌های نفتی در دهه‌ی ۷۰ 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 واسطه‌ی افزایش انتشار گازهای گلخانه‌ای، یکی از این مسایل به‌شمار می‌رود. 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 محرکه‌ی 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

www.SID.ir

Archive of SID

جمله‌ی 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 متداول‌ترین روش‌های مورد استفاده در مطالعات تجربی می‌باشد. کرفت و کرفت (۱۹۷۸) ، آکارسا و لانگ (۱۹۸۰) ، آیرول و یو (۱۹۸۷) ، چنگ و لای (۱۹۹۷) ، عقیل و بات (۲۰۰۱) ، سویتاش و ساری (۲۰۰۳و ۲۰۰۶) و الایرانی(۲۰۰۶) و مهرآرا (۲۰۰۷)، از جمله محققانی هستند که این موضوع را به تفصیل مورد مطالعه قرار داده‌اند.

کرفت و کرفت (۱۹۷۸)، با استفاده از روش سیمز ، به مطالعه‌ی رابطه‌ی بین GDP و مصرف انرژی کشور آمریکا طی دوره‌ی ۷۴-۱۹۴۷ پرداخته و به این نتیجه می‌رسیدند که یک رابطه‌ی علّیت یک‌طرفه از مصرف انرژی به تولید وجود دارد. در سال ۱۹۸۰، آکارسا و لانگ، با استفاده از داده‌های مطالعه‌ی فوق طی دوره‌ی ۷۲-۱۹۴۷، نشان دادند که هیچ‌گونه رابطه‌ی علّی بین مصرف انرژی و تولید آمریکا وجود ندارد. یعنی فقط حذف دو مشاهده‌ی آخر، کل نتیجه را تحت تأثیر قرار می‌دهد، بنابراین این طور نتیجه‌گیری می‌کنند که نتایج کرفت و کرفت درست نبوده‌اند. ایرول و یو (۱۹۸۷)، 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.

//0 1 2 ! VAR . % &'*+ ,'-)' (! % ! " #$ % &
. (Swanson, 1998) (Thoma,1994) ! 3 4 5) , 6(* ,(7 ' (! %

www.SID.ir

Archive of SID

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 (۱۹۹۷)، با استفاده از روش هیسائو، وجود رابطه‌ی علّی بین تولید و مصرف انرژی در تایوان طی دوره‌ی ۹۳-۱۹۵۵ 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 (۲۰۰۱)، 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 (۲۰۰۳)، به مطالعه‌ی ۱۰ 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 ۲۰۰۶، 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 (۲۰۰۵)، با تلفیق داده‌های سری‌زمانی ۱۸ کشور در حال توسعه نشان داد که مصرف انرژی، علت گرنجری تولید در این کشورها می‌باشد. الایرانی (۲۰۰۶)، با استفاده از آمار ۶ 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 (۱۳۷۶)، با استفاده از روش گرنجر و مدل‌های تصحیح خطا، رابطه‌ی بین مصرف انرژی و رشد

www.SID.ir

Archive of SID

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 (۱۳۷۸) 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 (۱۳۸۰)، به بررسی رابطه‌ی بین رشد اقتصادی و مصرف فرآورده‌های عمده‌ی نفتی، شامل بنزین، نفت سفید، نفت‌گاز و نفت کوره در دوره‌ی ۷۸-۱۳۳۸، 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 ۱۳۸۳، 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 (۱۳۸۳)، 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 (۱۳۸۴)، مهرآرا (۲۰۰۷ و ۲۰۰۶) و زمانی (۲۰۰۷)، با استفاده از روش‌های مختلف به این نتیجه رسیده‌اند که تولید، علت مصرف نهایی انرژی در ایران می‌باشد، در حالی‌که مطالعه‌ی حسنی صدرآبادی (۱۳۸۶) و آماده و همکاران (۱۳۸۸)، حاکی از وجود رابطه‌ی علّی یک‌طرفه از مصرف نهایی انرژی به تولید ایران است.

www.SID.ir

Archive of SID

در بیش‌تر مطالعات انجام گرفته برای بررسی علّیت گرنجر از مدل‌های VAR یا اشکال تعمیم یافته‌ی آن استفاده شده و به طور ضمنی فرض می‌شود که پارامترهای این مدل در طول دوره‌ی مورد بررسی ثابت‌اند، در حالی‌که در بیش‌تر موارد این فرض صادق نیست. در دهه‌های گذشته کشورهای جهان شاهد بحران‌ها و وقایع متعددی در اقتصاد و بخش انرژی بوده‌اند، که به عنوان نمونه می‌توان به بحران انرژی در ۱۹۷۳ و ۱۹۷۸، رکود اقتصادی اوایل دهه‌ی ۱۹۸۰ میلادی، حمله‌ی 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 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

www.SID.ir

Archive of SID

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 . 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 استفاده‌ی روزافزون این مدل‌ها در اقتصاد شده است.

در این مقاله، با استفاده از داده‌های سری‌زمانی سالانه‌ی ایران طی دوره‌ی ۱۳۸۶-۱۳۴۶ 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 ۱ (که از سال ۱۳۶۸ تا ۱۳۸۶ را شامل می‌شود) قوی‌تر از رژیم صفر می‌باشد. ثالثا مصرف انرژی فقط در رژیم ۱ 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 ۲، به بررسی مدل خودرگرسیونی برداری مارکوف سوئیچینگ می‌پردازیم، سپس در بخش۳ نحوه‌ی آزمون علّیت گرنجر در مدل‌های MS ارائه می‌شود. رابطه‌ی علّیت بین مصرف انرژی و تولید در ایران در بخش ۴ مورد مطالعه قرار گرفته و در قسمت ۵ به جمع‌بندی نتایج پرداخته می‌شود.

۲- 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

= Y ! & W (X #$ S , ? ,(Z CI D W (X #$,MS . V , (! C ! #$ % U!,
O - & = Y T P2 DR ' (!

www.SID.ir

Archive of SID

نمود. ایده اصلی این روش این است که پارامترهای مدل VAR به متغیر رژیم (S_t) بستگی دارند، در عین حال S_t قابل مشاهده نبوده و فقط می‌توان احتمال مربوط به آن را به دست آورد. در این صورت تابع چگالی شرطی سری‌زمانی قابل مشاهده y_t به صورت زیر خواهد بود:

به طوری‌که بردار پارامترهای مدل VAR در رژیم‌های مختلف و Y_{t-1} نشانگر مشاهدات می‌باشد. برای یک رژیم مشخص s_t، y_t را می‌توان به وسیله‌ی مدل VAR (p) زیر نشان داد

که می‌باشد. برای تکمیل کردن فرایند ایجاد داده‌ها (DGP) نیاز است که نحوه‌ی تغییر در رژیم (s_t) را بشناسیم، که در مدل‌های MS فرض می‌شود s_t به‌وسیله‌ی زنجیره‌ی مرتبه‌ی اول مارکوف زیر ایجاد می‌شود:

www.SID.ir

Archive of SID

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

! " # $ %" ! & $ '( )

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 $ * $ + +

, - . . / .

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

0 1 1 2

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:

6
4 0 1 1 # 2 "7 $
4
8 9
5
4
4 0 1 1 # 2 "7)
3

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.

www.SID.ir

Archive of SID

MS-VAR

		میانگین متغیر	میانگین ثابت	عرض از مبدا	عرض از مبدا
ثابت	واریانس ثابت	MSM-VAR	VAR	MSI-VAR	VAR
	واریانس متغیر	MSMH-VAR	MSH-VAR	MSIH-VAR	MSH-VAR
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 ، ۱۹۸۹، آرتیس و همکاران ، ۲۰۰۴ و چن ، ۲۰۰۷)، برای بررسی بازار سهام (گیدولین و تیمرمن ، ۲۰۰۶ و گالد و اوترانتو ، ۲۰۰۸)، برای بررسی نرخ بهره و نرخ ارز (چن، ۲۰۰۶ و اسمیت ، ۲۰۰۲)، برای بررسی اثرات نامتقارن متغیرهای اقتصادی و نفت بر اقتصاد (کلمنتس و کرولزیگ ، ۲۰۰۲، کلوگن و مانرا ، ۲۰۰۹) و مطالعه‌ی نرخ بیکاری (کرولزیگ و همکاران ، ۲۰۰۲).

MS

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

"#/ / MSI-AR "# $ '( ) *+ , -+. AR % &# $!

1 0 , - +. MSIAH-AR

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.

www.SID.ir

Archive of SID

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 ۲ باشد، از مدل MS - VAR به شکل زیر استفاده نمود :

$$\begin{bmatrix} < \\ ;< \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} ? & ? \\ ? & ? \end{bmatrix} @ \# \begin{bmatrix} A^{B} & B \\ C & \end{bmatrix} \begin{bmatrix} C & \\ B & B \end{bmatrix} \begin{bmatrix} < \\ D;< \end{bmatrix} =$$

$$\# \begin{bmatrix} E & E \\ E & E \end{bmatrix} DF \quad ; \quad = \quad G \ \$ \ '(\ H$$

از F می‌توان به عنوان متغیرکنترل در مدل استفاده و یا آن را حذف کرد. در مدل فوق و بیانگر متغیرهای تصادفی غیرقابل مشاهده هستند که مقادیر آن‌ها می‌تواند ۰ یا ۱ باشد، اجزای اخلال هم فرایندهای اختلال سفید 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) تعلق هر مشاهده به رژیم ۰ یا ۱ را نیز تعیین کرد. احتمال‌های فیلترشده با استفاده از مشاهدات ۱ تا t (نقطه مورد بررسی) و احتمالات هموارشده با استفاده از کل مشاهدات (مشاهدات ۱ تا T)، محاسبه می‌شوند.

بر اساس پارامترهای تخمین زده شده‌ی مدل فوق می‌توان در مورد روابط علّیت بین دو متغیر بحث کرد. غیرصفر بودن هر کدام از پارامترهای C و . . . . و C (ضرایب متغیرهای >) نشان می‌دهد که x_2، علت گرنجر x_1 می‌باشد، زمانی که $ است و علت گرنجر برای x_1 نیست، زمانی‌که است. به همین ترتیب اگر هر کدام از پارامترهای C و . . . . و C (ضرایب متغیرهای >) غیرصفر باشند، x_1 علت گرنجر برای x_2 هست، زمانی‌که $ و علت گرنجری x_2 نیست، اگر باشد.

---

*/ 2 > / '& 9 $#: ;#+<+= % +6 78 %) 45 *& 3+ % &2 #, % $ "#
1: ?@

2- White noise1

3- Smoothed and filtered probabilities.

) C/G9ames Hamilton (1994) %@/: .) . / % && C+7D > -E F @3+ %,A B %
1: ,8

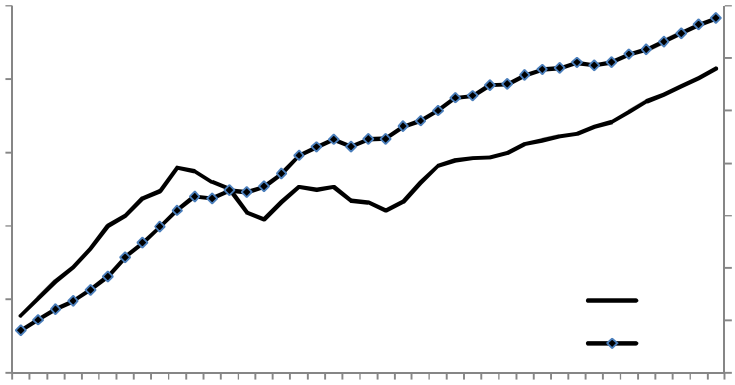
www.SID.ir

Archive of SID

!

*+ * ,- ./ ' 0 . 1 (') "# $ % &'
4 / ' 5/ 6 7' 8 - (3 / .- 2 +
96' *< ' (5 2* (5/ 9: ;% (# 39
3/ ' ! ?2 @,A 4?6 + 9: #% = 6' > 6 $ + (
39 6 4 C ' 7' + * B9 $ / 1
1 3/ $ + $ / 7' D 92 E ! (+
! (./ +$' 0 C 2

F G 6 $ .6GDP 2& 2 + # * + .-
L ;M N 2 O2 P 4(' $ (Q2 R / * ST HIJK
N 2 2+ / + X ,9HIWK/HIVK * ' U S : B2 . %A $
* B9 # G9 Y- 0 C # 39 ! * * B9 $
!2 * $ A2LEC ' LGDP L / / (Z 6
* ' U !# $ A2 * ' U # 39 2' \H[G2
' ^ IK]H 2& R 9 N 2 P ' \ .6 ' GDP[- /
!2* ^ J]H



www.SID.ir

Archive of SID

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 و از نظر اندازه‌ی آزمون هم دارای مشکل‌اند Dejong et al, 1992; Harris, 2003 برای برطرف کردن این مشکلات، Ng و پرون (۲۰۰۱)، چهارتست جدید ارائه کردند که دارای توان بالاتر و مشکل اندازه‌ی آزمون آن‌ها بسیار کم‌تر بود. وجود ریشه‌ی واحد در سری‌های زمانی مورد استفاده در این مطالعه به وسیله‌ی آزمون‌های فوق بررسی شد، که نتایج آن در جدول (۲) 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 LGDP 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 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 (۲) آورده شده‌است. بر اساس این نتایج، فرضیه‌ی صفر (مبتنی بر ایستایی متغیر) در سطح ۱٪ برای هیچ‌کدام از این دو متغیر رد نمی‌شود. به عبارت دیگر بر اساس آزمون KPSS متغیرهای LGDP 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.

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

www.SID.ir

Archive of SID

	MZ	MZ_t	MSB	MP_T	KPSS
(LGDP)				/	
(LEC)					
LGDP					!!
LEC					!!

" ! *** ** *

". , - $ %& ' ()*#
1 23 4 $ 3 #0

برای تعیین درجه‌ی مدل VAR از معیارهای آکائیک(AIC) و هنان- کوین(HQ) و آزمون LR استفاده می‌شود، که همه‌ی این معیارها وقفه‌ی بهینه را ۲ تعیین می‌کنند. نتایج آزمون باکس- پیرس ، حاکی از عدم وجود خودهم‌بستگی سریالی در پسماندهای این مدل بوده است و صحت وقفه‌های انتخاب شده را تأیید می‌کند.

در مرحله‌ی بعد، تعداد بهینه‌ی رژیم در مدل MS مورد استفاده باید تعیین شود. با توجه به وجود پارامترهای مزاحم (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 (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 معیارهای اطلاعات AIC, SBC, HQ نیز برای تعیین تعداد رژیم‌ها استفاده کرد.

1- Akaike and Hannan – Quinn information criteria.
2- Likelihood Ratio test.
3- Box – Pierce.
4- Nuisance parameter .

7QP >; #. @ Y % $ 5Q2%#& 07@W "# > 5 XR $ M !
1# M 3+=

www.SID.ir

Archive of SID

مطالعه‌ی ساراداکیس و سپاگنولو (۲۰۰۳) 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 ۲، 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 ۴، نتایج تخمین پارامترهای مدل فوق با استفاده از روش حداکثر درست‌نمایی را نشان می‌دهد. عدد P-value مربوط به آماره‌ی DAVIS " خطی 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 ۰ به ۱ برابر۰/۰۴۷ می‌باشد ، که نشان می‌دهد احتمال تغییر رژیم از ۰ به ۱ بسیار ضعیف می‌باشد. هم‌چنین p_{11} مساوی یک بوده و نشان می‌دهد که در دوره‌ی مورد بررسی هیچ‌گونه انتقالی از رژیم ۱ به ۰ انجام نگرفته، به عبارت دیگر رژیم ۱ یک رژیم جاذب است. در عین حال بر اساس احتمالات تخمین زده شده برای هر مشاهده (نمودار ۲) مشخص می‌شود که رژیم ۰ از سال ۱۳۴۸ شروع شده و تا سال ۱۳۶۷ ادامه یافته و رژیم ۱ شامل سال ۱۳۶۸ تا آخر دوره‌ی مورد مطالعه‌ی (سال ۱۳۸۶) است. بنابراین از ۳۹ مشاهده‌ی مورد بررسی، تعداد ۲۰ مشاهده در رژیم ۰ و ۱۹ مشاهده در رژیم ۱ قرار دارند.

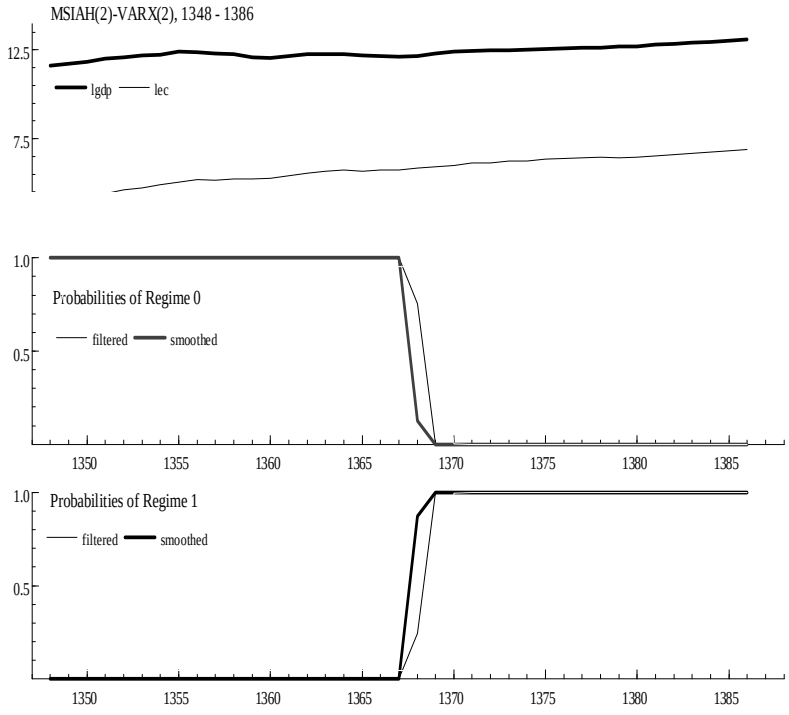
انحراف معیارهای تخمین‌زده شده برای این دو مدل نشان می‌دهد که واریانس هر دو مدل در رژیم ۰ بیش‌تر از واریانس رژیم ۱ می‌باشد. در عین حال، نتایج نشان می‌دهد که هم‌بستگی بین مصرف انرژی و تولید، از شروع دوره‌ی مورد بررسی تا سال ۱۳۶۷ (رژیم ۰) و از سال ۱۳۶۸ تا ۱۳۸۶ (رژیم ۱)، به ترتیب برابر ۰/۷۹۶ و ۰/۳۸۹

1 l P /
2- Absorbing Regime.

www.SID.ir

Archive of SID

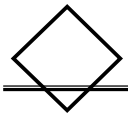
. / 012 - , - +'( ) * % &$ " #
3 : $! 5 6 7 8 " 9 ! % # 3 # 4
BA?@ 6 # # = 4 . / 6 7 ; &< 3 #
) E G < 4 % # : = FDE " BAC>
$ 3 # <4 G 12 : =@C5H! 8 : = FDE 4 . /
4 . / I 3 : 3 # 6 7 ; &< ! 8
% # : " AC>J = AHC
%L M 4 N 4 . / <4 G 12 3 # K) E G < 4
. / 3 # - # P $ O 2 # "
$ E Q 9#=@C5H! 4



MSIAH(2)-VARX(2)

www.SID.ir

Archive of SID



GDP

MSIAH(2)-VARX(2)

LGDP :		**LEC :**	
' ! !" # $ % &	( )	' ! !" # $ % &	
! !" # $ % &	)'	! !" # $ % &	( )
' ! !" $LGDP_{t-1}$	"	' !!" $LGDP_{t-1}$	' *)
! !" $LGDP_{t-1}$	' +**	!!" $LGDP_{t-1}$	' * '
' ! !" $LGDP_{t-2}$	' ' *	' ! !" $LGDP_{t-2}$	')('
! !" $LGDP_{t-2}$	' (),	! !" $LGDP_{t-2}$	' ' +
' ! !" LEC_{t-1}	' "+	' ! !" LEC_{t-1}	' (+
! !" LEC_{t-1}	')+	! !" LEC_{t-1}	' +
' ! !" LEC_{t-2}	' ( )	' ! !" LEC_{t-2}	' ')
! !" LEC_{t-2}	')+	! !" LEC_{t-2}	')"
' ! !" - . $!	' '	' ! !" - . $!	' ' *
! !" - . $!	' ')	! !" - . $!	' ")
' ! !. / 0	' ')	' ! !. / 0	' '*'
! !. / 0	' ' *	! !. / 0	' ')(
P	' +*		
P	'"		
Log-Lik1	) ')		
DAVIS	' "		

(Krolzig , -") ./ %& ' 0 OX %& ' ( ) *+) !" # $!

LEC LGDP

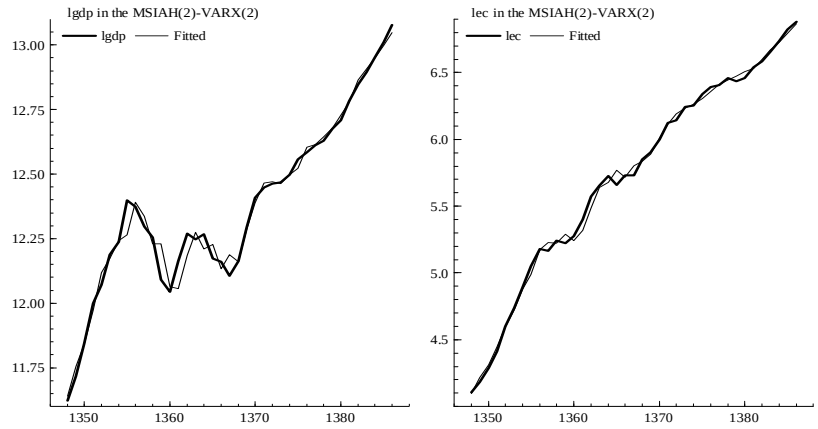
- . / ,)* + PACF ACF & '(% $! # !"

www.SID.ir

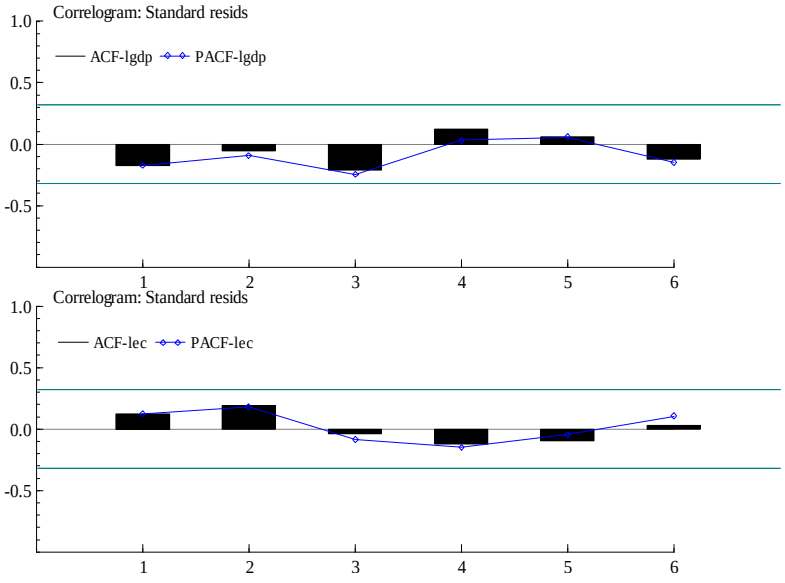
Archive of SID

! "#$

' &&'%



LE LGDP "# $%& ' !



LEC LGDP + , -. %)* PACF ACF (

www.SID.ir

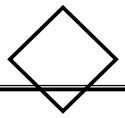
Archive of SID

& 1 , - 2 3 4 5 & 6 7890 - &
@ 6 & : & 6) $ < =' > ? 4 @ : ;'
2 ! @ "@ % A ! D & %)C % 3 & A B ;
: $ F G < ! E 6 789 0
/ % 3 I 6 J !" , @ VAR : H <
: & K L <) - 2 3 4 5 & C B 6 789 9'
$ B F G < % 3
E ! O < : & & M2 N
789 0 H O @ ! # =' > ? 4 @ : P TRSP QR
: @U % 3 7890 & $ * 3 4 5 - 2
W A 3 4 5 X$J : % 3 2 V P QR2P RQ
$ - 2 689 6 ! - 2 Z0 '. JY2P % 3

4 5 & C B 6 7890 P QT[\ ] ^))9 & "
_ `, V5A$P QR$P TR : E ! 5 F 3
$PTaPPdc aT ! 5 F
: 5 F 3 4 5 0 P QQ! D e "
$Pb c QR 5 F G g2 8C $ 5 F f8 M _M
$Q
4 5 5 F & 0 P Qi [h" <05 e #
dBP PT . 2 _ 8C $ < 9 A
: 3 4 5 789 0 P QR{& /e g " c '/e
/ U 89 _ `, $P QT$P di : E ! 81 b- 1 - 2
d$QSPbc 5 F ` k 9 *

www.SID.ir

Archive of SID



! 5 F 3 4 5 & 6 789 0 P kR[& / IF
$ 3 8 _

! 5 F 3 4 5 & 6 789 0 P kQ[L D8
$#l l m# ' @ ! ,

3 V e 4 5 & 0 P Q [%;9 &/g n l9 L C
a 3 5 F G .- 0 V 5A$ 5 F _M
$Q i $ P c

- 2 C B 6 789 0 " V 8g2 P QT[C A
o 2 < 3 l _#@ l g 3 4 5 81 b- 1
$k $ d bc d 3 5 F G .- 0 V5A P Qa$P T - 2

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

www.SID.ir

Archive of SID

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

www.SID.ir

Archive of SID

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

www.SID.ir

Archive of SID

Energy Consumption-GDP Relationship in Iran: A Markov Switching Approach

Firouz Fallahi
Assistant Professor, Department of Economics, University of Tabriz, ffallahi@tabrizu.ac.ir
Abdolrahim Hashemi Dizadj
Lecturer, Islamic Azad University, Astara Branch, rahimhashemi.d@gmail.com
Received: 2010/01/09 Accepted: 2010/07/27

Abstract

The causal link between energy consumption and output is one of the most debated subjects in economics. A large literature has studied this link; however, the results are mixed. The sample period plays a crucial role and the results of causality tests appear to be sensitive to that. To get more consistent results we use a new method which allows for change in the casual links over the sample period. This method is based on a VAR model with time varying parameters, and these variations are governed by a Markov chain.

In this paper, we use a Markov-Switching VAR model with two different relationships among the variables to examine the casual link between output and energy consumption in Iran, using annual data from 1346 to 1386. The results show that 1) GDP is a Granger cause of energy consumption in both cases, 2) this casual link is stronger in the 2nd case, 3) the causality is not constant over the sample period and it changes in 1368, and 4) energy consumption is a Granger cause of output only in the first case.

JEL Classification: C32, O13.

Keywords: Granger Causality, Markov Switching, Energy Consumption, Output.

www.SID.ir